

REPORT OF THE 2022 ICCAT ATLANTIC SWORDFISH STOCK ASSESSMENT
(Online, 20-28 June 2022)

SUMMARY

The Swordfish Species Group met 20-29 June 2022 online, focused on the assessment of Atlantic North and South stocks. It determined catch data, biology parameters, size composition, fleet structure and the relative abundance indices for assessment use. For the North, the JABBA model indicated a stock with median $B_{2020}/BMSY=0.91$ and $F_{2020}/FMSY=0.90$ and showed a >50% chance of rebuilding to above BMSY with catches $\leq 12,700$ tons. Final projections for Stock Synthesis could not be finished at the meeting. For the southern stock, the JABBA reference case assessment estimates median $B_{2020}/BMSY=0.77$, with median $F_{2020}/FMSY =1.027$. For the South, the JABBA base case model was run with 21 constant catch scenarios (0; 6,000 – 15,000 t). At current catch levels (9,826 t), there is a 55% chance the stock will be in the green quadrant by 2033. Constant catches of below 9,500 tons are expected to prevent overfishing ($F>FMSY$) and an overfished status ($B<BMSY$) with a probability of greater than 60% by 2033. Preliminary Stock Synthesis models and closed-loop simulations of alternative Management Procedures were provided for the southern stock for the first time.

RÉSUMÉ

Le Groupe d'espèces sur l'espadon s'est réuni en ligne du 20 au 29 juin afin de procéder à l'évaluation des stocks de l'Atlantique Nord et Sud. Le Groupe a déterminé les données de capture, les paramètres biologiques, la composition par taille, la structure de la flotte et les indices d'abondance relative à utiliser dans l'évaluation. Pour le Nord, le modèle JABBA indiquait un stock avec une médiane $B_{2020}/B_{PME}=0,91$ et $F_{2020}/F_{PME}=0,90$ et montrait une probabilité supérieure à 50% de rétablissement du stock au-dessus B_{PME} avec des captures ≤ 12.700 tonnes. Les projections finales de Stock Synthesis n'ont pas pu être terminées lors de la réunion. Pour le stock du Sud, l'évaluation du cas de base de JABBA estime la médiane $B_{2020}/B_{PME}=0,77$, avec une médiane de $F_{2020}/F_{PME} =1,027$. Pour le Sud, le cas de base du modèle JABBA a été exécuté avec 21 scénarios de capture constante (0 ; 6.000 - 15.000 t). Aux niveaux de capture actuels (9.826 t), il y a 55 % de probabilités que le stock se situe dans le quadrant vert d'ici 2033. Des prises constantes inférieures à 9.500 tonnes devraient empêcher la surpêche ($F>F_{PME}$) et un état de surexploitation ($B<B_{PME}$) avec une probabilité supérieure à 60 % d'ici 2033. Des modèles préliminaires de Stock Synthesis et des simulations en boucle fermée de procédures de gestion alternatives ont été fournis pour la première fois pour le stock du Sud.

RESUMEN

El Grupo de especies de pez espada se reunió del 20 al 29 de junio en línea con el objetivo de evaluar los stocks del Atlántico norte y sur. Determinó los datos de capturas, los parámetros biológicos, la composición por tallas, la estructura de la flota y los índices de abundancia relativa para su uso en la evaluación. Para el stock del norte, el modelo JABBA indicaba un stock con una mediana $B_{2020}/BRMS=0,91$ y $F_{2020}/FRMS=0,90$ y mostraba una probabilidad superior al 50 % de recuperación por encima de BRMS con capturas ≤ 12.700 t. Las proyecciones finales de Stock Synthesis no pudieron terminarse en la reunión. Para el stock del sur, la evaluación del caso de referencia de la JABBA estima una mediana $B_{2020}/BRMS=0,77$, con una mediana $F_{2020}/FRMS =1,027$. Para el sur, el caso base de modelo JABBA se ejecutó con 21 escenarios de capturas constantes (0; 6.000 - 15.000 t). Con los niveles actuales de capturas (9.826 t), hay un 55 % de posibilidades de que el stock se sitúe en el cuadrante verde para 2033. Se espera que unas capturas constantes inferiores a 9.500 t eviten la sobre pesca ($F>FRMS$) y un estado de sobre pesca ($B<BRMS$) con una probabilidad superior al 60 % en 2033. Por primera vez se facilitaron modelos preliminares de Stock Synthesis y simulaciones de circuito cerrado de procedimientos de ordenación alternativos para el stock del sur.

1. Opening, adoption of agenda and meeting arrangements

The meeting was held online, between 20-28 June 2022. The northern swordfish rapporteur Kyle Gillespie (Canada) opened the meeting and addressed the Swordfish Species Group, the “Group”, with the southern rapporteur, Denham Parker (South Africa). The ICCAT Executive Secretary welcomed and thanked the participants. The SCRS Chair and the Assistance Executive Secretary highlighted the need to advance to the extent possible on all tasks of the Group, to avoid leaving substantial matter to be dealt with during the September meeting. The Chairman proceeded to review the Agenda, which was adopted without changes (**Appendix 1**).

The List of Participants is included in **Appendix 2**. The List of Documents presented at the meeting is attached as **Appendix 3**. The abstracts of all SCRS documents presented at the meeting are included in **Appendix 4**. The following served as rapporteurs:

<i>Sections</i>	<i>Rapporteur</i>
Items 1, 11, 12	N.G.Taylor
Item 2	D. Rosa, M. Ortiz
Item 3	A. Kimoto, M. Ortiz
Item 4, 8, 10	K. Gillespie
Item 5	N. Fisch, M. Ortiz, K. Gillespie
Item 6	R. Forselledo, D. Parker, B. Mourato
Item 7	C. Peterson
Item 9	K. Gillespie, G. Diaz

2. Updates on available data on catches, biology, size composition (limited to any updates since the data-preparatory meeting)

SCRS/2022/118 presented an update on the age and growth component of the swordfish research biology program, with a preliminary analysis of an age reading for the North Atlantic stock. Multiple readers read both spines and otoliths and biases were found between readers for both structures. The maximum modal age in spines was 7 years and in otoliths 5 years. The mean length at age from spines was similar to the mean lengths at age from the Arocha *et al.* (2003) study. Sampling, processing, and age readings will continue under the swordfish research biology program.

The Group was informed that a study of swordfish growth and reproduction has been conducted in the Gulf of Mexico noting that it could be interesting to include those samples in the current study, as it covers an area that is currently not sampled. USA scientists will try to contact this study’s researchers.

The differences in maximum ages of spines readings in the current study and the study from Arocha *et al.* (2003) were noted. It was clarified that most likely this difference is due to the different length ranges of the two studies, as in the case of Arocha *et al.* (2003) there were samples of larger individuals than the ones included in the current reading for the North Atlantic. It was further noted that some fisheries are not fishing in areas where larger individuals were often caught, as is the case of the more offshore areas of the Grand Banks. This can hinder further sampling of these larger-size swordfish. Additional samples of large individuals may become available from the rod and reel fishery off Canada.

The Group expressed interest in proposing a continued program for biological sampling, undertaken by CPCs, that extends further than the current biology program, with specific sizes, and structures (hard parts) to be collected from different areas. It was noted that previous efforts have been taken to develop a research plan for swordfish, like the existing for other species groups (e.g., sharks; billfish), and these efforts could be renewed.

SCRS/2022/120 applied a method to derive steepness for the Beverton-Holt stock recruitment relationship from life-history parameters. The method used distributions of life history parameters to determine corresponding values of steepness for each combination. Similar to stocks such as the Atlantic bluefin tuna, Pacific bluefin tuna, and Pacific striped marlin, the resulting distribution of steepness was left-skewed. To refine the estimates, better estimates of the variance for the input parameters are needed as well as defining a correlation matrix for each. Once refined, the multivariate distribution could be used for priors on stock assessment models, input for the Operating Models in MSE, as well as a distribution that could be used to weight OM and stock assessment scenarios.

The Group discussed the presentation. They noted that this analysis was an important advancement of the method initially presented by Sharma and Arocha in 2017. In addition, they asked if the derived distribution had been compared for example to the RAM Legacy Stock Assessment Database. The authors responded that it has not but that too would be work for the future. It was noted that this method relies on the survival rates of larvae to juvenile stages, which is an area of limited research and large uncertainty.

3. Updates on fleet structure (limited to any updates since the data-preparatory meeting)

The Secretariat informed the Group that there were no updates to the Fleet structure for either the North or South Atlantic swordfish stocks since the data preparatory meeting. **Tables 1** and **2** show the fleet structure in detail used for the Stock Synthesis models during the assessment meeting. It was noted that compared to the 2017 Swordfish Stock Assessment (Anon., 2017), for the N-SWO synthesis model, a new fleet was introduced during the data preparatory meeting, the harpoon fleet operating primarily on large-size fish.

4. Summary of relative abundance indices to be used (limited to any updates since the data-preparatory meeting)

Indices of relative abundance submitted by CPC scientists remained largely unchanged from those accepted at the 2022 Swordfish Data Preparatory meeting (Anon., 2022a). The terminal data index value in the Japanese index of abundance was removed in all models for the North and South due to an analysis error. In some model scenarios, additional time blocks were applied to some indices, however these changes were not uniformly applied among the model runs. Specific changes to particular indices are noted in sections 5 and 6.

SCRS/2022/115 presented a combined index of abundance for the North Atlantic swordfish stock. This combined index has been used as a model input since the 1990s and is a collaborative effort between scientists from several CPCs. The 2022 version of the index includes catch and effort information from 7 ICCAT longline fleets: United States, Canada, EU-Spain, EU-Portugal, Japan, Morocco, and Chinese Taipei, which represent over 90% of annual swordfish catch. The index is used as an indicator in surplus production models and there is interest in its potential use as an indicator for a model-based MP in the N-SWO management strategy evaluation.

The version presented in this document differs from previous standardizations in that the finer resolution set-level data were not available for some fleets. ICCAT Task 2 Catch and Effort data were used and then supplemented with additional data submitted by CPC scientists. A delta-lognormal standardization model was applied, accounting for fleet, spatial zone, quarter and year (**Table 3; Figure 1**). The modeled biomass scale and trend were very similar to that calculated in the 2017 standardization (**Figure 2**).

The Group welcomed this index contribution, noting however, that that finer resolution set-level data were not available for some fleets. The Group discussed the advantages and disadvantages of developing and using a combined index versus using separate indices as input data in the models. A particular concern was the lower resolution of the 2022 combined index data. It was noted that it had been conflicts among the CPUEs that spurred initial development of the index in the 1990s. These have persisted and, in many cases, surplus production models have achieved better diagnostic results when using the combined index (e.g., 2017 BSP2), than using the full suite of CPC-provided indices.

The Group requested additional diagnostics which were prepared and presented during the meeting. These included residual plots, coefficients for the random effect residuals, and spatial-temporal distribution of zero catch records. The authors presented several descriptive plots showing the spatial and temporal distribution of catch and effort data (**Figure 3 & 4**). A bimodal distribution was noted in the log CPUEs from the late 1980s to present which characterizes the difference between swordfish targeting and non-target fleets (**Figure 5**). It was further noted that the model predicted large confidence bounds for the 1970s when data sources were sparse due to management regulations and resulting limitations on catch. The Group accepted the index for use in the North surplus production models while noting that the 2022 version of the combined index is likely not capturing important nuance related to gear changes due to the use of T2C&E data rather than use of finer scale data that has previously been submitted by CPCs.

5. North Atlantic Stock

5.1 Methods and Model Settings

To take stock dynamics uncertainty and the quality of data into account, the SCRS routinely considers a range of scenarios comprising alternative model structures and datasets (i.e., size composition) for a single stock assessment. In 2017, several modelling platforms were developed for the North Atlantic swordfish stock, with two being used for management advice: an age-structured integrated model using Stock Synthesis and a Bayesian biomass surplus production model created using BSP2. In 2022, four modelling platforms were presented for the North Atlantic stock: Stock Synthesis (SCRS/2022/124), JABBA (SCRS/2022/114), ASPIC and SPiCT (Lauretta *et al.*, 2020).

5.1.1 Initial Stock Synthesis Model

SCRS/2022/124 presented a preliminary age-structured assessment and model diagnostics for the North Atlantic Swordfish stock using Stock Synthesis. Many of the model settings were similar to the 2017 Stock Assessment (Anon., 2017). The model was an annual, sex-specific, age structured assessment. Natural mortality was fixed at 0.2 for both males and females across all ages. Sex-specific growth curves were fixed at the same values used in the 2017 stock assessment, with females reaching a larger asymptotic size (**Figure 6**). Female maturity was assumed to be 50% at age-5 and 100% for all older ages.

Recruitment was assumed to be dependent on female spawning stock biomass, where fecundity was made a function of body weight. The stock-recruitment function assumed a Beverton-Holt relationship, and initial attempts at estimating steepness failed thus it was fixed at 0.88 (the value estimated within the 2017 Stock Assessment (Anon., 2017)). Alternative model runs assuming steepness values of 0.7 and 0.8 were explored. Recruitment deviations were penalized in the likelihood assuming a lognormal distribution with the standard deviation of log recruitment fixed at 0.2 (the same value as the 2017 Stock Assessment (Anon., 2017)).

Selectivity was modeled as length based and separate selectivity block was added from 1993 onwards to reflect the regulatory change of adopting a minimum size (Rec. 90-02). This meant that two selectivity curves were estimated for each fleet which operated across the regulatory change, one prior to 1993 and another after. Discards were estimated within the model for each fleet using fleet specific retention functions, assumed to be knife edged at 119 cm. Dome shaped selectivity was assumed for EU-Spain, US, Japan, EU-Portugal, and Morocco longline fleets, and asymptotic selectivity was assumed for Canadian longline, Chinese Taipei longline, and “other” fleets (**Figure 7**). The effective sample sizes for the length compositions were calculated iteratively using Francis’ TA1.8 algorithm (Francis, 2011). Direct observations of the percent of sublegal fish dead at haulback were presented for US and CAN fleets from observer data, and for Chinese Taipei and EU-Portugal fleets from previous studies, suggesting an average of 78% of undersized swordfish are dead at-haulback (**Figure 8**). The fleet specific estimates that were available were used as discard mortality in the model while the overall average was used for the remaining fleets.

Several CPUE indices’ catchabilities were informed by the Atlantic Multidecadal Oscillation (AMO) environmental index, which led to better fits to the data and improved model diagnostics. The standard deviations (weighting) for each CPUE series were normalized using the estimated standard errors from the index standardization process such that the minimum standard deviation for each CPUE series (on the log scale) was set at 0.2 and the variability between years was maintained from the standardized estimates.

5.1.2 Additional runs

The Group decided to update the model using the overall average at-haulback mortality, as the estimates of discard mortality for the Chinese Taipei fleet were based on the study by Pan *et al.* (2022), which is the discard mortality reference for the Chinese LL fleet. However, the Chinese fleet has different fishing activities, and the Chinese and Chinese Taipei fleets also operate differently. The Group discussed the 2020 observation of the Japan longline CPUE in both Atlantic stock areas, and it was decided to drop this point from the model (see section 6.1). The Group requested additional runs with 2 different CPUEs. It was noted that the age-specific indices from the EU-Spain longline fleet (**Table 6**) did not appear to be correlated across ages with lags. That is to say, it would be expected in a year where the age-1 index was high that in the following year the age-2 index would increase. Largely, correlations such as these were not evident in the indices. The Group discussed whether the EU-Spain longline CPUE should remain split into age specific indices or rather as an aggregated-age EU-Spain longline

index. A model fit to the combined EU-Spain longline index did not improve model diagnostics (**Figure 9**) thus it was decided to stick with the age specific indices for the EU-Spain longline fleet.

The Group also suggested an additional run, fitting to the combined longline index (SCRS/2022/115). The Group agreed not to use the combined index as there was no improvement in the model diagnostics (**Figure 10**). The Group further requested an additional three runs

- Update the maturity at age vector using the estimates from Sharma and Arocha (2017; **Figure 11**)
- The steepness for the base stock assessment model should be set to 0.75, for consistency with the MSE for Swordfish
- Fit to the observed discards and estimate the remaining discards for the fleets which did not report them, instead of allowing Stock Synthesis to freely estimate discards for each fleet.

The Group reviewed the effects of stepwise changes and accepted the update to the maturity vector as the model fit was not affected by the change (Maturity in **Table 4**). However, the Group decided to maintain the initial setting of steepness 0.88 as the model fit was not improved by setting steepness to 0.75 (Mat-h in **Table 4**).

The additional run which included a new maturity vector from Sharma and Arocha (2017), steepness fixed at 0.75, and discard data explicitly being fit within the objective function (for the fleets which reported discards) was not able to converge when fitting to Chinese Taipei and Japan longline discard data. Therefore, it was decided that an updated model run would be conducted with the Chinese Taipei and Japan longline total discards added to their respective landings, to be fit in the model. The Group noted that in some years (2000-2003) the Japan longline fleet discards were quite high and expressed interest in the model accounting for them (**Figure 12**).

The modified additional run that included only the US and Canada longline reported discard data in the objective function (Mat_h_dis in **Table 4**) deteriorated model diagnostic performance. The Group decided on a final base model for North Atlantic swordfish in Stock Synthesis using the new maturity vector, steepness fixed at 0.88, omitting the 2020 Japan longline CPUE data point, placing discards from Japan and Chinese Taipei longline fleets into their landings data, and freely estimating the discards from the remaining fleets.

The Group pointed out the importance of comparing dead discards estimated by Stock Synthesis with that derived from the available fisheries data, in order to more thoroughly ground-truth the Stock Synthesis-estimated dead discards. The Group agreed to continue exploring different model configurations to improve the estimation of dead discards to better match the observed discards. However, the Group stressed that model estimates should not be seen as replacement for actual reporting of dead discards.

The Group requested a comparison between estimated discards from the Stock Synthesis model and those reported by the fleets which reported discards. The Stock Synthesis model estimated that on average, 10.5% of the total removals were attributed to discards, where the reported discards equaled 2.5% of the total removals (**Figure 13**), and it was noted that only 4 fleets reported discards. The final base model for the age structured assessment freely estimated discards for each fleet.

5.1.3 JABBA Model Settings

The stock assessment software ‘Just Another Bayesian Biomass Assessment’, JABBA, was applied. This most updated version (v2.2.6) of JABBA was used and can be found online at: <https://github.com/jabbamodel/JABBA> and/ or <https://www.iccat.int/en/AssessCatalog.html>. The JABBA R package uses Bayesian state-space approaches for biomass dynamic stock assessment models (Winker *et al.*, 2018). The software runs quickly, generates reproducible stock status estimates and has in-built a suite of diagnostic tools. In 2017 a JABBA model was developed for the North Atlantic Stock but was not used for management advice. Methods and model settings are described in more detail in SCRS/2022/114.

Input data included the catch data provided by the Secretariat following the 2022 Swordfish Data Preparatory Meeting (Anon., 2022a). The CPUE indices followed those provided in the Data Preparatory Meeting with one change: the 2020 data point in the Japanese longline index was excluded (see section 6.1 for a detailed description of this change).

A total of 8 JABBA runs were completed for the North (**Table 5**). Two continuity runs were completed using the same model settings and assumptions used in 2017 but with updates to catch data and indices. In the first run, scenario 1 (S1), the nine CPUE indices developed by CPCs (**Table 6**) were used and in the second run, the

combined index was used (S2). These continuity runs used a Schaefer production model with the initial model year set to 1950, initial depletion set to 0.85 (s.e. 0.1), r set to 0.424 (s.e. 0.4), and s.e. of 0.25 for all CPUEs, while K was freely estimated.

At the 2022 Swordfish Data Preparatory meeting, it was noted that input priors (r , B_{MSY}/K) related to the production function derived from simulations in an Age Structured Equilibrium Model (ASEM; Winker *et al.* 2020 and Winker *et al.*, 2018) should be tested among the model runs. North Atlantic swordfish life-history variables from Arocha and Lee (1996) and Arocha *et al.* (2003) and other sources and three assumptions on steepness (0.6, 0.75, 0.88) were used in the ASEM to estimate r and B_{MSY}/K (**Table 7**). The priors were used in JABBA models (S3 to S8), with all but S8 using the nine CPC CPUE indices. In all cases, K and initial depletion were freely estimated by the model.

During the meeting, it was noted that there appeared to be conflicts among the CPUEs. Additional runs were developed to test the influence of using differing index groupings. Index grouping 1, used in model S6, included the CPUE indices from Canada, the United States, EU-Spain, and EU-Portugal. Group 2, used in model S7, included indices from Japan, Chinese Taipei, and Morocco. These two index groupings are described in detail in section 5.2.3, below. S8 used the combined index.

The Group suggested that the scenarios include a K prior set to 200 kt with an initial depletion set to 0.85 with a c.v. of 0.4 and a beta distribution. This was done to allow the model to better capture declines in biomass in the early years of the fishery. Models S6, S7, S8 were subsequently run with these new model settings.

Finally, a model scenario with settings largely similar to the 2017 base case BSP2 model was developed, which became the 2022 JABBA reference case:

- Shaefer production model (i.e., $B_{MSY}/K = 0.5$)
- r -prior set to 0.42 (s.e. 0.4)
- initial depletion prior of 0.95 (s.e. 0.05) with a beta distribution, and
- s.e. for all CPUEs set to 0.23.

The differences between the 2022 JABBA and the 2017 BSP2 model included the updated combined index and catch data, and the use of a beta distribution (vs. lognormal distribution) for the initial depletion which limits the possible range of values to be <1 .

5.1.4 ASPIC Model Settings

For the North SWO stock a continuity run was done with a surplus production model (SPM) using the same software (ASPIC-7) as in 2013/2017, with the catch series 1950–2020, and the combined biomass index of abundance (1963–2020). This continuity run used the same assumptions and settings as the 2017 base model: briefly, this involved assuming a logistic production model function, estimating MSY and F_{MSY} , and fixing the $B1/K$ parameter at 0.85.

In addition to the continuity run, the ASPIC model was fitted using the series of indices of abundance reviewed and recommended during the 2022 Swordfish Data Preparatory meeting (Anon., 2022a). A total of 9 indices were available (**Figure 14**, **Table 6**) and initial runs included all indices assuming that they were proportional to biomass. Model fitting used the least squares (SSE) option in ASPIC, with a parameter $B1/K$ fixed at 0.85, and a logistic (Shaefer) production model. However, due to conflicts in trends between several of the indices of abundance, the ASPIC run with all indices failed to converge to a reasonable solution. An index correlations analysis was performed on the 9 series to identify groups of indices with relatively lower negative correlation among them (**Figure 15**). This analysis suggested two groups of indices; Group 1 included the indices of Canada LL, USA LL, Spain LL, and Portugal LL, while Group 2 included the indices from Japan LL, Chinese Taipei LL, and Morocco LL. The ASPIC model was fitted to each of the group indices assuming that they represent an alternative state of nature of the N-SWO stock.

During the meeting, additional runs of the ASPIC model were explored in particular with the 2022 combined index. These runs included: i) estimating the initial parameter $B1/K$, and ii) using the maximum likelihood (MLE) estimation in ASPIC for considering the variance associated with each observation of the combined index in the fitting process.

5.1.5 SPiCT Model Settings

An alternative Stochastic Production model in Continuous Time (SPiCT) (Pedersen and Berg, 2017) was used to compare the results of the ASPIC model runs. This surplus production model enables state-space in the catch process with an explicit distinction of noise in-process error and observation error, a feature not available in the ASPIC model. SPiCT model structure is similar to JABBA, including Bayesian or frequentist approaches for fitting while including auxiliary information in the assessment evaluation in the form of priors. The SPiCT model has been routinely used in ICES assessments (ICES, 2019) and had been extensively tested and evaluated, although it is not currently part of the ICCAT software catalog.

SPiCT runs were done parallel to the ASPIC runs and were intended more for comparison and exploration of possible sources of variation, rather than for formulating management advice. These additional analyses presented were done with the SPiCT R package software version 1.3.5 available at <https://github.com/DTUAqua/spict> under the R-Studio 2022.02.0 version. Settings of the SPiCT models mirrored the setting of each ASPIC run as close as possible, for example, the surplus Logistic function shape was set with a prior on the SPiCT parameter n of 2 and s.e. 0.4, while ASPIC fixed parameter B1/K of 0.85 was implemented in SPiCT with an informative prior for the initial fraction of biomass (logbkfrac) of mean 0.85 with a standard deviation 0.2.

5.2 Model diagnostics

5.2.1 Stock Synthesis

For the preliminary Stock Synthesis model (SCRS/2022/124), fits to the CPUE indices and length compositions were acceptable. Many of the CPUE indices did not pass the runs test (8/13). The Group discussed that this is likely an artifact of the many CPUE indices included in the assessment and that conflict among them is causing the model to compromise and fit through their average, resulting in non-random patterns in residuals for many fits (and thus runs test failures). Hindcast cross-validation results also suggested many Mean Absolute Scaled Error (MASE) values did not predict the indices as well as a random walk. Retrospective patterns for the model were negligible. Likelihood profiles on the log of unfished recruitment suggested a minimum at the estimated value of 6.4 with a steep increase at values below this estimate however quite flat (less increase) above the minimum value, particularly for the index data. The jitter diagnostic showed that the model was largely stable to alternative initial parameter values. A jack-knife analysis also suggested the model was largely insensitive to removal of individual CPUE indices or length compositions. The age-structured production model diagnostic suggested similar stock trajectories of the base model compared to a model fit without recruitment deviations and fixed selectivities (and not fit to compositions).

The diagnostics were largely unchanged for the final Stock Synthesis Reference case, as fits to the CPUE indices were acceptable with a total root mean squared error (RMSE) across all fleets estimated at 25.9% (**Figure 16**). Five of the 13 CPUE indices passed the runs test (**Table 8, Figure 17**). Hindcast cross-validation results also suggested many MASE values did not predict the indices as well as a random walk (**Table 8, Figure 18**). Fits to the length compositions were acceptable where total RMSE for observed and expected mean lengths equaled 5.4% (**Figure 16**). Retrospective patterns were negligible, with a Mohn's rho value of -0.02 for spawning biomass and 0.04 for F/F_{MSY} (**Figure 19**).

The Group discussed the merits of using the Stock Synthesis model to estimate dead discards for all fleets. It was agreed that it is important to capture the magnitude of total removals where possible, and thereby estimating dead discards for fleets for which these data are not available is an acceptable approach. However, the Group raised some concerns with replacing the reported dead discards with the dead discards estimated by the Stock Synthesis model, given that there are substantial differences between some of the reported and estimated discards. Approaches were outlined to potentially reduce such discrepancies. CPC scientists are strongly encouraged to compare dead discard estimated by Stock Synthesis to available data from the fisheries, to more thoroughly ground-truth the Stock Synthesis-estimated dead discards. The Group agreed to continue exploring different model configurations to improve the estimation of dead discards to better match the observed discards.

Based on the most important model diagnostics (described above), the Group agreed to the Stock Synthesis reference case for projections. An expanded set of diagnostics for the adopted reference case will be presented at the September 2022 Species Group meeting.

5.2.2 JABBA Model Diagnostics

All model runs were assessed with a common set of diagnostics and then evaluated for biological plausibility relative to previously accepted assessment models. Diagnostics followed Carvalho *et al.* (2021) and included examination of patterns within and among CPUE residuals via residuals plots and runs tests. Goodness-of-fit was estimated using root mean squared error (RMSE). Model convergence was evaluated with MCMC trace plots. In all scenarios described in section 5.1, MCMC traces indicated model convergence (**Figure 20**). Prior to posterior plots and median ratios were evaluated for all model scenarios. Due to the large number of scenarios, only a subset of models underwent further diagnostics tests with CPUE jackknife and hindcasting using MASE and retrospective analysis (model scenarios 3, 8, and the reference case).

The continuity run that used all the individual indices available in 2017 versus the same updated 2022 indices showed large discrepancies in terms of the state of the stock. This discrepancy appears to relate to a change that occurred in one or more of the indices rather than conflicts between indices that existed in the 2017 and the 2022 models. Continuity of models using the combined index with the 2017 assessment was stronger, exhibiting similar scale and trends in relative biomass and F. Further work is recommended to understand whether differences between the 2017 and 2022 versions of the indices are responsible for the stock status differences.

Models used one of four CPUE data inputs: all nine CPC data indices, group 1 or group 2 indices, or just the combined index. Models using all nine indices had similar fits to the data in all JABBA runs. Overall root mean square error was ~28% in all cases, which is considered in the high range of a RMSE “pass” (30% being the RMSE “pass” cutoff). The index with the longest historical series is the Canadian longline index. Early in this CPUE time series there is a large positive residual associated with the Canadian index, followed by seven successive years of negative residuals, which indicates a possible poor fit to a biomass decline early in the history of the fishery. Additional residual patterns in the time series appeared to be associated with possible temporal autocorrelation patterns in the Spanish, US, and Chinese Taipei longline indices. These three indices, along with the Japanese late and Canadian longline indices often failed the runs tests. This suggests data-conflicts caused by opposing trends when compared to the other CPUE time series, as well as the presence of outliers. CPUE jackknife analysis showed a widespread in the scale of the B/B_{MSY} and F/F_{MSY} trends. The CPUE with the greatest impact when removed from the model was the Canadian longline index which resulted in a much lower biomass from 1985 and onward but the overall trend largely matched other jackknife runs. Similarly, removal of the Canadian index results in much higher fishing mortality from 1985 and onward. This is likely due to the Canadian longline index being the longest (1963-2020), and the model therefore relies heavily on this index to describe the initial decline due to fishing. The retrospective analysis indicated no obvious patterns and Mohn’s rho values in all scenarios were very close to zero.

For model scenarios using steepness priors (S3-5), process error deviates were above zero in the last five years of the assessment time series (i.e., 2015 onwards). Combined index scenarios, on the other hand, showed processes error becoming negative around 2005 before increasing to zero in 2018. The process error deviates remain close to zero in the terminal assessment year. This pattern corresponded to a negative trend in the combined index from 2005 to 2015, followed by a steady increasing trend to the terminal assessment year.

To explore CPUEs conflicts further, two grouping of positively correlated indices were identified, described in section 5.1. The JABBA model was fitted to each group of indices assuming that they represented alternative states of nature of the N-SWO stock. Group 1 indices (Canada, Portugal, Spain, USA) resulted in implausibly high B/B_{MSY} ratios and implausibly low F/F_{MSY} ratios over the entire model time series (e.g., B/B_{MSY} never declined below 1.5). RMSE for this run was 21%, however, two of the four indices failed the runs test showing temporal autocorrelation patterns. Group 2 indices (Japan 1 & 2, Chinese Taipei 1 & 2, and Morocco) resulted in a higher RMSE (28%) but all indices passed the runs tests. F/F_{MSY} and B/B_{MSY} time series roughly matched the pattern and scale of the previous SWO assessments however the uncertainty bounds around the estimates were very large.

Model scenarios 2, 8, and the reference case used the combined index. In all cases, the index failed the runs test (**Figure 21**). However, RMSE was 18% or less (**Figure 22**). In cases where the combined CPUE was used, B/B_{MSY} and F/F_{MSY} scale and trend appeared more plausible given previous accepted model results and relative to indices using all nine CPC indices (which tended to show implausibly high levels of biomass throughout the time series).

The Group discussed differences in model outcomes among the CPUE data input groupings. Inclusion of all nine CPC CPUE indices or use of the Group 1 indices resulted in model estimates that the Group judged implausible. Use of the combined index or Group 2 indices resulted in biomass and fishing mortality estimates more consistent with previously accepted assessment models. The Group discussed the similarities and differences of the fleets included in CPUE groupings, for example, fishing location (inshore vs offshore) and targeting (target swordfish

fishing vs bycatch) fishing. Despite identifying several similarities and differences, the Group was unable to attribute a common set of characteristics to each CPUE grouping. Additional analyses are required to understand why some CPUEs covaried while others did not. Based on the diagnostics and results, all the models using individual indices were considered inappropriate for management advice. Model scenario 2 was selected based on diagnostic tests (**Figures 23, 24, and 25**) and biological plausibility.

5.2.3 ASPIC Model Diagnostics

A presentation was provided on the preliminary results of the continuity case for the N-SWO fit with the ASPIC model (SCRS/2022/119). The continuity runs included two scenarios; a) continuity 1 (Cont1) where only the catch series was updated (1950 -2020) and used the 2017 Combined biomass index and b) continuity (Cont) case where the catch series was updated and included the 2022 Combined biomass index. These runs were evaluated because of the changes in the protocols for the data input in the 2022 Combined biomass index estimation, compared to the previous (2017, 2013, 2009) versions of this index.

Adding only the catch from 2016 to 2020 (and keeping the index used in 2017 unchanged) to the model produced very similar trends and benchmark estimates as in the 2017 run (**Table 9, Figure 26**). However, when replacing the Combined biomass index with the 2022 version, the trends of absolute biomass and fishing mortality varied, as also the benchmark estimates (**Table 9, Figure 27**). Both runs converged to a solution, and bootstrapped runs (1000) were completed with no indication of hitting boundaries. Other diagnostics indicated a good contrast (Ludwig and Hilborn 1985, Magnusson and Hilborn 2007) in the index information (0.49, Prager *et al.* 2016, **Figure 28**). The retrospective runs of removing up to 5 years of data (**Figure 29**) show some patterns with estimated Mohn's Rho values of 0.02 for F/F_{MSY} and -0.007 for B/B_{MSY}.

The ASPIC run with all 9 indices of abundance indicated a negative correlation between several indices and although it converged to a solution, the diagnostic of the run (Prager 2016) indicated low contrast on predicted biomass and the indices (0.35, Prager 2016) as well as low estimated nearness index (0.15). The bootstrap runs for this model failed, having several of the runs hitting the boundary parameters repeatedly. Fitting the ASPIC model to each of the indices groups showed some improvement in the fits although they still reported a negative correlation among indices.

With the group 1 indices, the ASPIC fit run diagnostics indicate a low estimated contrast index (0.32) and low estimated nearness index (0.23), **Figure 30** shows the index fits and predicted biomass and fishing mortality trends. Bootstrap runs were completed with 5 out of 1000 hitting the F_{MSY} boundary. The retrospective runs indicated no particular pattern for the relative biomass or fishing mortality trends with estimated Mohn's Rho values of 0.001 and -0.004, respectively (**Figure 31**).

ASPIC fit to the group 2 indices show systematic problems in finding a stable solution. A further review of the indices, specifically a lag 1-year difference analysis (**Figure 32**) showed that the two initial observations of the Chinese Taipei LL index imply a large variation of about 3-fold of the relative stock biomass in a single year that the SPM can't fit with the rest of the input data. It was then decided to exclude these two observations (1977 and 1978) from the CTP LL index and rerun the ASPIC model (Group 2A run). This Grp2A model converged to a stable solution and diagnostics indicated a good contrast index (0.52), and high estimated nearness index (1.0, Prager *et al.* 2016), **Figure 33** shows the index fits and predicted biomass and fishing mortality trends. Bootstrap runs were completed with one run hitting the F_{MSY} boundary value. However, the retrospective runs indicated a strong pattern for the relative biomass or fishing mortality trends with estimated Mohn's Rho values of 0.64 and -0.391, respectively, in particular when removing the last 3 years of data (**Figure 34**).

For the ASPIC runs with individual indices of abundance a Jackknife diagnostic test was run by removing one index of abundance at the time and then re-fitting the model with the same specifications. Results of this test for the group 1 and group 2A indices are presented in **Table 10** and **Figure 35**.

Additional runs performed during the meeting with ASPIC included the estimation of the initial depletion biomass B1/K parameter with the 2022 combined index. This run results indicated a stable solution with an estimated contrast index of 0.58 and an estimated nearness index of 1.0, **Figure 36** shows the index fit and predicted biomass and fishing mortality trends. Bootstrap runs were completed but several (375 out of 1000) runs hit the bound for the B1/K parameter. The retrospective runs indicated a pattern for the relative fishing mortality trend in particular with estimated Mohn's Rho values of 0.028 and -0.004 for the relative biomass (**Figure 37**). Switching to the MLE estimation fitting method in ASPIC for the model with the 2022 biomass index and fixed B1/K at 0.85 converged to a stable solution and diagnostics indicated a good contrast index (0.50) and high estimated nearness index (1.0), **Figure 38** shows the index fits and predicted relative biomass and fishing mortality trends. Bootstrap runs were completed without any run hitting boundary parameters or not converging to a solution. The retrospective runs

indicated a pattern, particularly for the relative fishing mortality (Mohn's Rho = -0.015) but less of a pattern for the relative biomass trends (0.014) (**Figure 39**).

5.2.4 SPiCT Model Diagnostics

One of the advantages of the SPiCT package is that within the software there is a complete series of model fit diagnostics for each run, facilitating the rapid evaluation of the model results. Model fit and results were evaluated following the guidelines of the SPiCT software developers (Pedersen *et al.*, 2021), and consistent with diagnostics recommended by the Group at the Data Preparatory meeting (Anon. 2022a). Briefly, a) model run convergence (e.g. `fitoptconvergence` equals 0), b) all variance parameters of the model are estimated and finite (`all(is.finite(fit$sd))` = TRUE), c) no violation of model assumptions based on one-step-ahead residuals (bias, auto-correlation, normality) *p*-values not-significant (>0.05), d) consistent patterns in the retrospective analysis with calculation of the Mohn' rho estimator, e) realistic surplus production curve, with estimate value between 0.1 and 0.9 (`calc.bmsyk(fit)`), e) relative realistic variance parameters (`logsdb`, `logsdcc`, `logsdi`, `logsdf`) with credible intervals for B/B_{MSY} and F/F_{MSY} that should not span more than 1 order of magnitude (`calc.om(fit)`), and f) check that initial values do not influence the parameter estimates (`fit$check.ini$resmat`) a "jitter test". Plots of residuals, one-step ahead (OSA) residual diagnostics, trends of biomass and fishing mortality, and production curves were produced for each case.

5.3 Stock status results

5.3.1 Stock Synthesis

Maximum likelihood estimates of SSB_{MSY} and F_{MSY} from the base SS3 model were 23,666 t and 0.16, respectively. Estimated total virgin biomass was 265,751 t and estimated virgin SSB was 120,466 t, resulting in a B_{MSY}/B_0 of ~0.20. MSY, including all removals (catch + discard) was estimated at 12,838 tons. Time series of maximum likelihood estimates of B/B_{MSY} indicate that at the start of the time series $B/B_{MSY} = 5.01$, decreased to a minimum of 0.76 in the year 2000, and subsequently increased to a terminal year estimate of 1.11 (**Figure 40**). Similarly, time series of maximum likelihood estimates of F/F_{MSY} indicate that it increased to a maximum value of 1.47 in 1995 and subsequently decreased to end the time series at 0.78 (**Figure 40**).

5.3.2 JABBA

Of the eight JABBA model scenarios prepared for the North, the Group selected the scenario 2 model (**Table 5**) with slight changes noted in section 5.1.3. The results suggest that the reference case model is stable and provides a reasonably robust fit to the data as judged by the presented model diagnostic results. Summaries of posterior quantiles for parameters and management quantities of interest are presented in **Table 11**. The MSY estimate is 12,799 t (10,864 – 15,289) and the median marginal posterior for B_{MSY} was 92,173 t (58,624 - 152,156 t). The F_{MSY} median estimate is 0.39 (0.08 - 0.227). There is a difference in estimated productivity between the 2017 BSP2 assessment (MSY = 14,400 t) and the current; the former estimated a slightly more productive stock. The Group noted that catch levels have been 4 – 5 thousand tonnes below MSY since the 2017 Stock Assessment (Anon., 2017). It was noted that the index input for this model, the combined index, in 2022 used a different level of resolution of the input data than the 2017 version which largely used set level catch and effort Data. It is unclear if the inclusion of this new index has resulted in a lower overall productivity estimate, however, the same pattern and scale in biomass, as well as productivity, was observed in the model scenario using Group 2 indices (12.8 kt vs 12.6 kt MSY, respectively).

The estimated B/B_{MSY} trajectory (**Figure 41**) gradually declines from the 1950s, dropping below B_{MSY} in 1994 before increasing back to B_{MSY} in 2004. Biomass then declines to approximately 0.8 B_{MSY} by 2014, increasing again from 2016 to the current estimated $B/B_{MSY} = 0.91$. The F/F_{MSY} trajectory steadily increases to peaks in the late 1980s, and in the mid-1990s, and a more minor peak in 2012 - in each of these cases exceeding F_{MSY} . Since the F/F_{MSY} peak in the 2010s, F has declined and is now at approximately $F/F_{MSY} 0.9$ (0.6 – 1.31). The JABBA surplus production phase plot (**Figure 42**) showed a typical anti-clockwise pattern in the surplus production. Catches exceeded MSY for several years (mid-1980s to 2000 and again in the early 2010s) while biomass has stayed at or below B_{MSY} from 1994.

5.3.3 ASPIC

Results of the continuity runs indicated consistency with the 2017 Stock Assessment (Anon., 2017), showing similar trends in biomass and fishing mortality, however with the updated combined biomass index, the final status

and estimates of benchmarks differ. The continuity run with the 2022 combined index resulted in a less productive stock, with a lower overall biomass trend (**Figure 27**). This is due to the index itself and not the updated catch series for the 2016–2020 period. It was noted that the combined index in 2022 used a different level of resolution of the input data, 2017 and previous versions of the combined index used the observation of catch and effort by fishing sets for most fleets, while in 2020 due to issues with confidentiality, data was gathered mostly from the Catch and Effort of Task2-CE ICCAT database, supplemented with some CPC national data provided. This level of data resolution prevented the inclusion of some information particularly on fishing gear type and their changes within fleets through the years. **Table 9** shows a comparison of the estimated parameters from the 2017 base case SA and the 2022 ASPIC continuity runs.

All ASPIC runs with the individual indices of biomass, either all together or the associated indices of groups 1 and 2, indicating a stock with much higher productivity (**Table 12**). In the case of the group 1 runs, the stock trend showed that it has never been exploited below the estimated B_{MSY} , or that fishing mortality has surpassed the estimated F_{MSY} (**Figure 30**). In the case of the group 2 runs, it was necessary to exclude some observations from the CTP LL index in 1977/78 to reach a stable solution, and in this case, the trends of fishing mortality and biomass were more comparable with the 2017 Stock Assessment (Anon., 2017), with the stock becoming overexploited after 1986, and the biomass being below B_{MSY} since then (**Figure 33**). This run, however, showed a strong retrospective pattern, and the relative trend changed drastically after eliminating the latest 3 years of data (**Figure 34**). These results in general were considered not consistent with previous stock assessments and the general perception of the N-SWO stock productivity.

The ASPIC runs with the estimation of the initial depletion biomass parameter $B1/K$ and the 2022 combined index showed a more comparable trend of biomass and fishing mortality with the 2017 Stock Assessment (**Figure 36**). This run indicated that the stock experienced increasing exploitation (e.g., fishing mortality) from the 1960s to the early 1980s coinciding with increased catches in the 1960s, a relative slow down during the 1970s coinciding with the ban on some fisheries associated with the swordfish mercury bioaccumulation, followed by an increase in catches and mortality through the 1980s when the fishing mortality surpassed the estimated benchmark of F_{MSY} in 1986. As fishing rates continue to be above F_{MSY} , the stock biomass continued declining and by 1996 the biomass fell below B_{MSY} . Since the peak catches in 1986 were close to 20 thousand tones, catches decreased with some stabilization at around 15 thousand t in the 1991–96 period, but they were still above MSY, which continued to keep the stock in overfished status with fishing mortality also above the F_{MSY} benchmark. Only since 2014 when catches have dropped to around 10 thousand t, fishing mortality shows a decreasing trend although still above F_{MSY} and consequently, the biomass of the N-SWO stock remains still below B_{MSY} . By 2020, the terminal year of the current assessment, the stock was estimated at 0.86 B/B_{MSY} (0.75 – 1.01 80% CI) with relative fishing mortality of 1.11 F/F_{MSY} (0.91 – 1.34 80% CI) (**Table 13**).

Integrating into the ASPIC fit the variance associated with the 2022 combined index by using the MLE estimation (**Figure 38**) also show a comparable trend of biomass and fishing mortality with the 2017 Stock Assessment (Anon., 2017). In general, this run shows the decreasing trend of biomass since the 1960s, reaching overfishing status in 1986 and being overfished since 1994. The stock shows a decreasing trend of fishing mortality since 2014, with F/F_{MSY} just below 1 in 2018 when catches drop below 10 thousand t. By 2020, the stock status was 0.86 B/B_{MSY} (0.77 – 0.94 80% CI) and 1.05 F/F_{MSY} (0.93 – 1.20 80% CI) (**Table 13**). Compared to the run with that estimated $B1/K$, both models show a similar stock status and similar trajectories for the relative biomass and fishing mortality, however, the ASPIC MLE run indicates a more productive stock compared to the ASPIC Cont $B1/K$, with estimates of r of 0.140 and 0.187, respectively.

5.3.4 SPiCT

As the runs of SPiCT were not intended for management advice, but rather for comparison and diagnostics evaluations of the ASPIC runs, no results of the SPiCT are included in this report. Results of preliminary runs with SPiCT are provided in SCRS/2022/119.

5.4 Projections

5.4.1 JABBA

Stochastic projections were conducted for the JABBA base case model with 22 constant catch scenarios (0; 9,000 – 16,000 t) and the annual medians of B/B_{MSY} and F/F_{MSY} are provided in **Figures 43 and 44**. The initial catches for 2021–2022 were set to 10,476 t, which is the catch of the final year (2020) available in the catch data, and the projections were run until 2033. The projections sample the posteriors for all parameters including the leading

parameters (r and K), the observation error parameters, and the process errors to propagate the uncertainty in these quantities to the future stock status. The Kobe 2 Strategic Matrices (**Table 14**) show the probability that overfishing is not occurring ($F \leq F_{MSY}$), stock is not overfished ($B \geq B_{MSY}$) and the joint probability of being in the green quadrant of the Kobe plot (i.e. $F \leq F_{MSY}$ and $B \geq B_{MSY}$). Equilibrium MSY is estimated to be 12,800 t however, considering process error, only catches up to 12,600 t are expected to allow the population to surpass and remain above the B_{MSY} throughout the projection time period with a greater than or equal to 50% probability. Future constant catches of 13,200 t (the current TAC) will result in a 46% chance that $B/B_{MSY} > 1$ by 2033. If catches were to remain similar to the current catch (10,476 t), there is greater than or equal to 60% probability that the stock will be in the green quadrant by 2028.

5.4.2 Stock Synthesis

It was not possible to complete stock synthesis projections during the meeting. These will be completed and presented at the September 2022 Species Group meeting.

5.5 Synthesis of stock assessment results

The Group discussed the merits of the modeling platforms used to provide estimates of northern Swordfish stock status and considered both the number of models that would be used to provide advice as well their relative weighting in the projections used to generate the Kobe matrices.

The primary platforms considered were Stock Synthesis, ASPIC and JABBA. The principal difference in the parameterization and data used by these platforms is shown in **Table 15** and the resulting trends in F/F_{MSY} and B/B_{MSY} under a range of catch scenarios is depicted in **Figure 45**.

The B/B_{MSY} trajectories in SS3 and JABBA are highly divergent in scale for the first 40 years of the time series due to structural differences. From 1995 and onwards, the scale and trend become very similar, with minor divergences from 2010 onward. In the terminal year, SS3 estimates that biomass slightly exceeds B_{MSY} while JABBA estimates the stock to be slightly below B_{MSY} . F/F_{MSY} trajectories between the modeling platforms are very similar in trend and scale with SS3 estimating a slightly lower F/F_{MSY} over the course of the time series. Both models estimate F to be below F_{MSY} in the terminal year.

It was noted that Stock Synthesis likely underestimates the overall stock status uncertainty, because it has a number of fixed parameter values that limit the posterior uncertainty intervals, and that at least one of the surplus production models could be used to characterize the additional uncertainty. Given that both ASPIC and JABBA would give more weight to surplus-production-model-based results if both were used in the integrated advice, it was initially suggested that SS and the surplus production model receive equal weights for the projections.

Noting that the 2017 Stock Assessment (Anon. 2017) advice for the northern swordfish stock was based on the integrated results from a single Bayesian surplus production model and a Stock Synthesis model, the Group decided that the 2022 advice would be based on the equally weighted and integrated outcomes from the base JABBA and Stock Synthesis models. Although ASPIC would not be used in projections, it would be used to describe stock status.

Because it was not possible to do the projections using Stock Synthesis at the meeting, it was not possible to generate a joint Kobe distribution for the projected status of the stock. This work will be completed intersessionally and will be provided at the 2022 Species Group meetings.

6. South Atlantic Stock

6.1 Methods and model settings

During the meeting, the Group examined two stock assessment methods, JABBA (SCRS/2022/117) and Stock Synthesis (SCRS/2022/116), for South Atlantic swordfish.

6.1.1 JABBA

The stock assessment software ‘Just Another Bayesian Biomass Assessment’, JABBA, was applied in the 2022 South Atlantic Swordfish Stock Assessment (Anon., 2022b). This most updated version (v2.2.6) of JABBA was

used. JABBA is a fully documented, open-source R package (www.github.com/JABBAmodel) that has been formally included in the ICCAT stock catalogue (<https://github.com/ICCAT/software/wiki/2.8-JABBA>) and management advice for the 2017 Swordfish Assessment was derived from the JABBA model results (Anon., 2017).

Model settings

For the unfished equilibrium biomass K , we used default settings of the JABBA R package in the form of lognormal prior with a large CV of 100% and a central value that corresponds to eight times the maximum total catches and is consistent with other methods such as Catch-MSY (Martell and Froese, 2013) or SpiCt (Pederson and Berg 2017). Initial depletion was input as a “beta” prior ($\varphi = B_{1950}/K$) with mean = 0.95 and CV of 5% (**Table 16**). This distribution is considered more appropriate than a lognormal for initial depletion, given the understanding that there was very little fishing before the starting year of 1950. All catchability parameters were modelled with uniform priors, while additional observation variances were estimated for index by assuming inverse-gamma priors to enable model internal variance weighting. Instead, the process error of $\log(B_y)$ in year y was estimated “freely” by the model using an uninformative inverse-gamma distribution with both scaling parameters set at 0.001. Observation errors for CPUE estimates were fixed at 0.25 (**Table 16**).

Initial scenarios (SCRS/2022/117) considered three alternative specifications of the Pella-Tomlinson model type based on different sets of r priors and fixed input values of B_{MSY}/K . The input r priors for scenario (S1) are identical to those used in the previous two assessments (McAllister, 2014 and Winker *et al.*, 2017). The input r priors for scenarios S2 and S3 were objectively derived from age-structured model simulations (see details in Winker *et al.* 2019 and Winker *et al.*, 2018b), based on two different growth models for South Atlantic swordfish provided by Garcia *et al.* (2016) and Quelle *et al.* (2014), respectively, as well as other biological parameters (**Tables 17** and **18**).

This allowed for the parameterizations considered for the Stock Synthesis model to be based on range of stock recruitment steepness values for the stock-recruitment relationship ($h = 0.6$, $h = 0.7$ and $h = 0.8$), while admitting reasonable uncertainty about the natural mortality M (CV of 30% and the central value mean value of 0.2). Based on sensitivity analysis of the initial runs of S2 and S3, including the three ‘steepness-specific’ r input priors, a corresponding steepness of $h = 0.7$ was selected by the Group. This translates to an associated lognormal r prior of $\log(r) \sim N(\log(0.155), 0.117)$ and a fixed input value of $B_{MSY}/K = 0.38$ for S2, and a lognormal r prior of $\log(r) \sim N(\log(0.138), 0.1)$ and a fixed input value of $B_{MSY}/K = 0.37$ for S3 (**Table 19**).

Input data for the three initial scenarios (S1-S3) included the catch data (**Figure 46**) provided by the Secretariat following the 2022 Swordfish Data Preparatory Meeting (Anon., 2022a) with the agreed fleet structure (see Section 3), and the following indices of abundance (**Table 20** and **Figure 47**):

- Brazil longlines (1994-2020)
- EU-Spain longlines (1989-1999; 2000-2019)
- Japan longlines (1976-1993; 1994-2020)
- Uruguay longlines (2001-2012)
- Chinese Taipei longlines (1968-1990; 1998-2020)
- South Africa longlines (2004-2020)

With the exception of the EU-Spain longline index, the CPUE indices followed those provided in the 2022 Atlantic Swordfish Data Preparatory Meeting (Anon., 2022a). The authors reviewed the treatment of this index in the 2017 Stock Assessment (Anon., 2017) that indicated the implementation of a time-block for the EU-Spain longline index in 1999/2000 to account for the introduction of the “American-style” longline gear in the Spanish fleet had likely caused changes in swordfish catchability (García-Cortés *et al.*, 2010). The authors of the EU-Spain longline index noted that the CPUE standardization process included *gear* as a factor to account for this change. However, the Group was concerned that residual fits indicated that this change may not have been entirely captured in the CPUE standardization.

The results of an experimental study (Mejuto *et al.* 2011) on differences in catchability between American style longline and traditional gear were provided to the Group. The American-style gear was estimated to have 1.7 times the standardized catch rates. The Group compared the CPUE GLM model coefficients for the parameter *gear* to the estimated change in catchability between the two gear types to assess if the standardization process was fully effective. This comparison suggested that the inclusion of *gear* in the CPUE standardization did not fully account for the change in catchability as a result of changing gears. The catchability coefficient (q) estimated within

JABBA for the “American-style” gear was approximately 1.5 times more than that of the “traditional” gear, indicating higher catch rates in the former despite the CPUE standardization process. The Group agreed to maintain the decision at the 2017 Stock Assessment (Anon., 2017) to split the EU-Spain longline index at 1999/2000.

The three initial model JABBA scenarios (S1-S3) were discussed as possible reference cases for the 2022 South Atlantic Swordfish Assessment (Anon., 2022b). Scenario one (S1) was a continuity run with the same r priors following expert knowledge used in the 2013 and 2017 Stock Assessments (Anon., 2014 and Anon., 2017). The Group suggested the priors for r be more objectively derived. Although Widely Applicable Information Criterion (WAIC) of the model fit approach was suggested for the model selection between S2 and S3, the Group considered that the scenario based on the sex-specific growth model (S2) by García *et al.* (2016) was more appropriate given the observed sexual dimorphism in swordfish growth. The Group agreed that the Reference case included a lognormal r prior of $\log(r) \sim N(\log(0.138), 0.1)$ and a fixed input value of $B_{MSY}/K = 0.37$, with steepness $h = 0.7$.

The Group discussed the recent trends of the standardized CPUE series, and recognized conflicts among them and the increased uncertainties of the Japan longline index since 2012 (more than 0.3 of CV, **Table 20**). An additional run was suggested by weighting all of the indices with their coefficient variance to account for recent uncertainties. As CPUE indices are derived from various models, their CV’s are generally not comparable. Therefore, weighting was done by normalizing all CPUE time series to an average of 0.25, thereby allowing the model to identify years with high variability while maintaining comparability between indices. However, there was little influence in the results (**Figure 48**); the Group agreed with the original assumption to use the fixed SD of 0.25.

The Group had a long discussion on the Japan longline index and requested that the authors of the index provide the nominal catch and effort series in the North and South Atlantic and review the treatment of the index in the 2017 Stock Assessment (Anon., 2017). The Group confirmed that both catch and effort have been steadily decreasing since the mid-2000’s (**Figure 49**). The authors noted that the area of operation of the Japanese fleet in the South Atlantic has been shrinking since the early 2000s (it was also shrinking in the North Atlantic). There was debate as to whether a shrinking operational area would influence the CPUE standardization process for a bycatch species, where it was noted that standardization was run using a Geostatistical model, and therefore may have predictive implications given a shrinking area. While producing the graphs, errors in the catch and effort data for 2020 became apparent. The Group agreed, for both North and South stocks, to remove the 2020 annual CPUE estimate.

The Group was informed that the 2017 Stock Assessment (Anon., 2017) included a third time block split at 2005/2006 for the Japanese CPUE index to account for changes in fishing methods that might not be adequately captured in the standardization process, and this treatment improved the model fit. Kai and Yokawa (2014) noted that some changes in fishing operations might have occurred during the same period, such as the prohibition of retention that resulted in increased discards (2000-2005) and a shift toward shallower gear settings in the high latitude areas of the South Atlantic from the mid-2000’s. The Group, therefore, decided to maintain consistency with the 2017 Stock Assessment and split the Japanese series in 2005/2006.

The final JABBA Reference case model settings are:

- the input r prior was objectively derived by García *et al.* (2016): a lognormal r prior of $\log(r) \sim N(\log(0.138), 0.1)$
- a fixed input value of $B_{MSY}/K = 0.37$, with steepness $h = 0.7$.
- CPUEs
 - Brazil longlines (1994-2020)
 - EU-Spain longlines (1989-1999; 2000-2019)
 - Japan longlines (1976-1993; 1994-2005; 2006-2019)
 - Uruguay longlines (2001-2012)
 - Chinese Taipei longlines (1968-1990; 1998-2020)
 - South Africa longlines (2004-2020)

6.1.2 Stock Synthesis

The [Stock Synthesis model \(V3.30.18\)](#) was applied to South Atlantic swordfish as the first ever integrated age-structured model for this stock (SCRS/2022/116). The model was parametrized as a one-area, sex-specific stock with a temporal domain of 1950-2020. The annual catch, as according to the agreed fleet structure (**Table 20**), was

provided by the Secretariat and the following standardized CPUE series from the 2022 Data Preparatory meeting (Anon. 2022a) were used in the model.

- Brazil longlines (1994-2020)
- EU-Spain longlines (1989-2019)
- Japan longlines (early 1976-1993; late 1994-2020)
- Historical Uruguay longlines (1982-2012)
- Chinese Taipei longlines (early 1968-1990; late 1998-2020)
- South Africa longlines (2004-2020)

Length-composition data were compiled by the Secretariat and covered most of the fleets operating in the South Atlantic (**Figure 50**). These data (lower jaw fork length, LJFL) were modeled assuming a multinomial distribution with 5 cm length bins (20 - 435 cm range). The effective sample sizes were equal to the natural logarithm of the number of observations, to reduce the effect of pseudo-replication in sampling and decrease the weight of length data in the overall model likelihood. The main life-history parameters used in the parametrization of the Stock synthesis model are provided in **Table 21**.

A standard Beverton-Holt stock recruit relationship was assumed with steepness and sigmaR being fixed at 0.7 and 0.4, respectively. The equilibrium recruitment (R0) was freely estimated without a prior. Deviations from the stock-recruitment ε were assumed to follow a lognormal distribution where recruitment deviations $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_R^2)$. ε_t were constrained to be minima and maxima of -5 and 5, respectively. Recruitment deviations were assumed to be zero until the start of the informative data on size structure (i.e., continuous length composition series from the main fleets), and annual deviates were therefore only estimated from 1991 to 2017. Adjustment of bias correction on recruitment was set using the *r4ss* R package tuning suggestion. The Dirichlet-multinomial likelihood was applied for data-weighting for length composition data and an "additive variance" parameter was added to each CPUE.

The Group asked which Uruguayan longline index was included in the Stock Synthesis model. The authors noted that the initial model used the historical index in 1982-2012. The Group indicated that this was different to the discussions at the 2022 Atlantic Swordfish Data Preparatory meeting (Anon. 2022a), and subsequent to this discussion, the Uruguayan index derived from the observer program (2001-2012) was substituted and the model rerun. Following the discussions on the use of the EU-Spain longline index in JABBA, the same treatment to split the index at 1999/2000 was applied in the revised runs. The following indices were used in the final SS model runs:

- Brazil longlines (1994-2020)
- EU-Spain longlines (early 1989-1999; late 2000-2019)
- Japan longlines (early 1976-1993; late 1994-2020)
- Uruguay longlines (2001-2012)
- Chinese Taipei longlines (early 1968-1990; late 1998-2020)
- South Africa longlines (2004-2020)

Selectivity was parameterized as length-based for all fleets, with the model freely estimating the selectivity parameters. For the base case model, selectivity was assumed to be an asymptotic shape for all fleets ("Sel_Asym_model"). Examination of the fit indicated a poor length composition fit for some fleets, so the authors explored an alternative model ("Sel_DN model"), with the same parameters as the "Sel_Asym_model", except that the selectivity shapes of the fleets from Brazil, EU-Spain (first period), Japan (first period), and Chinese Taipei (both periods), which were set to be dome-shaped. Model diagnostics were assessed using the Carvalho *et al.* (2021) flow chart, using the R packages *ss3diags* and *r4ss* (Taylor *et al.*, 2021; Winker *et al.*, 2022).

Due to time constraints, including a scenario with the agreed treatment of the Japanese index, as presented in JABBA was not possible

6.2 Model Diagnostics

6.2.1 JABBA

At the 2022 Atlantic Swordfish Data Preparatory meeting (Anon. 2022a), the Group decided that the model evaluation diagnostics should follow the principles in Carvalho *et al.* (2021). The model trace plots indicated

adequate convergence in all models, including the reference case. The reference case model appeared to fit CPUE data reasonably well, and the goodness-of-fit was estimated to be RMSE = 19.1% (**Figure 51**). The residual patterns in the beginning of the time series are driven by the CTP1 index, which is the main “historical” index. The initial conflict observed toward the end of the time series between the Japanese index and the other indices in S1-S3 was seemingly resolved through the use of the time-block. Run tests conducted on the log-residuals indicated that the CPUE residuals may not be randomly distributed for four of the ten indices: BRA, EU-SPN1, EU-SPN2 and CTP1 (**Figure 52**). This suggests data-conflicts caused by the opposite trends when compared to the other CPUE time series, as well as the presence of outliers. The Jackknife sensitivity analysis of CPUE indices showed that removing either of the Chinese Taipei indices resulted in the most optimistic stock status with F/F_{MSY} falling below one in both cases. This is likely due to the CTP1 index being the oldest (1968-1990), and the model therefore relies heavily on this index to describe the initial biomass decline due to fishing. In contrast, removing the Brazilian index resulted in the most negative status (**Figure 53**). However, B/B_{MSY} remained below one regardless of the removal of any of the indices.

The estimated process error deviations show a negative trend for the period 2015-2020 (**Figure 54**), which is likely the result of an overall decrease in landings since the mid 1990’s as well as observed negative CPUE trends in recent years (BRA, CTP2 and ZAF). Thus, the model interprets the stock’s productivity as having been below average in recent years. This is further exacerbated by the removal of the JPN3 annual estimate for the year 2020, as previously discussed, the effects of which can be seen in the retrospective analysis when comparing process error deviations between 2019 and 2020. A retrospective analysis for five years was run (**Figure 55**), which shows minimal retrospective deviations from the full model for B and B/B_{MSY} and the associated Mohn’s rho fell within the acceptable range of -0.15 and 0.20 (Hurtado-Ferro *et al.* 2014; Carvalho *et al.* 2017). However, there is a notable difference in the process error deviations and fishing mortality between the full model and the model where 2020 is removed. This can be attributed to the removal of the 2020 annual estimate of the Japanese index. The removal drastically decreases the process error deviation estimate and increases fishing mortality. However, this is limited to 2020 and the remaining retrospective analysis has consistency.

The prior to posterior median ratio (PPMR) for r was close to 1, indicating that the posterior is heavily influenced by the prior (**Figure 56**). This was expected, given the low CV of 12% that was estimated in the development of the prior. In contrast, the resulting small prior to posterior variance ratio PPVRs observed for K indicate that the input data was more informative than the prior. The marginal posterior for initial depletion suggests that this parameter was also largely informed by the priors. Based on model diagnostics, the Group agreed that this scenario (S2 with the changes to the Japanese longline index) as the base case for the assessment.

6.2.2 Stock Synthesis

Overall, the model showed relatively good diagnostic performance, showing good convergence properties and run time of approximately 12 minutes. The final gradient of the model was 0.00021, and the Hessian matrix for the parameter estimates was positive definite. The total log-likelihood R0 profile showed that the length-composition gradient was more significant than other data sources but attaining a minimum at levels close to the minimum achieved in the log-likelihood profile for the CPUE indices (**Figure 57**). Changes in log-likelihood for the length composition by fleet showed consistency concerning the minimum value along the R0 profile among data sources. In contrast, the minimum log-likelihood for the indices by fleet indicated somewhat conflicting signals from multiple data sources (**Figure 57**).

The joint residual plots showed a random pattern for the residuals of the fits to the index for all fleets with a RMSE of 22.6% and 21.6%, for the “Sel_Asym_model”, and “Sel_DN model”, respectively (**Figure 57**). The longline fleets from Uruguay and Japan were the most influential and exhibited the highest discrepancies between CPUE series and model predictions (**Figure 58**). The results of the log-residuals runs test for each CPUE fit by year and model are provided in **Figure 59**. The CPUE time series from EU-Spain (early period), Japan (both periods) and Chinese Taipei (both periods) failed the runs test diagnostic procedure. The reason for failing the runs tests could be related to data-conflicts caused by the opposing in the other CPUE time series, and also by the presence of extreme values.

The results of an eight-year retrospective analysis applied to both models are depicted in **Figure 60** and show the absence of an undesirable retrospective pattern for both models. Hindcasting cross-validation results suggest that only late Chinese Taipei and South Africa longline indices have good prediction skills as judged by the Mean Absolute Scaled Error (MASE) scores of approximately lower than one (**Figure 61**), albeit the MASE score for the Brazil longline index was slightly higher than one. Overall, the MASE scores for the “Sel_DN_model” presented a slight improvement in relation to the “Sel_Asym_model” (**Figure 61**).

Overall, the length composition data's fit was reasonable with few systematic departures for the “Sel_Asym_model” (**Figure 62**). However, the size composition of early EU-Spain longline, early Japan longline, Chinese Taipei longline and Brazil longline fleets presented some discrepancies across the bin sizes higher than 200 cm LJFL. Overall, the “Sel_DN model” provided a better fit to the observed length composition data (**Figure 63**). The joint residual plots and runs tests of the length composition fits also showed an improvement of model fits for the “Sel_DN model” (**Figures 62 and 63**). Estimated selectivities at length are depicted in **Figure 64**. The initial model had an asymptotic selectivity for all fleets and captured much larger fish, which help to explain the discrepancies across the bin sizes higher than 200 cm LJFL. On the other hand, the dome shape applied to the early EU-Spain longline, early Japan longline, Chinese Taipei longline, and Brazil longline fleets had a lower probability of capturing larger fish, which is more appropriate given their fleets' size composition (**Figure 64**). Given the diagnostic performance the Group agreed that the Sel_DN model could be used to determine the historical and current stock status.

6.3 Stock status results

6.3.1 JABBA

The Group requested comparison figures for B/B_{MSY} and F/F_{MSY} estimated in the 2013, 2017, and the initial 2022 Stock Assessment (Anon., 2022b) runs (S1-S3) (**Figure 65**) to check for a systematic trend in assessment results over time. The comparison confirmed that no systematic trend is apparent. The 2022 Stock Assessment provides similar trends to the previous assessments, and the annual estimates produced by the 2022 model generally fall between those from the 2013 and 2017 Assessments (Anon., 2014 and 2017). However, it is noted that the reference case is more pessimistic than runs S1-S3 after the treatment of the Japanese index.

The results suggest that the reference case model is stable and provides a reasonably robust fit to the data as judged by the presented model diagnostic results. Summaries of posterior quantiles for parameters and management quantities of interest are presented in **Table 22**. The MSY estimate is 11,480 t and the marginal posterior median for B_{MSY} was 74,641 t (60,179 - 92,946 t). The F_{MSY} median estimate is 0.154 (0.124 - 0.19). There is a notable difference in estimated productivity between the 2017 Stock Assessment (Anon., 2017) ($MSY = 14,570$ t) and the current, with the former assuming a more productive stock.

The trajectory of B/B_{MSY} showed an overall decreasing trend from 1970 to 2011, first going below $B/B_{MSY} = 1$ in 2001 (**Figure 66**). Thereafter, the decreasing trend stabilized somewhat but has remained at $B/B_{MSY} < 1$. The current median estimate is 0.77 (0.53 - 1.11). The F/F_{MSY} trajectory showed a gradual increasing trend between 1970 and the mid-1980s, and a sharp increase in the late-1980s to peak in 2007 (**Figure 66**). After 2007, F/F_{MSY} steadily decreased. The current median estimate of F/F_{MSY} is 1.03 (0.67 - 1.51). The resulting stock status for 2020 indicates that the stock is overfished ($B/B_{MSY} < 1$) and overfishing is occurring ($F/F_{MSY} > 1$).

JABBA surplus production phase plot (**Figure 67**) showed a typical anti-clockwise pattern. Catches largely exceeded MSY for several years while biomass remained above B_{MSY} before 1999, and this continued for nearly 10 years more while biomass remained below B_{MSY} .

6.3.2 Stock Synthesis

For both Stock Synthesis models (“Sel_Asym_model” and “Sel_DN model”), the trajectory of SSB/SSB_{MSY} presented similar trends and showed a sharp decrease from the early 1980's to an overfished status up the 2000s, followed by a stable trend but remained at levels below SSB_{MSY} to the end of the time series (**Figure 68**). The F/F_{MSY} trajectory showed an overall increasing trend from the beginning of the time series to an overfishing status in the late 1990s, reaching its highest value in the mid-2000s. Thereafter, fishing mortality decreased, but still remained above F_{MSY} . Notably, there has been a slight increasing trend until the end of the time series (**Figure 68**). The recruitment deviations time series shows a highly variable pattern around zero, but with a negative trend in the 2014-2018 period (**Figure 68**).

Summaries of parameters and benchmarks are presented in **Table 23**. Yield curves presented similar shapes achieving its maximum level around 0.27 of SSB_0 , with estimates of MSY of 9,560 t for the “Sel_Asym_model” and 10,442 t for the “Sel_DN_model” (**Table 23, Figure 69**). The resulting stock status for 2020 for both models are consistent and indicated that the stock is overfished ($B_{2020} < B_{MSY}$ **Table 23**) and overfishing is occurring ($F_{2020} > F_{MSY}$ **Table 23**) which precludes stock rebuilding because biomass remains below sustainable levels that can produce MSY. A comparison for SSB/SSB_{MSY} and F/F_{MSY} estimated in the 2013, 2017 and current SS3 models is presented in **Figures 70** and **71**, respectively.

6.4 Synthesis of assessment results

The Group compared the results for the two assessment models considered for South Atlantic swordfish (Stock Synthesis and JABBA). The annual trends in total biomass (JABBA) or total spawning stock biomass (Stock Synthesis), B/B_{MSY} and fishing mortality F/F_{MSY} produced by the models suggested similar population dynamics. However, the Stock Synthesis model assumes a much higher biomass at the start of the fishery (**Figure 72**). All models suggested a steep decline in stock biomass as the fishing mortality increased in the 1990s. The Group also noted that the fishing mortality remained above F_{MSY} after the steep increase. The Stock Synthesis results depict an increase in B/B_{MSY} from mid-2000's to late-2010's which is not observed in the JABBA results. This may be attributed to the different treatment of the Japan longline index between the models (split at 2005/2006 and omission of the 2020 annual estimate in JABBA). Despite this, the stock remained under the B_{MSY} for both models.

Given that the Stock Synthesis models for South Atlantic swordfish are still under development. This is the first time that an integrated model has been applied to the southern stock and that some of the size data used in it are under revision. The Stock Synthesis model showed reasonable robust fits to the data through the model diagnostic results (section 6.2) and the Group recommended that the development of the integrated age-structured models be continued for the following assessments of South Atlantic swordfish.

The Group agreed to use the JABBA Reference case for the management recommendations. The 2022 Stock Assessment (Anon., 2022b) final results (B/B_{MSY} and F/F_{MSY}) for South Atlantic swordfish by the production model JABBA Reference case showed an overall decreasing trend in B/B_{MSY} from 1970 to 2011 and relatively stable since then at around 0.8 (**Figure 73**). Fishing mortality showed a sharp increase in the late-1980s to peak in 2007 at 1.5 times F_{MSY} and dropped close to F_{MSY} (**Figure 73**).

The Kobe plot (**Figure 74**) by the production model (JABBA) Reference case indicates that the stock is overfished ($B/B_{MSY} = 0.77$, with 95% credibility confidence intervals: 0.53 - 1.13) and undergoing overfishing ($F/F_{MSY} = 1.03$, with 95% credibility confidence intervals: 0.67 - 1.51) (**Table 22**). There is a 56% probability that the stock currently falls within the red quadrant of the Kobe plot, a 36% probability that the stock falls within the yellow, and only a 9% chance that it is in the green.

6.5 Projections

The Group discussed whether to use the new internal setting in JABBA to apply an “AR1” autocorrelation coefficient to the projections. The biological aspect the AR1 attempts to describe is the lag in rebuilding biomass to translate into spawner biomass, in other words for cohorts to come through the population. But this is limited to a rebuilding phase. With default projection settings (i.e., no AR1), the process error deviation is fixed to zero in the first year of the projections. The modelers noted that this setting could result in optimistic projections when the stock is in a rebuilding phase and has negative process error deviations in the terminal year of the assessment. The alternative setting (AR1 applied) uses an estimated autocorrelation coefficient from the model process error to project process error deviations going forward, such that they tend toward zero over time (**Figure 75**). Both projection results were provided to the Group, which noted that the AR1 projections were substantially more pessimistic than the projections without AR1.

The Group noted that the use of an AR1 coefficient in SPM projections was a good idea in theory but its application in circumstances with large negative process error deviations in the terminal year (such as this assessment) required more review before being applied in practice. Specifically, the Group was concerned about the length of time the projected process error deviations remained negative when compared to the relatively rapid changes in process error deviations (from positive to negative, and vice-versa) within the model (**Figure 75**). The Group suggested combining the results from the default and the model using AR1 in order to bridge the divide between the more pessimistic AR1 model and more optimistic default. However, the Group decided that JABBA projections for the South Atlantic swordfish should not include the AR1 autocorrelation coefficient and should instead caution the Commission that the projections are likely to be optimistic. The Group recommended that further research into this projection setting, in the form of simulation testing and hindcast cross-validation, be prioritized.

Stochastic projections were conducted for the JABBA base case model with 21 constant catch scenarios (0; 6,000 - 15,000 t). The annual medians of B/B_{MSY} and F/F_{MSY} are provided in **Figure 76**. For these projections, the initial catches for 2021-2022 were set to 9,826 t, which is the average of the previous three years (2018-2020), and the projections were run until 2033. Projections of B/B_{MSY} increase and F/F_{MSY} decline in the period 2021-2022 because of the catch assumptions made for this period. Beginning in 2023, catches of 12,000 tons or more lead to a decline in the biomass, while catches over 11,000 t increase the fishing mortality (**Figure 76**). Projections for

catches over 13,000 t resulted in values of $F/F_{MSY} > 2$ being reached by 2033. Although the median MSY value is 11,480 tons, for 2020 $B/B_{MSY} = 0.77$ so that catches at or below, 10,000 tons are required to rebuild the population to biomass levels that can produce MSY by 2033 (**Figure 76**).

The stochastic projection histograms of B/B_{MSY} and F/F_{MSY} illustrate the increased uncertainty when projecting over longer periods, particularly for F/F_{MSY} under high (13,000 t) constant catch scenarios (**Figure 77**). The rate of biomass increase is slow, even at low constant catches (8,000 t), as shown by the considerable overlap in B/B_{MSY} histogram distributions until the 2030's. The probabilities of stock depletion (i.e., $B < 10\%$ of B_{MSY}) are provided in **Table 24** and indicate that the stock could not sustain constant high TACs. There is a 49% probability of stock depletion by 2033 given constant catches of 15,000 t.

The Group reviewed the Kobe 2 Strategic Matrices (**Table 25**) for the probability that overfishing is not occurring ($F \leq F_{MSY}$), stock is not overfished ($B \geq B_{MSY}$) and the joint probability of being in the green quadrant of the Kobe plot (i.e., $F \leq F_{MSY}$ and $B \geq B_{MSY}$). Future constant catches of 14,000 t (the current TAC) will continue to decrease the stock biomass to an extent that there is only a 6% chance that $B/B_{MSY} > 1$ by 2033. If catches were to remain similar to the current catch (9,826 t), there is a 55% chance that the stock will be in the green quadrant by 2033. Future constant catches of below 9,500 tons are expected to prevent overfishing ($F > F_{MSY}$) and an overfished status ($B < B_{MSY}$) with a greater than 60% probability by 2033.

The Group noted the recent decline in catches and that catches have been below the current MSY estimate since 2011, yet the biomass has not increased as expected from the 2017 Stock Assessment (Anon., 2017) projections. The new projections indicate that current catch levels may not decrease biomass but are equally unlikely to facilitate the required stock recovery. A decrease in catch is required to provide adequate opportunity for the stock to recover.

7. Implications of the assessment for northern swordfish MSE

The Group discussed the updated Stock Synthesis assessment model and the implications that this model update may have for the Operating Models (OMs) of the MSE. Notable changes from the previous 2017 Stock Synthesis assessment include updates to the catch and index data, the inclusion of the lengths of discarded fish, and an estimate of unreported dead discards based on these lengths. Reported dead discards are now fit as observational data and unreported discards estimated as ‘regulatory discards’ based on fishery length compositions. It was noted that because this structural change requires more data that is subject to possible conflict with other observational data, it may have implications on model stability.

The Group discussed the merits of estimating dead discards with the current Stock Synthesis approach. Additional details on these discussions are provided in Section 5 of this report.

The Group questioned whether the updated Stock Synthesis model should be used to as the new base OM model within the MSE. In consideration of the Group’s concerns with estimating dead discards, the Group proposed adding the updated Stock Synthesis model to the MSE’s OM uncertainty grid, which may also include various data-weighting configurations. The Group also noted that if the uncertainties surrounding discards were deemed appropriate for inclusion into the MSE uncertainty grid, that it might take the place of an existing component of the grid, such as the inclusion/exclusion of modelled environmental linkages. The Group also agreed to replace the base OM in the MSE with the updated Stock Synthesis model that includes using the data updated to 2020. The Group agreed to give the MSE technical team ample flexibility to explore alternative base OM configurations and provide appropriate guidance on the best way to move forward.

The Group also noted that a team should be put forth to explore and make recommendations on how indices are calculated for swordfish.

8. Recommendations

8.1 Research and Statistics

8.1.1 Recommendations with financial implication

To SCRS plenary on research funding

The Group recommends that a hand-held Argos electronic satellite tag receiver be purchased for use among ICCAT Species Groups. The receiver would help find the tag and thus scientists would be able to recover more detailed tagging data, retrieved directly from the tags.

To the SWO Species Group and the SCRS plenary on research funding

The Group recommends continued financial support of the ICCAT swordfish biology programme. The Group further recommends that a proposal be developed for formalization of a Research Programme similar to those in place for bluefin tuna, sharks, and billfish. The proposal should include the Atlantic and Mediterranean stocks and have descriptions of the various research activities that the Groups are proposing, and timeframes for such work to be carried out. Determining the final amount of this proposal will be addressed at subsequent Swordfish Species Group and Species Groups meetings.

The Group recommends that an expanded set of closed-loop simulations be conducted for the southern swordfish stock using Operating Models tailored to that stock. While the work will be predominantly done by CPC scientists and the Secretariat, a contractor will review the simulation setup and code €10,000.

8.1.2 Recommendations without financial implication

To the SCRS and ICCAT Secretariat

The Group recommends that the straight-curved lower jaw fork length relationships presented in SCRS/2022/061 be adopted for use for lengths conversions in the 2022 Stock Assessment (Anon., 2022). Pending further data collection and analysis the Group recommends that the conversion be considered for the ICCAT list of approved conversions.

Noting conflicting patterns in the CPUE indices developed by CPC scientists, the Group recommends that CPUE analysts form a Working Group that will work intersessionally to review the CPUE data inputs, treatments, and model assumptions and methods. The objective of this Group will be to diagnose conflicting trends in the CPUEs and improve the quality of indicators used in SWO assessment and N-SWO MSE.

To CPCs

The Group recommends that the submission of size samples to the ICCAT Secretariat, as part of the CPCs Task 1 and 2 data submission obligations, be completed using the ST04-T2SZ statistical form. Size samples reported with the ST04-T2SZ form shall include all samples collected by the CPC from all fisheries and size samples of dead and live discards (when applicable) collected by its National Observer Programme. This recommendation does not preclude CPCs from the optional reporting of size samples collected by their National Observer Programme using the ST09-DomObPrg form.

To WGSAM

Noting the spatial-temporal CPUE standardization approaches presented in this meeting (e.g., R-INLA), the Group recommends that the ICCAT Working Group on Stock Assessment Methods (WGSAM) evaluate these modeling approaches and provide recommendations on their use in index standardizations.

Review the inclusion of the SPICT model in the ICCAT software catalogue.

Review the “AR1” autocorrelation feature for projections within the JABBA model platform.

To National Scientists

The Group recommends that for future assessments, CPUE analysts form a small working group several months before the assessment data preparatory meeting. Noting the limited time within the data preparatory meeting for index review and short timelines for index revisions after the meeting, the small working group would allow for closer examination and detailed discussion on modeling approaches before formal submission of indices to the data preparatory meeting. The Group recommends that National Scientists document the history of their fleets participating in ICCAT fisheries. Reviews should document changes in gears, local and national fishing regulations, spatial patterns and other relevant factors that influence how ICCAT species are caught. These reviews are important for better accounting of fleet structure and dynamics in CPUE standardizations and assessments.

8.2 Management Recommendation

8.3 North

The management recommendation will be developed intersessionally and finally will be presented for adoption during the Species Group meeting in September 2022, after the joint projections by Stock Synthesis and JABBA are finalized and reviewed.

8.4 South

The Group discussed the management recommendation for South Atlantic swordfish, the following paragraph has been adopted by the Group.

South Atlantic swordfish is unlikely to achieve the Convention objectives by 2033 if catches increase above current levels (9,826 t). To rebuild the stock, catches of 9,500 t or less are required to reach the green quadrant of the Kobe plot by 2033, with at least 60% probability. Given the uncertainty of long-term projections, it is recommended the stock be closely monitored in the upcoming years to confirm rebuilding by reviewing available fishery indicators regularly.

9. Responses to the Commission

North Atlantic swordfish

SCRS shall review these data (catch, catch at size, location and month of capture) annually. Rec. 17-02, para 8

Background: All CPCs catching swordfish in the North Atlantic shall endeavor to provide annually the best available data to the SCRS, including catch, catch at size, location and month of capture on the smallest scale possible, as determined by the SCRS. The data submitted shall be for broadest range of age classes possible, consistent with minimum size restrictions, and by sex when possible. The data shall also include discards (both dead and alive) and effort statistics, even when no analytical stock assessment is scheduled. The SCRS shall review these data annually.

A detailed review of the available N-SWO data for inclusion in the 2022 Stock Assessment (Anon., 2022b) was conducted by the Group during the 2022 Swordfish Data Preparatory meeting (Anon., 2022a). The results of this review are summarized in the SCRS data catalogue (see Anon. 2022, Tables 1-5). Overall, the available catch, size, and effort data for the main fleets (the fleets that catch approximately 95% of the total catch) are quite complete, while the data for the minor fleets continue to be sparse. With respect to the reporting of dead and live discards, the Group observed that only a few CPCs have been providing these data (Anon. 2022, Tables 2-3).

SCRS should continue to monitor and analyze the effects of this measure (minimum size) on the mortality of immature swordfish. Rec. 17-02, para. 10

Background: Notwithstanding the provisions of paragraph 9, any CPC may choose, as an alternative to the minimum size of 25 kg/ 125 cm LJFL, to take the necessary measures to prohibit the taking by its vessels in the Atlantic Ocean, as well as the landing and sale in its jurisdiction, of swordfish (and swordfish parts), less than 119 cm LJFL, or in the alternative 15 kg, provided that, if this alternative is chosen, no tolerance of swordfish smaller than 119 LJFL, or in the alternative 15 kg, shall be allowed. For swordfish that have been dressed, a cleithrum to keel (CK) measurement of 63 cm can also be applied. A Party that chooses this alternative minimum

size shall require appropriate record keeping of discards. The SCRS should continue to monitor and analyze the effects of this measure on the mortality of immature swordfish.

An answer to these requests was provided by the Committee in 2017, referring to Recommendations 16-03 paragraph 10, current 17-02 and 16-04, paragraph 7, current 21-03. To reiterate what was provided in 2017, the estimated hooking mortality for undersized swordfish is on average 78%. However, it is not clear how much the regulation may have reduced the encounter rate with small fish as a redistribution of fishing effort to avoid undersized swordfish could also have resulted in reduced total mortality. Currently, the Group is reviewing new studies and conducting further analysis to determine population level impacts of this at-haulback mortality and intends to provide advice to the Commission tentatively in 2023. In addition, the ongoing N-SWO MSE work might provide further insight on this issue. The Committee reiterates that reporting of dead discards and the corresponding lengths of the discarded fish are essential to address the efficacy of this recommendation.

SCRS to provide advice on conservation and management measures for North Atlantic swordfish, Rec. 21-02, para 5

Background: The Commission shall establish at its 2022 meeting conservation and management measures for North Atlantic swordfish on the basis of the SCRS advice resulting from a stock assessment that will be carried out by the SCRS in 2022 as well as the Resolution by ICCAT on Criteria for the Allocation of Fishing Possibilities (Res. 15-13).

In 2022, SCRS conducted a Data Preparatory meeting (Anon. 2022a) and a Stock Assessment meeting (Anon. 2022b) for both the northern and southern swordfish stocks. Both meetings were held online. Details of the stock assessment methods, results, and management advice are provided in the 2022 Swordfish Stock Assessment Report (Anon., 2022b).

South Atlantic Swordfish

*Interim limit reference (LRP) of 0.4*B_{MSY} or any more robust LRP established through further analysis, Rec. 17-03, para 12 (Rec. 21-03)*

*Background: When assessing stock status and providing management recommendations to the Commission in 2021, the SCRS shall consider the interim limit reference (LRP) of 0.4*B_{MSY} or any more robust LRP established through further analysis.*

There was no analysis conducted for southern swordfish on this issue in 2022. The SCRS through the WGSAM has proposed the formulation of a study group to broadly address Limit Reference Points in the coming years.

SCRS shall report to the Commission the results of the 2022 South Atlantic Swordfish Stock Assessment, Rec. 21-03, para 2

Background: The SCRS will carry out a stock assessment of South Atlantic swordfish in 2022 and report the results to the Commission.

In 2022, SCRS conducted a Data Preparatory meeting (Anon. 2022a) and a Stock Assessment meeting (Anon., 2022b) for both the northern and southern swordfish stocks. Both meetings were held online. Details of the stock assessment methods, results, and management advice are provided the 2022 Swordfish Stock Assessment Report (Anon., 2022b).

10. Review of the workplan

The workplan below is specific to items emerging from this meeting and is in addition to the N-SWO MSE workplan in Table 14 of the 2022 Atlantic Swordfish Data Preparatory Meeting report (Anon. 2022a).

The North Atlantic swordfish stock assessment analysts and the Secretariat will finish the runs required to develop projections for SS3 and then combine projection results from these runs with JABBA projections to develop joint Kobe plots and tables for generating the management advice.

The N-SWO MSE technical team will work to recondition the operating model grid using the updated indices, catch data, and the 2022 SS3 base case. The MSE technical team will explore alternative base OM configurations, particularly with regard to discarding and mortality and provide appropriate guidance on the best way forward. These results will be reviewed at the Species Group meeting in September 2022.

The North and South Atlantic swordfish rapporteurs will draft the Executive Summary considering analysis and advice in this assessment report (S-SWO) and the subsequent and relevant analysis to be completed (N-SWO) before the swordfish Species Group meeting in September 2022.

Beginning intersessionally in 2022, a subgroup of the Working Group will engage in more detailed analysis of the CPUE data to address concerns about conflicting indices.

The South Atlantic assessment analysts will continue to develop the South Atlantic swordfish Stock Synthesis model, with the aim of producing projections using this model in the future stock assessments. In addition, the Group will expand on the closed-loop simulations for MP performance.

11. Other matters

SCRS/2022/121 did preliminary closed-loop simulations for the southern swordfish stock. The analysis used the prior on steepness from SCRS/2022/120 as custom parameters for steepness, natural mortality, and the von Bertalanffy growth parameters. It then used openMSE's Rapid Conditioning Model to fit a single fleet model to catch and CPUE data from the Southern stock to generate an OM for the Southern swordfish stock. The analysis showed that there was a range of Candidate Management Procedures that could be considered acceptable for use but that these would strongly depend on management objectives.

The Group discussed the presentation. They debated the best way to capture the distribution of steepness in OMs since a left-skewed distribution of steepness could make some combinations of steepness unlikely. While a parsimonious way of capturing steepness in OMs would be to use a prior such as SCRS/2022/120, doing so requires that there be a reliable estimate of larval survival which is often difficult to obtain.

12. Adoption of the report and closure

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

References

- Anonymous. 2014. Report of the 2013 ICCAT Swordfish Stock Assessment meeting. Olhão, Portugal, September 2-10, 2013. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 70(4): 1484-1678.
- Anonymous. 2017. Report of the 2017 ICCAT Swordfish Stock Assessment Meeting. Madrid, Spain 3-7 July 2017. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 74(3): 729-840.
- Anonymous. 2022a. Report of the 2022 ICCAT Swordfish Data Preparatory Meeting, Online, March 21 to 1 April 2022. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 79(2):1-133.
- Anonymous. 2022b. (In press) Report of the 2022 ICCAT Swordfish Stock Assessment meeting. Madrid, Spain 3-7 July 2017. Document SCRS/2022/012.
- Arocha, F., and Lee, D.W. 1996. Maturity at size, reproductive seasonality, spawning frequency, fecundity and sex ratio in swordfish from the Northwest Atlantic. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 45(2): 350-357.
- Arocha, F., Moreno, C., Beerkircher, L., Lee, D. W., & Marcano, L. 2003. Update on growth estimates for swordfish, *Xiphias gladius*, in the northwestern Atlantic. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 55(4), 1416-1429.
- Coelho R. and Muñoz-Lechuga, R. 2019. Hooking mortality of swordfish in pelagic longlines: Comments on the efficiency of 18 minimum retention sizes. Reviews in Fish Biology and Fisheries 29: 453-463.
- Deroba, J.J., and Miller, T.J. 2016. Correct in theory but wrong in practice: Bias caused by using a lognormal distribution to penalize annual recruitments in fish stock assessment models. Fish. Res. 176: 86–93. Elsevier B.V. doi:10.1016/j.fishres.2015.12.002.
- Francis, R.C., 2011. Data weighting in statistical fisheries stock assessment models. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences, 68(6), pp.1124-1138.
- Garcia, A., Tserpes, G., and Santos, M.N. 2017. Validation of annulus formation and growth estimation of South Atlantic swordfish. J. Mar. Biol. Assoc. United Kingdom 97(7): 1511–1518. doi:10.1017/S0025315416000862.
- García-Cortés, B., Mejuto, J., de la Serna, J.M. and A. Ramos-Cartelle. 2010. A summary on the activity of the Spanish surface longline fleet catching swordfish (*Xiphias gladius*) during the years 2006-2007. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 65(1): 135-146.
- ICES 2019. Ninth Workshop on the Development of Quantitative Assessment Methodologies based on LIFE-history traits, exploitation characteristics, and other relevant parameters for data-limited stocks (WKLIFE IX). ICES Scientific Reports 1 (77): 131 pp. <https://doi.org/10.17895/ices.pub.5550>
- Kai, M., and Yokawa, K. 2014. CPUE Standardization of South Atlantic Swordfish Caught by Japanese Longliners in 1975-2007. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT 70(4): 1837–1842.
- Magnusson, A., and Hilborn, R. 2007. What makes fisheries data informative? Fish Fish. 8(4): 337–358. doi:10.1111/j.1467-2979.2007.00258.x.
- Martell, S., and Froese, R. 2013. A simple method for estimating MSY from catch and resilience. Fish Fish. 14(4): 504–514. doi:10.1111/j.1467-2979.2012.00485.x.
- J. Mejuto, J. Ortiz de Urbina, A. Ramos-Cartelle, B. García-Cortés. 2011. Equivalence in efficiency per hook between the traditional multifilament and monofilament surface longline styles used by the Spanish fleet targeting swordfish (*Xiphias gladius*) in the southeast Pacific*. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 66(4): 1541-1553 (2011)
- Lauretta M., Kimoto A., Hanke A., Rouyer T., Ortiz M., and Walter J. 2020. Western Atlantic bluefin tuna virtual population analysis base model diagnostics and results. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 77(2): 578-605.

- McAllister, A. 2014. A Generalized Bayesian Surplus Production Stock Assessment Software (Bsp2): Application to Atlantic Swordfish. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT 70(4): 1725–1757.
- Mejuto, J., and Serna, J.M. De. 2008. Activity of the Spanish Surface Longline Fleet Catching Swordfish (*Xiphias gladius*) in the Atlantic Ocean in 2005. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT 61(4): 1088–1096.
- Methot and Wetzel, 2013 Methot Jr, R. D. and Wetzel, C. R. 2013. Stock synthesis: a biological and statistical framework for fish stock assessment and fishery management. Fisheries Research, 142, 86-99.
- Pan, B., Zhu, J., Lin, Q., Geng, Z., Wu, F. and Zhang, Y., 2022. Study on the catch, bycatch and discard of Chinese pelagic longline fisheries in the Atlantic Ocean. Aquaculture and Fisheries.
- Pedersen M., and Berg C. W. 2017. A stochastic surplus production model in continuous time. Fish and Fisheries 18 (2): 226-243. <https://doi.org/10.1111/faf.12174>.
- Prager, M. H. User's Guide for ASPIC Suite, version 7. 2016 A Stock-Production Model Incorporating Covariates and auxiliary programs. Prager Consulting, Portland, Oregon USA
- Quelle, P., González, F., Ruiz, M., Valeiras, X., Gutierrez, O., Rodriguez-Marin, E., Mejuto, J. 2014 An approach to age and growth of south Atlantic swordfish (*Xiphias gladius*) stock. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 70(4): 1927-1944
- Sharma R., and Arocha F. 2017. Resiliency for North Atlantic swordfish using life history parameters. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 74(3): 1306-1321.
- Winker, H., Carvalho, F., and Kapur, M. 2018. JABBA: Just Another Bayesian Biomass Assessment. Fish. Res. 204(August): 275–288. Elsevier. doi:10.1016/j.fishres.2018.03.010.
- Winker H., Carvalho F., Parker D. and Kerwath S. 2017. JABBA: Just Another Bayesian Biomass Assessment for South Atlantic swordfish. SCRS/P/2017/027
- Winker, H., Carvalho, F., Thorson, J.T., Kell, L.T., Parker, D., Kapur, M., Sharma, R., Booth, A.J., and Kerwath, S.E. 2020. JABBA-Select: Incorporating life history and fisheries' selectivity into surplus production models. Fish. Res. 222: 105355. article, Elsevier B.V. doi:10.1016/j.fishres.2019.105355.

**RAPPORT DE LA RÉUNION DE 2022 D'ÉVALUATION
DU STOCK D'ESPADON DE L'ATLANTIQUE DE L'ICCAT**
(en ligne, 20-28 juin 2022)

1. Ouverture, adoption de l'ordre du jour et organisation de la session

La réunion s'est tenue en ligne du 20 au 28 juin 2022. Le rapporteur pour l'espadon du Nord, M. Kyle Gillespie (Canada), a ouvert la réunion et s'est adressé au Groupe d'espèces sur l'espadon (le « Groupe ») avec le rapporteur pour l'espadon du Sud, M. Denham Parker (Afrique du Sud). Le Secrétaire exécutif de l'ICCAT a souhaité la bienvenue et remercié les participants. Le Président du SCRS et le Secrétaire exécutif adjoint ont souligné la nécessité de faire avancer toutes les tâches du Groupe, dans la mesure du possible, afin d'éviter de laisser d'importantes questions à résoudre à la réunion de septembre. Le Président a passé en revue l'ordre du jour qui a été adopté sans modification (**appendice 1**).

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

<i>Points</i>	<i>Rapporteurs</i>
Points 1, 11, 12	N.G.Taylor
Point 2	D. Rosa, M. Ortiz
Point 3	A. Kimoto, M. Ortiz
Points 4, 8, 10	K. Gillespie
Point 5	N. Fisch, M. Ortiz, K. Gillespie
Point 6	R. Forselledo, D. Parker, B. Mourato
Point 7	C. Peterson
Point 9	K. Gillespie, G. Diaz

2. Mises à jour des données disponibles concernant les captures, la biologie, la composition par tailles (limitées à toute mise à jour depuis la réunion de préparation des données)

Le SCRS/2022/118 présentait des informations actualisées sur la composante d'âge et de croissance du programme de recherche sur la biologie de l'espadon et l'analyse préliminaire d'une lecture d'âges pour le stock de l'Atlantique Nord. Plusieurs lecteurs ont lu les épines et les otolithes et des biais ont été constatés entre les lecteurs pour ces deux structures. L'âge modal maximum dans les épines était de 7 ans et de 5 ans dans les otolithes. La taille par âge moyenne issue des épines était similaire aux tailles par âge moyennes provenant de l'étude d'Arocha et al. (2003). L'échantillonnage, le traitement et les lectures des âges se poursuivront dans le cadre du programme de recherche sur la biologie de l'espadon.

Le Groupe a été informé qu'une étude sur la croissance et la reproduction de l'espadon avait été menée dans le golfe du Mexique, notant qu'il pourrait être intéressant d'inclure ces échantillons dans l'étude actuelle étant donné qu'elle couvre une zone qui n'est actuellement pas échantillonnée. Les scientifiques américains essaieront de contacter les chercheurs de cette étude.

Les différences dans les âges maximum des lectures des épines entre l'étude actuelle et l'étude d'Arocha et al. (2003) ont été notées. Il a été expliqué que cette différence est très probablement due aux différentes gammes de tailles des deux études : dans le cas de l'étude d'Arocha et al. (2003) il s'agissait d'échantillons de plus grands spécimens que ceux inclus dans la lecture actuelle pour l'Atlantique Nord. Il a également été noté que certaines pêcheries ne pêchent pas dans des zones où de plus grands spécimens étaient souvent capturés, telles que les zones plus hauturières des Grands Bancs. Cela peut entraîner, en outre, l'échantillonnage plus poussé de ces espadons de plus grande taille. Des échantillons additionnels de grands spécimens pourraient être disponibles de la pêcherie de canne et moulinet au large du Canada.

Le Groupe a fait part de son intérêt à proposer un programme continu d'échantillonnage biologique, mené par les CPC, plus étendu que le programme sur la biologie actuel, avec des tailles et structures (pièces dures) spécifiques à collecter de différentes zones. Il a été noté que des efforts précédents avaient été déployés en vue d'élaborer un programme de recherche pour l'espadon, semblable à ceux existants pour d'autres groupes d'espèces (par ex. requins, istiophoridés), et que ces efforts pourraient être repris.

Le SCRS/2022/120 appliquait une méthode pour déduire la pente de la relation stock-recrutement de Beverton-Holt d'après les paramètres du cycle vital. La méthode utilisait les distributions des paramètres du cycle vital afin de déterminer les valeurs de pente correspondantes pour chaque combinaison. Tout comme les stocks de thon rouge de l'Atlantique, de thon rouge du Pacifique et de marlin rayé du Pacifique, la distribution de la pente en résultant était désaxée vers la gauche. Afin d'améliorer les estimations, de meilleures estimations de la variance sont nécessaires pour les paramètres d'entrée, tout comme la définition d'une matrice de corrélation pour chacun d'entre eux. La distribution multivariée, après affinage, pourrait être utilisée pour les distributions a priori des modèles d'évaluation du stock, les valeurs d'entrée des modèles opérationnels (OM) de la MSE, et une distribution qui pourrait être utilisée afin de pondérer les OM et les scénarios de l'évaluation du stock.

Le Groupe a discuté de la présentation. Il a noté que cette analyse était une grande avancée par rapport à la méthode initialement présentée par Sharma et Arocha en 2017. Il a, en outre, demandé si la distribution déduite avait été comparée, par exemple, à l'ancienne base de données d'évaluation du stock RAM. Les auteurs ont répondu par la négative, indiquant que cela ferait également partie des travaux futurs. Il a été noté que cette méthode repose sur les taux de survie des larves jusqu'aux stades juvéniles, qui est un domaine de recherche limité et faisant l'objet de grandes incertitudes.

3. Mises à jour de la structure des flottilles (limitées à toute mise à jour depuis la réunion de préparation des données).

Le Secrétariat a informé le Groupe qu'il n'y avait pas de mises à jour de la structure des flottilles pour les stocks d'espodon de l'Atlantique Nord ou Sud depuis la Réunion de préparation des données. Les **tableaux 1** et **2** présentent la structure des flottilles de façon détaillée, utilisée pour les modèles Stock Synthesis lors de la Réunion d'évaluation. Il a été noté que, par rapport à l'évaluation des stocks d'espodon de 2017 (Anon., 2017), pour le modèle Stock Synthesis de l'espodon du Nord, une nouvelle flottille avait été introduite lors de la Réunion de préparation des données : la flottille de harponneurs exploitant essentiellement des poissons de grande taille.

4. Résumé des indices d'abondance relative à utiliser (limité à toute mise à jour depuis la réunion de préparation des données)

Les indices d'abondance relative soumis par les scientifiques des CPC restaient en grande partie inchangés par rapport à ceux acceptés à la Réunion de préparation des données sur l'espodon de 2022 (Anon., 2022a). La valeur finale de l'indice des données de l'indice d'abondance du Japon a été retirée de tous les modèles pour le Nord et le Sud en raison d'une erreur d'analyse. Dans certains scénarios du modèle, des blocs temporels additionnels ont été appliqués à certains indices mais ces changements n'étaient pas appliqués de façon uniforme dans les scénarios du modèle. Des modifications spécifiques de certains indices sont notées aux points 5 et 6.

Le SCRS/2022/115 présentait un indice d'abondance combiné pour le stock d'espodon de l'Atlantique Nord. Cet indice combiné est utilisé en tant que valeur d'entrée du modèle depuis les années 1990 et est un effort mené en collaboration entre les scientifiques de plusieurs CPC. La version 2022 de cet indice inclut les données de capture et d'effort de sept flottilles palangrières de l'ICCAT : États-Unis, Canada, Japon, Maroc, Taipei chinois, UE-Espagne et UE-Portugal, qui représentent plus de 90% de la capture annuelle d'espodon. L'indice est utilisé en tant qu'indicateur dans les modèles de production excédentaire et il serait intéressant de l'utiliser éventuellement comme indicateur pour une MP basée sur un modèle dans l'évaluation de la stratégie de gestion pour l'espodon du Nord.

La version présentée dans ce document diffère des standardisations précédentes en ce que les données au niveau des calées à une résolution plus fine n'étaient pas disponibles pour certaines flottilles. Les données de capture et d'effort de tâche 2 de l'ICCAT ont été utilisées et complétées par des données supplémentaires soumises par les scientifiques des CPC. Un modèle de standardisation delta-lognormal a été appliqué, rendant compte de la flottille, de la zone spatiale, du trimestre et de l'année (**tableau 3** ; **figure 1**). L'échelle et la tendance de la biomasse modélisée étaient très similaires à celles calculées dans la standardisation de 2017 (**figure 2**).

Le Groupe a accueilli favorablement cette contribution à l'indice, notant toutefois que les données au niveau des calées à une résolution plus fine n'étaient pas disponibles pour certaines flottilles. Le Groupe a discuté des avantages et des inconvénients de développer et d'utiliser un indice combiné par rapport à l'utilisation d'indices séparés en tant que données d'entrée dans les modèles. Les préoccupations concernaient notamment la plus faible résolution des données de l'indice combiné de 2022. Il a été noté que des conflits entre les CPUE avaient été à

l'origine du développement initial de l'indice dans les années 1990. Ces conflits ont subsisté et, dans de nombreux cas, les modèles de production excédentaire ont obtenu de meilleurs résultats de diagnostic en utilisant l'indice combiné (par ex. BSP2 de 2017) qu'avec l'ensemble complet des indices fournis par les CPC.

Le Groupe a demandé des diagnostics supplémentaires qui ont été préparés et présentés lors de la réunion. Ils incluaient des diagrammes des valeurs résiduelles, des coefficients pour les valeurs résiduelles à effet aléatoire et la distribution spatio-temporelle des registres de captures nulles. Les auteurs ont présenté plusieurs graphiques descriptifs indiquant la distribution spatio-temporelle des données de capture et d'effort (**figure 3 et 4**). Une distribution bimodale a été constatée dans les CPUE logarithmiques depuis la fin des années 1980 jusqu'à présent qui caractérise la différence entre les flottilles ciblant l'espadon et les flottilles ne le ciblant pas (**figure 5**). Il a également été noté que le modèle prédisait de larges limites de confiance pour les années 1970 lorsque les sources de données étaient rares en raison des réglementations de gestion et des limites de captures en résultant. Le Groupe a accepté l'indice à utiliser dans les modèles de production excédentaire du Nord tout en notant que la version de l'indice combiné de 2022 ne reflète probablement pas l'importante nuance liée aux modifications des engins en raison de l'utilisation des données de capture et effort de Tâche 2, et non des données à plus fine échelle précédemment soumises par les CPC.

5. Stock de l'Atlantique Nord

5.1. Méthodes et configurations du modèle

Afin de tenir compte de l'incertitude dans la dynamique du stock et de la qualité des données, le SCRS examine régulièrement un ensemble de scénarios comportant des structures et des jeux de données (c.-à-d. composition par tailles) des modèles alternatifs pour une seule évaluation du stock. En 2017, plusieurs plateformes de modélisation avaient été développées pour le stock d'espadon de l'Atlantique Nord et deux d'entre elles avaient été utilisées pour l'avis de gestion : un modèle intégré structuré par âge utilisant Stock Synthesis et un modèle de production excédentaire de la biomasse de type bayésien utilisant BSP2. En 2022, quatre plateformes de modélisation ont été présentées pour le stock de l'Atlantique Nord : Stock Synthesis (SCRS/2022/124), JABBA (SCRS/2022/114), ASPIC et SPiCT (Lauretta *et al.*, 2020).

5.1.1 Modèle Stock Synthesis initial

Le SCRS/2022/124 présentait une évaluation structurée par âge et les diagnostics du modèle préliminaires pour le stock d'espadon de l'Atlantique Nord utilisant Stock Synthesis. De nombreuses configurations du modèle étaient similaires à celles de l'évaluation des stocks de 2017 (Anon., 2017). Le modèle était une évaluation annuelle structurée par âge, spécifique au sexe. La mortalité naturelle a été établie à 0,2 tant pour les mâles que pour les femelles dans tous les âges. Les courbes de croissance spécifiques au sexe ont été établies aux mêmes valeurs que celles utilisées dans l'évaluation des stocks de 2017, les femelles atteignant une plus grande taille asymptotique (**figure 6**). Il a été postulé que la maturité des femelles était de 50% à l'âge 5 et de 100% pour tous les âges plus avancés.

Il a été postulé que le recrutement dépendait de la biomasse du stock de reproductrices, dans laquelle la fécondité était fonction du poids corporel. La fonction de stock-recrutement postulait une relation de Beverton-Holt et les tentatives initiales d'estimation de la pente ont échoué. Elle a donc été établie à 0,88 (valeur estimée dans l'évaluation du stock de 2017 (Anon., 2017)). Des scénarios du modèle alternatifs, postulant des valeurs de pente de 0,7 et 0,8, ont été étudiés. Les écarts du recrutement ont été pénalisés dans la vraisemblance en postulant une distribution lognormale avec l'écart type du recrutement logarithmique établi à 0,2 (la même valeur que dans l'évaluation du stock de 2017 (Anon., 2017)).

La sélectivité a été modélisée en tant que basée sur la taille et un bloc de sélectivité distinct a été ajouté à partir de 1993 afin de refléter le changement de réglementation adoptant une taille minimale (Rec. 90-02). Cela supposait que deux courbes de sélectivité ont été estimées pour chaque flottille opérant pendant le changement de réglementation : une avant 1993 et l'autre après cette date. Les rejets ont été estimés dans le modèle pour chaque flottille en utilisant des fonctions de rétention spécifique aux flottilles, postulée être en arête vive à 119 cm. Une sélectivité en forme de dôme a été postulée pour les flottilles palangrières de l'UE-Espagne, des États-Unis, du Japon, de l'UE-Portugal et du Maroc, et une sélectivité asymptotique a été postulée pour la palangre canadienne, la palangre du Taipeï chinois et les flottilles « autres » (**figure 7**). Les tailles des échantillons effectives pour les compositions par tailles ont été calculées de manière itérative en utilisant l'algorithme TA1.8 de Francis (Francis, 2011). Des observations directes du pourcentage de poissons de taille inférieure à la taille légale morts à la

remontée de l'engin ont été présentées pour les flottilles des États-Unis et du Canada d'après les données des observateurs, et pour les flottilles du Taipeï chinois et de l'UE-Portugal d'après de précédentes études, suggérant qu'une moyenne de 78% d'espadons sous-taille sont morts à la remontée de l'engin (**figure 8**). Les estimations spécifiques aux flottilles qui étaient disponibles ont été utilisées en tant que mortalité par rejet dans le modèle, tandis que la moyenne globale a été utilisée pour les autres flottilles.

Les capturabilités de plusieurs indices de CPUE ont été renseignées par l'indice environnemental d'oscillation atlantique multidécennale (OAM), entraînant de meilleurs ajustements aux données et une amélioration des diagnostics du modèle. Les écarts types (pondération) pour chaque série de CPUE ont été normalisés en utilisant les erreurs types estimées d'après le processus de standardisation des indices, de telle sorte que l'écart type minimum pour chaque série de CPUE (sur l'échelle logarithmique) était établi à 0,2 et la variabilité entre les années était maintenue des estimations standardisées.

5.1.2 Scénarios additionnels

Le Groupe a décidé de mettre à jour le modèle en utilisant la mortalité à la remontée de l'engin moyenne globale car les estimations de la mortalité par rejet pour la flottille du Taipeï chinois étaient basées sur l'étude de Pan *et al.* (2022), qui est la référence de la mortalité par rejet pour la flottille palangrière chinoise. Cependant, la flottille chinoise exerce des activités de pêche différentes et les flottilles de la Chine et du Taipeï chinois opèrent également de manière différente. Le Groupe a discuté de l'observation de 2020 de la CPUE palangrière du Japon dans les deux zones des stocks de l'Atlantique et il a été décidé de retirer ce point du modèle (*cf. section 6.1*). Le Groupe a demandé des scénarios additionnels avec deux CPUE différentes. Il a été noté que les indices spécifiques à l'âge de la flottille palangrière de l'UE-Espagne (**tableau 6**) ne semblaient pas être corrélés dans tous les âges avec des décalages. En d'autres termes, on pourrait s'attendre à ce que dans une année où l'indice d'âge 1 est élevé, l'année suivante l'indice d'âge 2 augmente. Dans l'ensemble, des corrélations de ce type n'étaient pas évidentes dans les indices. Le Groupe s'est demandé si la CPUE de la palangre de l'UE-Espagne devrait continuer à être divisée en indices spécifiques à l'âge et non en tant qu'indice de la palangre de l'UE-Espagne agrégé par âge. Un ajustement du modèle à l'indice combiné de la palangre de l'UE-Espagne n'a pas amélioré les diagnostics du modèle (**figure 9**) et il a donc été décidé de maintenir les indices spécifiques à l'âge pour la flottille de palangriers de l'UE-Espagne.

Le Groupe a également suggéré un scénario supplémentaire s'ajustant à l'indice combiné de la palangre (SCRS/2022/115). Le Groupe a convenu de ne pas utiliser l'indice combiné compte tenu du fait qu'il n'améliorait pas les diagnostics du modèle (**figure 10**). Le Groupe a, en outre, demandé trois scénarios supplémentaires :

- la mise à jour du vecteur de maturité par âge à l'aide des estimations de Sharma et Arocha (2017 ; **figure 11**)
- l'établissement de la pente pour le modèle de base de l'évaluation du stock à 0,75, à des fins de cohérence avec la MSE pour l'espodon
- l'ajustement aux rejets observés et l'estimation des autres rejets pour les flottilles qui ne les ont pas déclarés, plutôt que de laisser Stock Synthesis estimer librement les rejets de chaque flottille.

Le Groupe a étudié les effets de changements graduels et a accepté la mise à jour du vecteur de maturité car l'ajustement du modèle n'était pas affecté par ce changement (Maturité au **tableau 4**). Toutefois, le Groupe a décidé de maintenir le paramètre de pente initial de 0,88 car l'ajustement du modèle ne s'améliorait pas en définissant la pente à 0,75 (Mat-h au **tableau 4**).

Le scénario additionnel qui incluait un nouveau vecteur de maturité extrait de Sharma et Arocha (2017), une pente fixée à 0,75 et des données de rejets explicitement ajustés dans la fonction objective (pour les flottilles ayant déclaré des rejets) n'a pas pu converger lors de son ajustement aux données de rejets de la palangre du Taipeï chinois et du Japon. Par conséquent, il a été décidé de mettre à jour un scénario du modèle avec les rejets totaux de la palangre du Taipeï chinois et du Japon rajoutés à leurs débarquements respectifs, qui sera ajusté au modèle. Le Groupe a noté que les rejets de la flottille palangrière du Japon étaient relativement élevés certaines années (2000-2003) et a exprimé son intérêt vis-à-vis du modèle qui en rend compte (**figure 12**).

Le scénario additionnel modifié qui incluait uniquement les données des rejets déclarés de la palangre des États-Unis et du Canada dans la fonction objective (Mat_h_dis au **tableau 4**) détériorait la performance des diagnostics du modèle. Le Groupe a convenu d'un modèle de base final pour l'espodon de l'Atlantique Nord dans Stock Synthesis utilisant le nouveau vecteur de maturité, la pente établie à 0,88, l'omission du point de données de la

CPUE de la palangre japonaise de 2020, l'inclusion des rejets des flottilles palangrières du Japon et du Taipei chinois dans leurs données de débarquements et l'estimation libre des rejets des autres flottilles.

Le Groupe a souligné l'importance de comparer les rejets morts estimés par Stock Synthesis avec ceux provenant des données des pêcheries disponibles afin de vérifier de manière plus exhaustive les rejets morts estimés par Stock Synthesis. Le Groupe a convenu de continuer à étudier différentes configurations du modèle pour améliorer l'estimation des rejets morts afin de mieux les faire correspondre aux rejets observés. Néanmoins, le Groupe a souligné que les estimations du modèle ne devraient pas être considérées comme se substituant à la déclaration effective des rejets morts.

Le Groupe a demandé de procéder à une comparaison entre les rejets estimés d'après le modèle Stock Synthesis et ceux déclarés par les flottilles ayant communiqué des rejets. Le modèle Stock Synthesis estimait qu'en moyenne 10,5% des ponctions totales étaient attribuables aux rejets, alors que les rejets déclarés représentaient 2,5% des ponctions totales (**figure 13**), et il a été fait observer que seules 4 flottilles déclaraient des rejets. Le modèle de base final pour l'évaluation structurée par âge estimait librement les rejets de chaque flottille.

5.1.3 Configurations du modèle JABBA

Le logiciel d'évaluation des stocks « Just Another Bayesian Biomass Assessment », JABBA, a été appliqué. La version actualisée la plus récente (v2.2.6) de JABBA a été utilisée et est disponible en ligne à : https://github.com/jabbamodel/JABBA_and/ ou <https://www.iccat.int/en/AssessCatalog.html>. Le logiciel JABBA R utilise des approches bayésiennes état-espace pour les modèles d'évaluation de la dynamique de la biomasse des stocks (Winker *et al.*, 2018). Ce logiciel s'exécute rapidement, génère des estimations reproductibles de l'état des stocks et comporte un ensemble d'outils de diagnostics intégrés. En 2017, un modèle JABBA a été développé pour le stock de l'Atlantique Nord mais n'a pas été utilisé pour l'avis de gestion. Les méthodes et les configurations du modèle sont décrites plus en détail dans le document SCRS/2022/114.

Les données d'entrée incluaient les données de captures fournies par le Secrétariat faisant suite à la réunion de préparation des données sur l'espadon de 2022 (Anon., 2022a). Les indices de CPUE suivaient ceux soumis à la réunion de préparation des données avec un changement : le point de données de 2020 de l'indice de la palangre japonaise a été exclu (cf. section 6.1 pour une description détaillée de ce changement).

Au total, huit scénarios JABBA ont été exécutés pour le Nord (**tableau 5**). Deux scénarios de continuité ont été exécutés en utilisant les mêmes configurations et postulats du modèle que ceux utilisés en 2017 mais en mettant à jour les données de captures et les indices. Dans le premier scénario, le scénario 1 (S1), les neuf indices de CPUE développés par les CPC (**tableau 6**) étaient utilisés alors que l'indice combiné était utilisé dans le deuxième scénario (S2). Ces scénarios de continuité utilisaient un modèle de production de Schaefer en établissant l'année initiale du modèle à 1950, l'épuisement initial à 0,85 (s.e. 0,1), r à 0,424 (s.e. 0,4), et une s.e. de 0,25 pour toutes les CPUE, tandis que K était librement estimée.

À la réunion de préparation des données sur l'espadon de 2022, il a été noté qu'il convenait de tester les distributions a priori d'entrée (r , B_{PME}/K) liées à la fonction de production déduite des simulations d'un modèle structuré par l'âge en conditions d'équilibre (ASEM; Winker *et al.* 2020 et Winker *et al.*, 2018) parmi les scénarios du modèle. Les variables du cycle vital de l'espadon de l'Atlantique Nord issues d'Arocha et Lee (1996) et Arocha *et al.* (2003) et d'autres sources, et trois postulats concernant la pente (0,6, 0,75, 0,88) ont été utilisés dans ASEM afin d'estimer r et B_{PME}/K (**tableau 7**). Les distributions a priori ont été utilisées dans les modèles JABBA (S3 à S8), qui utilisaient tous, à l'exception de S8, les neuf indices de CPUE des CPC. Dans tous les cas, le modèle estimait librement K et l'épuisement initial.

Au cours de la réunion, il a été noté qu'il semblait y avoir des conflits entre les CPUE. Des scénarios supplémentaires ont été développés afin de tester l'influence de l'utilisation de regroupements d'indices différents. Le regroupement 1, utilisé dans le modèle S6, incluait les indices de CPUE du Canada, des États-Unis, de l'UE-Espagne et de l'UE-Portugal. Le regroupement 2, utilisé dans le modèle S7, incluait les indices du Japon, du Taipei chinois et du Maroc. Ces deux regroupements d'indices sont décrits de façon détaillée au point 5.2.3, ci-après. S8 utilisait l'indice combiné.

Le Groupe a suggéré d'inclure, dans les scénarios, une distribution a priori de K fixé à 200 kt avec un épuisement initial établi à 0,85, un c.v. de 0,4 et une distribution bêta. Cela a été réalisé pour permettre au modèle de mieux refléter les déclins de la biomasse dans les premières années de la pêcherie. Les modèles S6, S7, S8 ont par la suite été exécutés avec ces nouvelles configurations du modèle.

Finalement, un scénario du modèle ayant des configurations très similaires au cas de base du modèle BSP2 de 2017 a été développé et est devenu le cas de référence de JABBA de 2022 :

- modèle de production de Shaefer ($B_{PME}/K = 0,5$)
- distribution a priori de r établi à 0,42 (s.e. 0,4)
- distribution a priori de l'épuisement initial de 0,95 (s.e. 0,05) avec une distribution bêta et
- s.e. pour toutes les CPUE définie à 0,23.

Les différences entre le modèle JABBA de 2022 et le modèle BSP2 de 2017 résidaient dans l'inclusion de l'indice combiné, de données de captures actualisées et l'utilisation d'une distribution bêta (par opposition à une distribution lognormale) pour l'épuisement initial qui limite la gamme des valeurs possible à <1.

5.1.4 Configurations du modèle ASPIC

Pour le stock d'espadon du Nord, un scénario de continuité a été réalisé avec un modèle de production excédentaire (SPM) utilisant le même logiciel (ASPIC-7) qu'en 2013/2017, avec la série de captures 1950–2020 et l'indice d'abondance de la biomasse combiné (1963–2020). Ce scénario de continuité utilisait les mêmes postulats et configurations que le cas de base du modèle de 2017 : en se basant sur le postulat d'une fonction de modèle de production logistique, estimant la PME et la F_{PME} , et établissant le paramètre $B1/K$ à 0,85.

En plus du scénario de continuité, le modèle ASPIC a été ajusté en utilisant la série d'indices d'abondance révisée et recommandée lors de la réunion de préparation des données sur l'espadon de 2022 (Anon., 2022a). Au total, neuf indices étaient disponibles (**figure 14, tableau 6**) et les scénarios initiaux incluaient tous les indices en supposant qu'ils étaient proportionnels à la biomasse. L'ajustement du modèle utilisait l'option des moindres carrés (SSE) dans ASPIC, avec le paramètre $B1/K$ établi à 0,85 et un modèle de production logistique (de Shaefer). Toutefois, en raison de conflits dans les tendances entre plusieurs indices d'abondance, le scénario d'ASPIC comportant l'ensemble des indices n'a pas pu converger vers une solution raisonnable. Une analyse des corrélations des indices a été conduite sur les neuf séries pour identifier les groupes d'indices ayant une corrélation négative relativement plus faible entre eux (**figure 15**). Cette analyse a suggéré deux groupes d'indices : le groupe 1 incluait les indices de LL du Canada, LL des États-Unis, LL de l'UE-Espagne et LL de l'UE-Portugal, tandis que le groupe 2 incluait les indices de LL du Japon, LL du Taipei chinois et LL du Maroc. Le modèle ASPIC a été ajusté à chaque groupe d'indices en supposant qu'ils représentent un état de la nature alternatif du stock d'espadon du Nord.

Au cours de la réunion, des scénarios additionnels du modèle ASPIC ont été étudiés, notamment avec l'indice combiné de 2022. Ces scénarios incluaient : i) l'estimation du paramètre initial $B1/K$, et ii) l'utilisation de l'estimation de la vraisemblance maximale (MLE) dans ASPIC pour tenir compte de la variance associée à chaque observation de l'indice combiné dans le processus d'ajustement.

5.1.5 Configurations du modèle SPiCT

Un modèle alternatif « Stochastic Production model in Continuous Time » (SPiCT) (Pedersen et Berg, 2017) a été utilisé pour comparer les résultats des scénarios du modèle ASPIC. Ce modèle de production excédentaire permet une fonction d'état-espace dans le processus de captures en distinguant explicitement le bruit dans l'erreur de processus et l'erreur d'observation, une fonctionnalité qui n'est pas disponible dans le modèle ASPIC. La structure du modèle SPiCT est similaire à celle de JABBA, incluant des approches bayésiennes ou fréquentistes pour l'ajustement, tout en incluant des informations auxiliaires dans l'évaluation sous la forme de distributions a priori. Le modèle SPiCT est régulièrement utilisé dans les évaluations du CIEM (CIEM, 2019) et a été testé et évalué de façon exhaustive mais ne fait actuellement pas partie du catalogue logiciel de l'ICCAT.

Les scénarios de SPiCT ont été réalisés parallèlement aux scénarios d'ASPIC et visaient à des comparaisons et à l'examen des possibles sources de variation plutôt qu'à la formulation de l'avis de gestion. Ces analyses additionnelles présentées ont été effectuées avec le progiciel R version 1.3.5 de SPiCT disponible à <https://github.com/DTUAqua/spict> dans le cadre de la version R-Studio 2022.02.0. Les configurations des modèles SPiCT reflétaient, de façon aussi proche que possible, la configuration de chaque scénario d'ASPIC : par exemple, la forme de la fonction logistique excédentaire était établie avec une distribution a priori pour le paramètre n de SPiCT de 2 et une s.e. de 0,4, tandis que le paramètre fixe $B1/K$ de 0,85 d'ASPIC était appliqué dans SPiCT avec une distribution a priori informative pour la fraction initiale de la biomasse (logbkfrac) avec une moyenne de 0,85 et un écart type de 0,2.

5.2. Diagnostics du modèle

5.2.1 Stock Synthesis (SS)

Pour le modèle préliminaire de Stock Synthesis (SCRS/2022/124), les ajustements aux indices de CPUE et aux compositions par tailles étaient acceptables. De nombreux indices de CPUE n'ont pas réussi le test des scénarios (8/13). Le Groupe a indiqué que cela est probablement dû à l'inclusion de nombreux indices de CPUE dans l'évaluation et que le conflit entre les indices amène le modèle à être compromis et à s'ajuster à leur moyenne, donnant lieu à des schémas non-aléatoires dans les valeurs résiduelles pour de nombreux ajustements (et donc des échecs au test des scénarios). Les résultats de la validation croisée rétrospective suggéraient également que de nombreuses valeurs de l'erreur moyenne absolue mise à l'échelle (MASE) ne prévoient pas les indices et une marche aléatoire. Les schémas rétrospectifs pour le modèle étaient négligeables. Les profils de vraisemblance sur la valeur logarithmique du recrutement non-pêché donnaient à penser à un minimum à la valeur estimée de 6,4, avec une nette augmentation aux valeurs en dessous de cette estimation quoique relativement planes (augmentation plus faible) au-dessus de la valeur minimum, notamment pour les données de l'indice. Le diagnostic de jitter montrait que le modèle était très stable face à des valeurs alternatives du paramètre initial. Une analyse jackknife semblait également indiquer que le modèle était très peu sensible au retrait des indices individuels de CPUE ou de compositions par tailles. Le diagnostic du modèle de production structuré par âge suggérait des trajectoires du stock similaires du cas de base du modèle par rapport à un ajustement du modèle sans écarts du recrutement et des sélectivités fixes (et non ajustées aux compositions).

Les diagnostics restaient en grande partie inchangés pour le cas de référence final de Stock Synthesis, étant donné que les ajustements aux indices de CPUE étaient acceptables avec une racine de l'erreur quadratique moyenne (RMSE) totale pour toutes les flottilles estimée à 25,9% (**figure 16**). Cinq des 13 indices de CPUE ont réussi le test des scénarios (**tableau 8, figure 17**). Les résultats de la validation croisée rétrospective suggéraient également que de nombreuses valeurs MASE ne prévoient pas les indices et une marche aléatoire (**tableau 8, figure 18**). Les ajustements aux compositions par tailles étaient acceptables, la RMSE totale pour les tailles moyennes observées et prévues se situant à 5,4% (**figure 16**). Les schémas rétrospectifs étaient négligeables, avec une valeur du rho de Mohn de -0,02 pour la biomasse reproductrice et de 0,04 pour F/F_{PME} (**figure 19**).

Le Groupe a discuté des avantages que présente l'utilisation du modèle Stock Synthesis en vue d'estimer les rejets morts pour l'ensemble des flottilles. Il a été convenu qu'il est important de refléter l'ampleur des ponctions totales, dans la mesure du possible, et que l'estimation des rejets morts des flottilles pour lesquelles ces données ne sont pas disponibles constitue une approche acceptable. Cependant, le Groupe a fait part de certaines préoccupations quant au remplacement des rejets morts déclarés par les rejets morts estimés par le modèle Stock Synthesis, au vu des grandes différences entre certains rejets estimés et déclarés. Des approches visant à réduire potentiellement ces divergences ont été présentées. Les scientifiques des CPC sont vivement encouragés à comparer les rejets morts estimés par Stock Synthesis avec les données disponibles des pêcheries afin de vérifier de manière plus exhaustive les rejets morts estimés par Stock Synthesis. Le Groupe a convenu de continuer à étudier différentes configurations du modèle pour améliorer l'estimation des rejets morts afin de mieux les faire correspondre aux rejets observés.

En se fondant sur les diagnostics du modèle les plus importants (décris ci-dessus), le Groupe a convenu du cas de référence de Stock Synthesis pour les projections. Un ensemble élargi de diagnostics pour le cas de référence adopté sera présenté à la réunion du Groupe d'espèces de septembre 2022.

5.2.2 Diagnostics du modèle JABBA

Tous les scénarios du modèle ont été évalués avec un ensemble commun de diagnostics puis évalués en ce qui concerne leur plausibilité biologique par rapport aux modèles d'évaluation précédemment acceptés. Les diagnostics suivaient Carvalho et al. (2021) et incluaient l'examen des schémas au sein et entre les valeurs résiduelles des CPUE par le biais de diagrammes des valeurs résiduelles et de tests des scénarios. La qualité de l'ajustement a été estimée en utilisant la racine de l'erreur quadratique moyenne (RMSE). La convergence du modèle a été évaluée avec des graphiques de tracés de Markov Chain Monte Carlo (MCMC). Dans tous les scénarios décrits au point 5.1, les tracés de MCMC indiquaient une convergence du modèle (**figure 20**). Des diagrammes de la distribution a priori et a posteriori et les ratios de la médiane ont été évalués pour tous les scénarios du modèle. En raison du grand nombre de scénarios, seul un sous-ensemble de modèles a fait l'objet de tests de diagnostics plus poussés avec une procédure de jackknife et de simulation rétrospective des CPUE à l'aide de MASE et de l'analyse rétrospective (scénarios du modèle 3, 8 et le cas de référence).

Le scénario de continuité qui utilisait tous les indices individuels disponibles en 2017 par opposition à ces mêmes indices actualisés de 2022 affichait de fortes divergences en ce qui concerne l'état du stock. Cette divergence semble être liée à un changement apporté à un ou plusieurs indices plutôt qu'à des conflits entre les indices qui existaient dans les modèles de 2017 et 2022. La continuité des modèles utilisant l'indice combiné avec l'évaluation de 2017 était plus forte, présentant une échelle et des tendances similaires de la biomasse et de la mortalité par pêche (F) relatives. De plus amples travaux sont recommandés pour comprendre si les différences dans les indices entre les versions de 2017 et 2022 sont à l'origine des différences dans l'état du stock.

Les modèles utilisaient l'une des quatre valeurs d'entrée des données des CPUE : l'ensemble des neuf indices des données des CPC, les indices du groupe 1 ou du groupe 2, ou l'indice combiné uniquement. Les modèles utilisant l'ensemble des neuf indices avaient des ajustements aux données similaires dans tous les scénarios de JABBA. La racine de l'erreur quadratique moyenne globale était de ~28% dans tous les cas, ce qui est considéré dans la fourchette haute de « réussite » de la RMSE (30% étant le seuil de « réussite » de la RMSE). L'indice ayant la plus longue série historique est l'indice de la palangre canadienne. Au début de cette série temporelle de CPUE, il y a une grande valeur résiduelle positive associée à l'indice canadien, suivie de sept années successives de valeurs résiduelles négatives, ce qui indique un mauvais ajustement potentiel au déclin de la biomasse au début de l'historique de la pêcherie. Des schémas résiduels additionnels dans la série temporelle semblaient être liés à de potentiels schémas d'auto-corrélation temporels dans les indices de la palangre de l'UE-Espagne, des États-Unis et du Taipei chinois. Ces trois indices, ainsi que les indices de la palangre du Japon (à la fin de la série) et du Canada échouaient souvent aux tests des scénarios. Cela suggère des conflits dans les données causés par des tendances opposées par rapport à d'autres séries temporelles de CPUE ainsi que la présence de valeurs aberrantes. L'analyse jackknife des CPUE indiquait une généralisation dans l'échelle des tendances de B/B_{PME} et de F/F_{PME} . La CPUE ayant le plus grand impact lorsqu'elle était retirée du modèle était l'indice de la palangre du Canada qui donnait lieu à une biomasse bien plus faible à partir de 1985 et par la suite mais la tendance globale correspondait en grande partie aux autres scénarios de jackknife. De la même manière, le retrait de l'indice canadien entraîne une mortalité par pêche plus importante à partir de 1985 et par la suite. Cela est probablement dû au fait que l'indice de la palangre du Canada est le plus long (1963-2020) et que le modèle repose donc largement sur cet indice pour décrire le déclin initial imputable à la pêche. L'analyse rétrospective n'indiquait pas de schémas évidents et les valeurs du rho de Mohn étaient très proches de zéro dans tous les scénarios.

Pour les scénarios du modèle utilisant des distributions a priori de la pente (S3-5), les écarts de l'erreur de processus étaient supérieurs à zéro au cours des cinq dernières années de la série temporelle de l'évaluation (à partir de 2015). Par ailleurs, les scénarios de l'indice combiné indiquaient une erreur de processus qui devenait négative aux alentours de 2005 puis ramenée à zéro en 2018. Les écarts de l'erreur de processus restent proches de zéro dans la dernière année de l'évaluation. Ce schéma correspondait à une tendance négative de l'indice combiné de 2005 à 2015, suivie d'une tendance ascendante constante jusqu'à la dernière année de l'évaluation.

Afin d'étudier plus avant les conflits des CPUE, deux regroupements d'indices positivement corrélés ont été identifiés et sont décrits au point 5.1. Le modèle JABBA a été ajusté à chaque groupe d'indices, en se basant sur le postulat qu'ils représentaient des états de la nature alternatifs du stock d'espodon du Nord. Les indices du groupe 1 (Canada, UE-Portugal, UE-Espagne, États-Unis) entraînaient des ratios de B/B_{PME} élevés peu plausibles et des ratios de F/F_{PME} faibles peu plausibles dans l'ensemble de la série temporelle du modèle (par ex. B/B_{PME} ne chutait jamais en-deçà de 1,5). La RMSE pour ce scénario était de 21% mais deux des quatre indices ont échoué au test des scénarios montrant des schémas d'auto-corrélation temporels. Les indices du groupe 2 (Japon 1 et 2, Taipei chinois 1 et 2, et Maroc) entraînaient une RMSE plus élevée (28%) mais tous les indices réussissaient les tests des scénarios. Les séries temporelles de F/F_{PME} et B/B_{PME} correspondaient à peu près au schéma et à l'échelle des évaluations d'espodon précédentes mais les limites d'incertitude entourant les estimations étaient très larges.

Les scénarios du modèle 2, 8 et le cas de référence utilisaient l'indice combiné. Dans tous les cas, l'indice échouait au test des scénarios (**figure 21**). Toutefois, la RMSE était de 18% ou moins (**figure 22**). Dans les cas où les CPUE combinées étaient utilisées, l'échelle et la tendance de B/B_{PME} et de F/F_{PME} semblaient plus plausibles compte tenu des résultats du modèle acceptés précédemment et par rapport aux indices utilisant l'ensemble des neuf indices des CPC (qui avaient tendance à indiquer des niveaux de biomasse élevés peu plausibles tout au long de la série temporelle).

Le Groupe a discuté des différences dans les résultats du modèle entre les groupes de valeurs d'entrée des données de CPUE. L'inclusion de l'ensemble des neuf indices des CPC ou l'utilisation des indices du groupe 1 donnait des estimations du modèle que le Groupe estimait peu plausibles. L'utilisation de l'indice combiné ou des indices du groupe 2 donnait des estimations de la biomasse et de la mortalité par pêche plus cohérentes avec les modèles

d'évaluation précédemment acceptés. Le Groupe a discuté des similitudes et des différences des flottilles incluses dans les groupes de CPUE, par exemple la zone de pêche (côtière ou hauturière) et le ciblage (pêche ciblant l'espadon ou le capturant en tant que prise accessoire). Bien qu'il ait identifié plusieurs similitudes et différences, le Groupe n'a pas été en mesure d'attribuer un ensemble de caractéristiques communes à chaque groupe de CPUE. Des analyses additionnelles sont requises pour comprendre pourquoi certaines CPUE covariaient alors que d'autres non. En se basant sur les diagnostics et les résultats, tous les modèles utilisant les indices individuels ont été considérés inappropriés pour l'avis de gestion. Le scénario 2 du modèle a été sélectionné d'après les tests de diagnostic (**figures 23, 24 et 25**) et sa plausibilité biologique.

5.2.3 Diagnostics du modèle ASPIC

Une présentation a été soumise sur les résultats préliminaires du cas de continuité pour l'ajustement de l'espadon du Nord avec le modèle ASPIC (SCRS/2022/119). Les scénarios de continuité incluaient deux scénarios : a) le cas de continuité 1 (Cont1) dans lequel seule la série de capture était actualisée (1950-2020) et l'indice de biomasse combiné de 2017 était utilisé et b) le cas de continuité (Cont) dans lequel la série de capture était actualisée et l'indice de biomasse combiné de 2022 était utilisé. Ces scénarios ont été évalués en raison des changements de protocoles pour les valeurs d'entrée des données dans l'estimation de l'indice de biomasse combiné de 2022, par rapport aux précédentes versions (2017, 2013, 2009) de cet indice.

En ajoutant au modèle les captures de 2016 à 2020 seulement (et en conservant l'indice inchangé utilisé en 2017), on obtenait des tendances et des estimations de référence très similaires au scénario de 2017 (**tableau 9, figure 26**). Cependant, en remplaçant l'indice de biomasse combiné par la version de 2022, les tendances de la biomasse absolue et de la mortalité par pêche variaient, tout comme les estimations de référence (**tableau 9, figure 27**). Ces deux scénarios convergeaient vers une solution, et des scénarios par bootstrap (1.000) ont été réalisés sans indiquer un dépassement des limites. Les autres diagnostics indiquaient un bon contraste (Ludwig et Hilborn 1985, Magnisson et Hilborn 2007) dans les informations de l'indice (0,49, Prager et al. 2016, **figure 28**). Les scénarios rétrospectifs du retrait de 5 années de données (**figure 29**) montraient certains schémas avec des valeurs estimées du rho de Mohn de 0,02 pour F/F_{PME} et -0,007 pour B/B_{PME} .

Le scénario ASPIC avec l'ensemble des 9 indices d'abondance indiquait une corrélation négative entre plusieurs indices et même s'il convergeait vers une solution, le diagnostic du scénario (Prager 2016) indiquait un faible contraste en ce qui concerne la biomasse prédictive et les indices (0,35, Prager 2016) ainsi qu'un faible indice de proximité estimé (0,15). Les scénarios par bootstrap pour ce modèle échouaient, plusieurs des scénarios dépassant les paramètres limites de façon répétée. L'ajustement du modèle ASPIC à chaque groupe d'indices montrait une certaine amélioration des ajustements mais continuait à renvoyer une corrélation négative entre les indices.

Avec les indices du groupe 1, les diagnostics du scénario d'ajustement d'ASPIC indiquent un faible indice de contraste estimé (0,32) et un faible indice de proximité estimé (0,23). La **figure 30** présente les ajustements des indices et les tendances de la biomasse et de la mortalité par pêche prédictives. Les scénarios par bootstrap ont été réalisés et 5 scénarios sur 1.000 dépassaient la limite de F_{PME} . Les scénarios rétrospectifs n'indiquaient pas de schéma particulier pour les tendances de la biomasse ou de la mortalité par pêche relatives avec des valeurs estimées du rho de Mohn de 0,001 et -0,004, respectivement (**figure 31**).

L'ajustement d'ASPIC aux indices du groupe 2 présente des problèmes systématiques pour trouver une solution stable. Un examen plus approfondi des indices, notamment une analyse de la différence d'un décalage de 1 an (**figure 32**) montrait que les deux observations initiales de l'indice de la palangre du Taipeï chinois implique une forte variation de près de 3 fois de la biomasse du stock relative en une seule année que le SPM ne peut pas ajuster avec le reste des données des valeurs d'entrée. Il a alors été décidé d'exclure ces deux observations (1977 et 1978) de l'indice de la palangre du Taipeï chinois et de re-exécuter le modèle ASPIC (scénario du groupe 2A). Ce modèle Grp2A convergeait vers une solution stable et les diagnostics indiquaient un bon indice de contraste (0,52) et un indice de proximité estimé élevé (1,0, Prager et al. 2016). La **figure 33** présente les ajustements des indices et les tendances de la biomasse et de la mortalité par pêche prédictives. Les scénarios par bootstrap ont été réalisés et un scénario dépassait la valeur de la limite de F_{PME} . Toutefois, les scénarios rétrospectifs indiquaient un fort schéma pour les tendances de la biomasse ou de la mortalité par pêche relatives avec des valeurs estimées du rho de Mohn de 0,64 et -0,391, respectivement, notamment lors du retrait des trois dernières années de données (**figure 34**).

Pour les scénarios d'ASPIC avec des indices d'abondance individuels, un test de diagnostic jackknife a été effectué en retirant un indice d'abondance à la fois et en réajustant le modèle avec les mêmes spécifications. Le **tableau 10** et la **figure 35** présentent les résultats pour les indices du groupe 1 et du groupe 2A.

Les scénarios additionnels réalisés lors de la réunion avec ASPIC incluaient l'estimation du paramètre initial B1/K d'épuisement de la biomasse avec l'indice combiné de 2022. Les résultats de ce scénario indiquaient une solution stable avec un indice de contraste estimé de 0,58 et un indice de proximité estimé de 1,0. La **figure 36** présente l'ajustement de l'indice et les tendances de la biomasse et de la mortalité par pêche prédictes. Des scénarios par bootstrap ont été effectués mais plusieurs d'entre eux (375 sur 1.000) dépassaient la limite pour le paramètre B1/K. Les scénarios rétrospectifs indiquaient un schéma pour la tendance de la mortalité par pêche relative, notamment, avec des valeurs estimées du rho de Mohn de 0,028 et -0,004, pour la biomasse relative (**figure 37**). Le passage à la méthode d'ajustement de l'estimation de la MLE dans ASPIC pour le modèle avec l'indice de biomasse de 2022 et un B1/K établi à 0,85 convergeait vers une solution stable et les diagnostics indiquaient un bon indice de contraste (0,50) et un indice de proximité estimé élevé (1,0). La **figure 38** présente les ajustements des indices et les tendances de la biomasse et de la mortalité par pêche relatives prédictes. Des scénarios par bootstrap ont été réalisés sans qu'aucun d'entre eux ne dépasse les paramètres limites ou ne converge vers une solution. Les scénarios rétrospectifs indiquaient un schéma, en particulier pour la mortalité par pêche relative (rho de Mohn = -0,015) mais un schéma moindre pour les tendances de la biomasse relative (0,014) (**figure 39**).

5.2.4 Diagnostics du modèle SPiCT

L'un des avantages que présente le logiciel SPiCT est qu'il intègre un ensemble complet de diagnostics d'ajustement du modèle pour chaque scénario, facilitant l'évaluation rapide des résultats du modèle. L'ajustement et les résultats du modèle ont été évalués en se conformant aux directives des développeurs du logiciel SPiCT (Pedersen et al., 2021) et conformément aux diagnostics recommandés par le Groupe à la réunion de préparation des données (Anon. 2022a). Brièvement, a) convergence des scénarios du modèle (par ex. fit\$opt\$convergence égal à 0), b) tous les paramètres de variance du modèle sont estimés et limités (all(is.finite(fit\$sd)) = TRUE), c) pas de violation des postulats du modèle en se basant sur des valeurs résiduelles OSA (one-step-ahead) (biais, auto-corrélation, normalité), valeurs de p pas significatives ($>0,05$), d) schémas cohérents dans l'analyse rétrospective avec calcul de l'estimateur du rho de Mohn, e) courbe de production excédentaire réaliste, avec valeur estimée entre 0,1 et 0,9 (calc.bmsyk(fit), e) paramètres relatifs de la variance réalistes (logsdB, logsDC, logsDI, logsDF) avec des intervalles crédibles pour B/B_{PME} et F/F_{PME} ne dépassant pas 1 d'ordre de grandeur (calc.om(fit) et f) vérifier que les valeurs initiales n'influencent pas les estimations des paramètres (fit\$check.ini\$resmat), test de jitter. Des diagrammes des valeurs résiduelles, les diagnostics des valeurs résiduelles OSA (one-step ahead), les tendances de la biomasse et de la mortalité par pêche et les courbes de production ont été élaborés pour chaque cas.

5.3. Résultats de l'état du stock

5.3.1 Stock Synthesis (SS)

Les estimations de la vraisemblance maximale de SSB_{PME} et de F_{PME} du cas de base du modèle SS3 étaient de 23.666 t et 0,16, respectivement. La biomasse vierge totale estimée était de 265.751 t et la SSB vierge estimée était de 120.466 t, entraînant une B_{PME}/B_0 de ~ 0,20. La PME, incluant toutes les ponctions (captures + rejets), était estimée à 12.838 t. Les séries temporelles des estimations de la vraisemblance maximale de B/B_{PME} indiquent qu'au début de la série temporelle, $B/B_{PME} = 5,01$ diminuait jusqu'à un minimum de 0,76 en 2000 puis augmentait par la suite à une estimation de la dernière année de 1,11 (**figure 40**). De la même manière, les séries temporelles des estimations de la vraisemblance maximale de F/F_{PME} indiquent une augmentation à une valeur maximale de 1,47 en 1995 puis une réduction à la fin de la série temporelle à 0,78 (**figure 40**).

5.3.2 JABBA

Sur les huit scénarios du modèle JABBA préparés pour le Nord, le Groupe a sélectionné le scénario 2 du modèle (**tableau 5**) avec les légers changements notés au point 5.1.3. Les résultats suggèrent que le cas de référence du modèle est stable et fournit un ajustement raisonnablement robuste aux données, comme en attestent les résultats des diagnostics du modèle présentés. Le **tableau 11** présente les résumés des quantiles de la distribution a posteriori pour les paramètres et les quantités de gestion d'intérêt. L'estimation de la PME est de 12.799 t (10.864 – 15.289) et la médiane de la distribution a posteriori marginale de B_{PME} était de 92.173 t (58.624 - 152.156 t). L'estimation de la médiane de F_{PME} est de 0,39 (0,08 - 0,227). Il existe une différence dans la productivité estimée entre l'évaluation BSP2 de 2017 (PME = 14.400 t) et l'évaluation actuelle, la première estimant un stock légèrement plus productif. Le Groupe a noté que les niveaux de captures ont été de 4 – 5 milles tonnes inférieurs à la PME depuis l'évaluation du stock de 2017 (Anon., 2017). Il a été noté que les valeurs d'entrée de l'indice pour ce modèle (l'indice combiné) utilisaient, en 2022, un niveau de résolution différent de celui de la version de 2017 qui utilisait en grande partie les données de capture et d'effort au niveau des calées. On ne sait pas précisément si l'inclusion de ce nouvel indice a donné lieu à une estimation de la productivité globale plus faible mais le même

schéma et la même échelle de la biomasse et de la productivité ont été observés dans le scénario du modèle utilisant les indices du groupe 2 (PME de 12,8 kt contre 12,6 kt, respectivement).

La trajectoire de B/B_{PME} estimée (**figure 41**) diminue progressivement à partir des années 1950, chutant en-deçà de B_{PME} en 1994 avant d'être ramenée de nouveau au niveau de B_{PME} en 2004. La biomasse diminue, ensuite, se situant à environ 0,8 B_{PME} en 2014, puis augmente de nouveau à partir de 2016 à la $B/B_{PME}=0,91$ actuelle estimée. La trajectoire de F/F_{PME} augmente de façon constante pour atteindre un maximum à la fin des années 1980 et au milieu des années 1990, et un pic mineur en 2012, dépassant, dans chaque cas, F_{PME} . Depuis le maximum de F/F_{PME} dans les années 2010, F a diminué et se situe désormais à environ $F/F_{PME} 0,9$ (0,6 – 1,31). Le diagramme de phase de production excédentaire JABBA (**figure 42**) révélait le schéma traditionnel antihoraire de la production excédentaire. Les captures dépassaient la PME pendant plusieurs années (du milieu des années 1980 jusqu'en 2000 et, une nouvelle fois, au début des années 2010) tandis que la biomasse est restée au niveau, ou en-deçà, de B_{PME} à partir de 1994.

5.3.3 ASPIC

Les résultats des scénarios de continuité indiquaient une certaine cohérence avec l'évaluation de 2017 (Anon., 2017), présentant des tendances similaires de la biomasse et de la mortalité par pêche. Toutefois, l'état final et les estimations des points de référence diffèrent avec l'indice de biomasse combiné actualisé. Le scénario de continuité incluant l'indice combiné de 2022 donnait lieu à un stock moins productif, avec une tendance globale de la biomasse inférieure (**figure 27**). Cela est dû à l'indice en lui-même et non à la série de captures actualisée pour la période 2016-2020. Il a été noté que l'indice combiné de 2022 utilisait un niveau de résolution des données d'entrée différent : la version de 2017 et les versions précédentes de l'indice combiné utilisaient l'observation de la capture et de l'effort par calée pour la plupart des flottilles alors que, pour des raisons de confidentialité, en 2020, les données ont été essentiellement recueillies de la base de données de Tâche 2 de capture et effort de l'ICCAT, complétées par les données nationales de certaines CPC. Ce niveau de résolution des données a empêché l'inclusion de certaines informations, notamment sur le type d'engin de pêche et ses changements au sein des flottilles au fil du temps. Le **tableau 9** présente une comparaison des paramètres estimés d'après le cas de base de l'évaluation du stock de 2017 et les scénarios de continuité ASPIC de 2022.

Tous les scénarios ASPIC incluant les indices individuels de la biomasse, soit tous conjointement soit les indices associés des groupes 1 et 2, indiquaient une plus forte productivité du stock (**tableau 12**). Dans le cas des scénarios du groupe 1, la tendance du stock indiquait qu'il n'avait jamais été exploité au-dessous de la B_{PME} estimée, ou que la mortalité par pêche avait dépassé la F_{PME} estimée (**figure 30**). Dans le cas des scénarios du groupe 2, il a été nécessaire d'exclure certaines observations de l'indice de la palangre du Taipei chinois en 1977/78 pour obtenir une solution stable, et dans ce cas, les tendances de la mortalité par pêche et de la biomasse étaient davantage comparables à l'évaluation de 2017 (Anon., 2017), le stock devenant surexploité après 1986 et la biomasse chutant en-deçà de B_{PME} depuis lors (**figure 33**). Cependant, ce scénario présentait un fort schéma rétrospectif et la tendance relative changeait radicalement après le retrait des trois dernières années de données (**figure 34**). Ces résultats ont généralement été considérés comme ne correspondant pas aux évaluations du stock précédentes et à la perception générale de la productivité du stock d'espadon Nord.

Les scénarios ASPIC avec l'estimation du paramètre initial B_1/K d'épuisement de la biomasse et l'indice combiné de 2022 présentaient une tendance de la biomasse et de la mortalité par pêche bien plus comparable à l'évaluation du stock de 2017 (**figure 36**). Ce scénario indiquait que le stock a fait l'objet d'une exploitation croissante (par ex. mortalité par pêche) depuis les années 1960 jusqu'au début des années 1980, coïncidant avec une augmentation des captures dans les années 1960, puis d'un ralentissement relatif dans les années 1970, coïncidant avec l'interdiction de certaines pêches en lien avec la bioaccumulation de mercure de l'espadon, suivi d'une augmentation des captures et de la mortalité dans les années 1980 lorsque la mortalité par pêche a dépassé le point de référence estimé de F_{PME} en 1986. Alors que les taux de pêche continuaient à se situer au-delà de F_{PME} , la biomasse du stock a continué à diminuer et la biomasse a chuté en-deçà de B_{PME} aux alentours de 1996. Depuis les captures maximales de l'ordre de 20 milles tonnes en 1986, les captures ont diminué, se stabilisant à près de 15 milles tonnes dans la période 1991-96 mais se situaient toujours au-dessus de la PME, ce qui continuait à maintenir le stock dans une situation de surexploitation avec une mortalité par pêche également supérieure au point de référence de F_{PME} . Ce n'est que depuis 2014, lorsque les captures ont été ramenées à environ 10 milles tonnes, que la mortalité par pêche affiche une tendance à la baisse, tout en continuant à dépasser F_{PME} (la biomasse du stock de l'espadon du Nord demeurant donc au-dessous de B_{PME}). En 2020, la dernière année de l'évaluation actuelle, le stock était estimé à 0,86 B/B_{PME} (IC 80% 0,75 – 1,01) avec une mortalité par pêche relative de 1,11 F/F_{PME} (IC 80% 0,91 – 1,34) (**tableau 13**).

En intégrant dans l'ajustement ASPIC la variance associée à l'indice combiné de 2022 en utilisant l'estimation MLE (**figure 38**), la tendance de la biomasse et de la mortalité par pêche est également comparable à l'évaluation du stock de 2017 (Anon., 2017). En général, ce scénario présente une tendance de la biomasse à la baisse depuis les années 1960, atteignant un état de surpêche en 1986 et étant surexploité depuis 1994. Le stock affiche une tendance de la mortalité par pêche à la baisse depuis 2014, avec F/F_{PME} juste en dessous de 1 en 2018 lorsque les captures ont chuté en-deçà de 10 milles tonnes. En 2020, l'état du stock était de 0,86 B/B_{PME} (IC 80% 0,77 – 0,94) et 1,05 F/F_{PME} (IC 80% 0,93 – 1,20) (**tableau 3**). Par rapport au scénario comportant le paramètre $B1/K$ estimé, les deux modèles présentent un état du stock similaire et des trajectoires similaires pour la biomasse et la mortalité par pêche relatives, mais le scénario MLE ASPIC indique un stock bien plus productif que Cont B1/K ASPIC, avec des estimations de r de 0,140 et 0,187, respectivement.

5.3.4 SPiCT

Étant donné que les scénarios SPiCT n'étaient pas destinés à l'avis de gestion mais plutôt à des fins de comparaisons et d'évaluations des diagnostics des scénarios ASPIC, aucun résultat de SPiCT n'a été inclus dans ce rapport. Le document SCRS/2022/119 fait état des scénarios préliminaires réalisés avec SPiCT.

5.4 Projections

5.4.1 JABBA

Des projections stochastiques ont été réalisées pour le cas de base du modèle de JABBA, avec 22 scénarios de captures constantes (0 ; 9.000 – 16.000 t). Les **figures 43** et **44** illustrent les médianes annuelles de B/B_{PME} et de F/F_{PME} . Les captures initiales de 2021-2022 ont été définies à 10.476 t, qui est la capture de la dernière année (2020) disponible dans les données de capture, et les projections ont été exécutées jusqu'en 2033. Les projections échantillonnent les distributions a posteriori pour tous les paramètres, y compris les principaux paramètres (r et K), les paramètres d'erreur d'observation et les erreurs de processus afin de propager l'incertitude liée à ces quantités dans le futur état du stock. Les matrices de stratégie de Kobe 2 (**tableau 14**) montrent la probabilité qu'il n'y a actuellement pas de surpêche ($F \leq F_{PME}$), que le stock n'est pas surexploité ($B \geq B_{PME}$) ainsi que la probabilité conjointe que le stock se trouve dans le quadrant vert du diagramme de Kobe (à savoir $F \leq F_{PME}$ et $B \geq B_{PME}$). La PME en conditions d'équilibre est estimée être de 12.800 t mais, compte tenu de l'erreur de processus, seules des captures jusqu'à 12.600 t devraient permettre à la population de dépasser et demeurer au-delà de B_{PME} dans l'ensemble de la période de projection avec une probabilité supérieure ou égale à 50%. Des futures captures constantes de 13.200 t (le TAC actuel) donneront lieu à une probabilité de 46% que $B/B_{PME} > 1$ d'ici 2033. Si les captures demeurent similaires aux captures actuelles (10.476 t), il existe une probabilité supérieure ou égale à 60% que le stock se situe dans le quadrant vert d'ici 2028.

5.4.2 Stock Synthesis (SS)

Il n'a pas été possible de réaliser les projections de Stock Synthesis au cours de la réunion. Elles seront effectuées et présentées à la réunion du Groupe d'espèces de septembre 2022.

5.5 Synthèse des résultats de l'évaluation du stock

Le Groupe a discuté des avantages que présentent les plateformes de modélisation utilisées pour fournir les estimations de l'état du stock d'espadon du Nord et a examiné le nombre de modèles qui seraient utilisés pour formuler un avis ainsi que leur pondération relative dans les projections utilisées pour générer les matrices de Kobe.

Les principales plateformes étudiées étaient Stock Synthesis, ASPIC et JABBA. Le **tableau 15** présente la principale différence dans le paramétrage et les données utilisées par ces plateformes. La **figure 45** illustre les tendances résultantes de F/F_{PME} et de B/B_{PME} dans le cadre d'un ensemble de scénarios de captures.

Les trajectoires de B/B_{PME} dans SS3 et JABBA sont très divergentes en ce qui concerne l'échelle pendant les 40 premières années de la série temporelle en raison de différences structurelles. À partir de 1995 et par la suite, l'échelle et la tendance deviennent très similaires, avec des divergences mineures à compter de 2010. La dernière année, SS3 estime que la biomasse dépasse légèrement B_{PME} , tandis que JABBA estime que le stock se situe légèrement en dessous de B_{PME} . La tendance et l'échelle des trajectoires de F/F_{PME} sont très similaires entre les plateformes de modélisation, SS3 estimant une F/F_{PME} légèrement inférieure au cours de la série temporelle. Les deux modèles estiment une F en-deçà de F_{PME} dans la dernière année.

Il a été noté que Stock Synthesis sous-estime probablement l'incertitude globale sur l'état du stock, étant donné qu'il comporte un certain nombre de valeurs des paramètres fixes qui limitent les intervalles d'incertitude a posteriori, et que l'un des modèles de production excédentaire, au moins, pourrait être utilisé afin de caractériser l'incertitude additionnelle. Compte tenu du fait que ASPIC et JABBA apporteraient une plus grande pondération aux résultats basés sur les modèles de production excédentaire, s'ils étaient tous deux utilisés dans l'avis intégré, il a initialement été suggéré d'attribuer des pondérations identiques à SS et au modèle de production excédentaire pour les projections.

Notant que l'avis de l'évaluation de 2017 (Anon., 2017) pour le stock d'espodon du Nord était fondé sur les résultats intégrés d'un seul modèle de production excédentaire bayésien et d'un modèle Stock Synthesis, le Groupe a décidé que l'avis de 2022 serait basé sur les résultats intégrés avec une pondération identique provenant du cas de base des modèles JABBA et Stock Synthesis. Même si ASPIC ne serait pas utilisé dans les projections, il serait utilisé pour décrire l'état du stock.

Étant donné qu'il n'a pas été possible de réaliser les projections à l'aide de Stock Synthesis à la réunion, il n'a pas été possible de générer une distribution conjointe de Kobe pour l'état projeté du stock. Ces travaux seront menés pendant la période intersessions et seront présentés à la réunion du Groupe d'espèces de 2022.

6. Stock de l'Atlantique Sud

6.1 Méthodes et configurations du modèle

Lors de la réunion, le Groupe a étudié deux méthodes d'évaluation du stock, JABBA (SCRS/2022/117) et Stock Synthesis (SCRS/2022/116) pour l'espodon de l'Atlantique Sud.

6.1.1 JABBA

Le logiciel d'évaluation des stocks « Just Another Bayesian Biomass Assessment » (JABBA) a été appliqué à l'évaluation du stock d'espodon de l'Atlantique Sud de 2022 (Anon., 2022b). La version actualisée la plus récente (v2.2.6) de JABBA a été utilisée. JABBA est un progiciel R en open source, pleinement documenté, (www.github.com/JABBAmodel) qui a été officiellement inclus dans le catalogue des stocks de l'ICCAT (<https://github.com/ICCAT/software/wiki/2.8-JABBA>) et l'avis de gestion pour l'évaluation du stock d'espodon de 2017 a été tiré des résultats du modèle JABBA (Anon., 2017).

Configurations du modèle

Pour la biomasse non-pêchée en conditions d'équilibre K , nous avons utilisé les paramètres par défaut du progiciel R JABBA sous forme de distribution a priori lognormale avec un CV élevé de 100% et une valeur centrale qui correspond à huit fois la prise totale maximale, ce qui est cohérent avec d'autres méthodes telles que Catch-MSY (Martell et Froese, 2013) ou SpiCt (Pederson et Berg 2017). L'épuisement initial a été entré comme distribution a priori « bêta » ($\varphi = B_{1950}/K$) avec une moyenne = 0,95 et un CV de 5% (**tableau 16**). Cette distribution est considérée plus appropriée qu'une distribution lognormale pour l'épuisement initial, étant entendu qu'il y avait très peu de pêche avant l'année de départ 1950. Tous les paramètres de capturabilité ont été modélisés avec des distributions a priori uniformes, alors que les variances d'observation additionnelles ont été estimées pour l'indice en se basant sur le postulat de distributions a priori gamma inverses afin de permettre une pondération de la variance interne du modèle. À la place, l'erreur de processus de $\log(B_y)$ de l'année y a été estimée « librement » par le modèle en utilisant une distribution gamma inverse non informative avec les deux paramètres de mise à l'échelle fixés à 0,001. Les erreurs d'observation pour les estimations des CPUE ont été établies à 0,25 (**tableau 16**).

Les scénarios initiaux (SCRS/2022/117) étudiaient trois spécifications alternatives du type de modèle de Pella-Tomlinson basées sur différents ensembles de distributions a priori de r et des valeurs d'entrée fixes de B_{PME}/K . Les distributions a priori d'entrée de r pour le scénario (S1) sont identiques à celles utilisées lors des deux évaluations précédentes (Winker et al., 2017 ; McAllister, 2014). Les distributions a priori d'entrée de r pour les scénarios S2 et S3 ont été déduites objectivement des simulations du modèle structuré par âge (se reporter aux informations détaillées dans Winker et al. 2019 et Winker et al., 2018b), sur la base de deux modèles de croissance différents pour l'espodon de l'Atlantique Sud fournis par Garcia et al. (2016) et Quelle et al. (2014), respectivement, ainsi que d'autres paramètres biologiques (**tableaux 17 et 18**).

Cela a permis de baser les paramètres envisagés pour le modèle Stock Synthesis sur un ensemble de valeurs de la pente du recrutement pour la relation stock-recrutement ($h = 0,6$, $h = 0,7$ et $h = 0,8$), tout en admettant une incertitude raisonnable quant à la mortalité naturelle M (CV de 30% et valeur moyenne de la valeur centrale de 0,2). En se basant sur l'analyse de sensibilité des scénarios initiaux de S2 et S3, y compris les distributions a priori d'entrée de r « spécifiques à la pente », le Groupe a sélectionné une pente correspondante de $h = 0,7$. Cela s'est traduit par une distribution a priori lognormale de r associée de $\log(r) \sim N(\log(0,155), 0,117)$ et une valeur d'entrée fixe de $B_{PME}/K = 0,38$ pour S2, une distribution a priori lognormale de r de $\log(r) \sim N(\log(0,138), 0,1)$ et une valeur d'entrée fixe de $B_{PME}/K = 0,37$ pour S3 (**tableau 19**).

Les données d'entrée pour les trois scénarios initiaux (S1-S3) incluaient les données de captures (**figure 46**) fournies par le Secrétariat, à la suite de la réunion de préparation des données sur l'espadon de 2022 (Anon., 2022a), avec la structure des flottilles convenue (*cf.* Point 3), et les indices d'abondance suivants (**tableau 20** et **figure 47**) :

- Palangres du Brésil (1994-2020)
- Palangres de l'UE-Espagne (1989-1999 ; 2000-2019)
- Palangres du Japon (1976-1993 ; 1994-2020)
- Palangres de l'Uruguay (2001-2012)
- Palangres du Taipei chinois (1968-1990 ; 1998-2020)
- Palangres d'Afrique du Sud (2004-2020).

À l'exception de l'indice de la palangre de l'UE-Espagne, les indices de CPUE suivaient ceux fournis à la réunion de préparation des données sur l'espadon de l'Atlantique de 2022 (Anon., 2022a). Les auteurs ont étudié le traitement de cet indice dans l'évaluation du stock de 2017 (Anon., 2017) qui indiquait que la mise en œuvre d'un bloc temporel pour l'indice de la palangre de l'UE-Espagne en 1999/2000 en vue de tenir compte de la mise en place d'un engin de palangre de « style américain » dans la flottille espagnole avait probablement provoqué des changements de la capturabilité de l'espadon (García-Cortés et al., 2010). Les auteurs de l'indice de la palangre de l'UE-Espagne ont noté que le processus de standardisation des CPUE incluait l'*engin* en tant que facteur pour tenir compte de ce changement. Toutefois, le Groupe s'est montré préoccupé par le fait que les ajustements résiduels indiquaient que ce changement pourrait ne pas avoir été entièrement reflété dans la standardisation des CPUE.

Les résultats d'une étude expérimentale (Mejuto et al. 2011) portant sur les différences de capturabilité entre la palangre « de style américain » et l'*engin* traditionnel ont été soumis au Groupe. Il a été estimé que l'*engin* « de style américain » avait 1,7 fois les taux de captures standardisés. Le Groupe a comparé les coefficients du modèle GLM des CPUE en ce qui concerne le paramètre *engin* avec le changement estimé de la capturabilité entre les deux types d'*engins* pour déterminer si le processus de standardisation était pleinement effectif. Cette comparaison a suggéré que l'inclusion de l'*engin* dans la standardisation des CPUE n'avait pas pleinement rendu compte du changement de capturabilité à la suite du changement d'*engins*. Le coefficient de capturabilité (q) estimé dans JABBA pour la palangre « de style américain » était environ 1,5 fois supérieur à celui de l'*engin* « traditionnel », indiquant des taux de captures plus élevés dans le premier malgré le processus de standardisation des CPUE. Le Groupe a convenu de maintenir la décision prise lors de l'évaluation du stock de 2017 (Anon., 2017) de diviser l'indice de la palangre de l'UE-Espagne en 1999/2000.

Les trois scénarios initiaux du modèle JABBA (S1-S3) ont été discutés comme possibles cas de référence pour l'évaluation du stock d'espadon de l'Atlantique Sud de 2022 (Anon., 2022b). Le scénario un (S1) était un scénario de continuité avec les mêmes distributions a priori de r , issues des connaissances des experts, que celles utilisées dans les évaluations de 2013 et 2017 (Anon., 2014 et Anon., 2017). Le Groupe a suggéré que les distributions a priori de r soient déduites de manière plus objective. Même si le critère d'information largement applicable (WAIC) de l'approche d'ajustement du modèle a été suggéré pour le choix du modèle entre S2 et S3, le Groupe a considéré que le scénario basé sur le modèle de croissance spécifique au sexe (S2) de García et al. (2016) était plus approprié en raison du dimorphisme sexuel observé dans la croissance de l'espadon. Le Groupe a convenu que le cas de référence incluait une distribution a priori lognormale de r de $\log(r) \sim N(\log(0,138), 0,1)$ et une valeur d'entrée fixe de $B_{PME}/K = 0,37$, avec une pente $h = 0,7$.

Le Groupe a discuté des récentes tendances des séries de CPUE standardisées et a reconnu les conflits entre elles ainsi que les incertitudes croissantes liées à l'indice de la palangre du Japon depuis 2012 (plus de 0,3 de CV, **tableau 20**). Un scénario additionnel a été suggéré en pondérant tous les indices avec leur coefficient de variance afin de tenir compte des récentes incertitudes. Étant donné que les indices de CPUE sont issus de plusieurs modèles, leurs CV ne sont généralement pas comparables. Par conséquent, la pondération a été réalisée en normalisant toutes les séries temporelles de CPUE à une moyenne de 0,25, permettant ainsi au modèle d'identifier les années ayant une forte variabilité tout en maintenant la comparabilité entre les indices. Cependant, cela n'a eu que peu d'influence sur les résultats (**figure 48**). Le Groupe a convenu du postulat original visant à utiliser un SD fixe de 0,25.

Le Groupe a tenu une longue discussion sur l'indice de la palangre du Japon et a demandé que les auteurs de l'indice soumettent les séries de capture nominale et d'effort dans l'Atlantique Nord et Sud et révisent le traitement de l'indice de l'évaluation du stock de 2017 (Anon., 2017). Le Groupe a confirmé que la capture et l'effort avaient diminué de façon constante à partir du milieu des années 2000 (**figure 49**). Les auteurs ont noté que la zone d'opérations de la flottille japonaise s'était réduite dans l'Atlantique Sud depuis le début des années 2000 (tout comme dans l'Atlantique Nord). Un débat s'est engagé quant à savoir si un rétrécissement de la zone d'opérations influencerait le processus de standardisation des CPUE pour une espèce faisant l'objet de prises accessoires, et il a été noté que la standardisation avait été exécutée à l'aide d'un modèle géostatistique et qu'il pourrait donc avoir des implications de prédiction compte tenu de la réduction de la zone. Lors de l'élaboration des graphiques, des erreurs sont apparues dans les données de capture et d'effort pour 2020. Le Groupe a convenu de retirer l'estimation annuelle des CPUE de 2020 pour les stocks du Nord et du Sud.

Le Groupe a été informé que l'évaluation du stock de 2017 (Anon., 2017) incluait un troisième bloc temporel divisé en 2005/2006 pour l'indice de CPUE du Japon pour tenir compte des changements des méthodes de pêche qui pourraient ne pas avoir été dûment reflétés dans le processus de standardisation. Ce traitement a amélioré l'ajustement du modèle. Kai et Yokawa (2014) ont noté que certains changements auraient pu se produire dans les opérations de pêche au cours de la même période, comme l'interdiction de rétention qui a entraîné une augmentation des rejets (2000-2005) et une évolution vers des calées de l'engin à de plus faibles profondeurs dans les zones de hautes latitudes de l'Atlantique Sud à partir du milieu des années 2000. Le Groupe a donc décidé de maintenir la cohérence avec l'évaluation de 2017 et de diviser la série japonaise en 2005/2006.

Les paramètres finaux du cas de référence du modèle JABBA sont les suivants :

- la distribution a priori d'entrée de r a été objectivement déduite par García et al. (2016) : une distribution a priori lognormale de r de $\log(r) \sim N(\log(0,138), 0,1)$
- une valeur d'entrée fixe de $B_{PME}/K = 0,37$, avec une pente $h = 0,7$.
- CPUE
 - Palangres du Brésil (1994-2020)
 - Palangres de l'UE-Espagne (1989-1999 ; 2000-2019)
 - Palangres du Japon (1976-1993 ; 1994-2005 ; 2006-2019)
 - Palangres de l'Uruguay (2001-2012)
 - Palangres du Taipeï chinois (1968-1990 ; 1998-2020)
 - Palangres d'Afrique du Sud (2004-2020)

6.1.2 Stock Synthesis (SS)

Le **modèle Stock Synthesis (V3.30.18)** a été appliqué à l'espadon de l'Atlantique Sud en tant que tout premier modèle structuré par âge intégré pour ce stock (SCRS/2022/116). Le modèle a été paramétré comme stock spécifique au sexe à une seule zone avec un domaine temporel de 1950-2020. Le Secrétariat a fourni la capture annuelle, conformément à la structure des flottilles convenue (**tableau 20**), et les séries de CPUE standardisées suivantes, issues de la réunion de préparation des données de 2022 (Anon. 2022a), ont été utilisées dans le modèle.

- Palangres du Brésil (1994-2020)
- Palangres de l'UE-Espagne (1989-2019)
- Palangres du Japon (début 1976-1993 ; fin 1994-2020)
- Palangres historiques de l'Uruguay (1982-2012)
- Palangres du Taipei chinois (début 1968-1990 ; fin 1998-2020)
- Palangres d'Afrique du Sud (2004-2020).

Les données de composition par tailles ont été compilées par le Secrétariat et couvraient la plupart des flottilles opérant dans l'Atlantique Sud (**figure 50**). Ces données (longueur fourche-maxillaire inférieur, LJFL) ont été modélisées en se basant sur le postulat d'une distribution multinomiale avec des intervalles de tailles de 5 cm (fourchette de 20 à 435 cm). Les tailles des échantillons effectives étaient équivalentes au logarithme naturel du nombre d'observations afin de réduire l'effet de pseudo-réPLICATION dans l'échantillonnage et réduire la pondération des données de tailles dans la vraisemblance globale du modèle. Le **tableau 21** indique les principaux paramètres du cycle vital utilisés dans le paramétrage du modèle Stock Synthesis.

Une relation de stock-recrutement standard de Beverton-Holt a été postulée avec la pente et sigmaR établis à 0,7 et 0,4, respectivement. Le recrutement en conditions d'équilibre (R0) a été librement estimé sans distribution a priori. Il a été postulé que les écarts du stock-recrutement ϵ suivaient une distribution lognormale dans laquelle les écarts du recrutement $\epsilon_t \sim N(0, \sigma_R^2)$. ϵ_t étaient limités à un mimima et à un maxima de -5 et 5, respectivement. Il a été postulé que les écarts du recrutement étaient de zéro jusqu'au début des données informatives sur la structure des tailles (c.-à-d. série de composition par tailles continue des principales flottilles), et les écarts annuels n'ont donc été estimés que de 1991 à 2017. L'ajustement de la correction des biais en ce qui concerne le recrutement a été établi en utilisant la suggestion de calibrage du progiciel R *r4ss*. La vraisemblance multinomiale de Dirichlet a été appliquée pour la pondération des données pour les données de composition par tailles et un paramètre de « variance additive » a été ajouté à chaque CPUE.

Le Groupe a demandé quel indice de la palangre uruguayenne avait été inclus dans le modèle Stock Synthesis. Les auteurs ont noté que le modèle initial utilisait l'indice historique de 1982-2012. Le Groupe a indiqué que cela était différent de ce qui avait été discuté à la Réunion de préparation des données sur l'espodon de l'Atlantique de 2022 (Anon. 2022a), et suite à cette discussion, l'indice de l'Uruguay issu du programme d'observateurs (2001-2012) a été remplacé et le modèle a été réexécuté. Faisant suite aux discussions sur l'utilisation de l'indice de la palangre de l'UE-Espagne dans JABBA, le même traitement visant à diviser l'indice en 1999/2000 a été appliqué dans les scénarios révisés. Les indices suivants ont été utilisés dans les scénarios finaux du modèle SS :

- Palangres du Brésil (1994-2020)
- Palangres de l'UE-Espagne (début 1989-1999 ; fin 2000-2019)
- Palangres du Japon (début 1976-1993 ; fin 1994-2020)
- Palangres de l'Uruguay (2001-2012)
- Palangres du Taipei chinois (début 1968-1990 ; fin 1998-2020)
- Palangres d'Afrique du Sud (2004-2020).

La sélectivité a été paramétrée comme étant basée sur la taille pour toutes les flottilles, le modèle estimant librement les paramètres de sélectivité. Pour le cas de base du modèle, il a été postulé que la sélectivité était en forme asymptotique pour toutes les flottilles (« Sel_Asym_model »). L'examen de l'ajustement indiquait un mauvais ajustement de la composition par tailles pour certaines flottilles. Les auteurs ont donc étudié un modèle alternatif (« Sel_DN model ») ayant les mêmes paramètres que le « Sel_Asym_model », si ce n'est que les sélectivités des flottilles du Brésil, de l'UE-Espagne (première période), du Japon (première période) et du Taipei chinois (les deux périodes) étaient définies en forme de dôme. Les diagnostics du modèle ont été évalués à l'aide du diagramme de flux de Carvalho et al. (2021) en utilisant les progiciels R *ss3diags* et *r4ss* (Taylor et al., 2021 ; Winker et al., 2022).

Faute de temps, l'inclusion d'un scénario comportant le traitement convenu de l'indice japonais, tel que présenté dans JABBA, n'a pas été possible.

6.2. Diagnostics des modèles

6.2.1 JABBA

Lors de la réunion de préparation des données sur l'espadon de l'Atlantique de 2022 (Anon. 2022a), le Groupe a décidé que les diagnostics d'évaluation des modèles devraient suivre les principes de Carvalho *et al.* (2021). Les diagrammes des modèles ont indiqué une convergence adéquate dans tous les modèles, y compris le cas de référence. Le cas de référence du modèle semble s'ajuster raisonnablement bien aux données de CPUE et la qualité de l'ajustement a été estimée comme RMSE = 19,1% (**figure 51**). Les schémas résiduels au début de la série temporelle sont déterminés par l'indice CTP1, qui est le principal indice « historique ». Le conflit initial observé vers la fin de la série temporelle entre l'indice japonais et les autres indices de S1-S3 semble avoir été résolu par l'utilisation du bloc temporel. Les tests des scénarios effectués sur les valeurs résiduelles logarithmiques ont indiqué que les valeurs résiduelles de la CPUE pourraient ne pas être distribuées de manière aléatoire pour quatre des dix indices : BRA, EU-SPN1, EU-SPN2 et CTP1 (**figure 52**). Cela suggère des conflits de données causés par des tendances opposées par rapport aux autres séries temporelles de CPUE, ainsi que la présence de valeurs atypiques. L'analyse de sensibilité de type *jackknife* des indices CPUE a montré que la suppression de l'un ou l'autre des indices du Taipei chinois a donné lieu à l'état du stock le plus optimiste, F/FPME tombant en dessous de un dans les deux cas. Cela est probablement dû au fait que l'indice CTP1 est le plus ancien (1968-1990) et que le modèle repose donc largement sur cet indice pour décrire le déclin initial de la biomasse imputable à la pêche. En revanche, la suppression de l'indice brésilien a donné lieu à l'état le plus négatif (**figure 53**). Cependant, B/BPME est restée inférieure à un, indépendamment de la suppression de quelconque des indices.

Les écarts d'erreur de processus estimés montrent une tendance négative pour la période 2015-2020 (**figure 54**), ce qui est probablement le résultat d'une diminution globale des débarquements depuis le milieu des années 1990 ainsi que des tendances négatives observées des CPUE ces dernières années (BRA, CTP2 et ZAF). Ainsi, le modèle interprète la productivité du stock comme ayant été inférieure à la moyenne ces dernières années. Cette situation est exacerbée davantage par la suppression de l'estimation annuelle de JPN3 pour l'année 2020, comme nous l'avons vu précédemment, dont les effets sont visibles dans l'analyse rétrospective lors de la comparaison des écarts d'erreur de processus entre 2019 et 2020. Une analyse rétrospective sur cinq ans a été réalisée (**figure 55**), qui montre des écarts rétrospectifs minimes par rapport au modèle complet pour B et B/BPME et le rho de Mohn associé se situe dans la fourchette acceptable de -0,15 et 0,20 (Hurtado-Ferro *et al.* 2014 ; Carvalho *et al.* 2017). Cependant, il existe une différence notable dans les écarts d'erreur de processus et la mortalité par pêche entre le modèle complet et le modèle où 2020 est supprimé. Cela peut être attribué à la suppression de l'estimation annuelle de l'indice japonais pour 2020. Cette suppression réduit considérablement l'estimation de l'écart d'erreur de processus et augmente la mortalité par pêche. Cependant, cela se limite à 2020 et le reste de l'analyse rétrospective est cohérent.

Le rapport entre la médiane de la distribution a priori et de la distribution a posteriori (PPMR) pour r était proche de 1, ce qui indique que la distribution a posteriori est fortement influencée par la distribution a priori (**figure 56**). Cela était escompté, compte tenu du faible CV de 12 % qui a été estimé lors de l'élaboration de la distribution a priori. En revanche, le faible rapport entre la variance de la distribution a priori et la variance de la distribution a posteriori (PPVR) observé pour K indique que les données d'entrée étaient plus informatives que la distribution a priori. La distribution marginale a posteriori pour l'épuisement initial suggère que ce paramètre était également largement étayé par les distributions a priori. Sur la base des diagnostics du modèle, le Groupe a convenu que ce scénario (S2 avec les changements de l'indice palangrier japonais) serait le cas de base pour l'évaluation.

6.2.2 Stock Synthesis (SS)

Dans l'ensemble, le modèle montrait des performances de diagnostic relativement bonnes, présentant de bonnes propriétés de convergence et un temps d'exécution d'environ 12 minutes. Le gradient final du modèle était de 0,00021, et la matrice hessienne pour les estimations des paramètres était définie positive. Le profil total de vraisemblance logarithmique R0 montrait que le gradient de composition des tailles était plus significatif que les autres sources de données, mais qu'il atteignait un minimum à des niveaux proches du minimum atteint dans le profil de vraisemblance logarithmique pour les indices CPUE (**figure 57**). Les changements dans la vraisemblance logarithmique pour la composition des tailles par flottille montraient une cohérence concernant la valeur minimale le long du profil R0 parmi les sources de données. En revanche, la vraisemblance logarithmique minimale des indices par flottille a indiqué des signaux quelque peu contradictoires provenant de sources de données multiples (**figure 57**).

Les diagrammes des valeurs résiduelles conjointes montraient un modèle aléatoire pour les valeurs résiduelles des ajustements à l'indice pour toutes les flottilles avec une RMSE de 22,6% et 21,6%, pour le « Sel_Asym_model » et le « Sel_DN model », respectivement (**figure 57**). Les flottilles palangrières de l'Uruguay et du Japon semblaient exercer l'influence la plus forte et affichaient les écarts les plus importants entre les séries de CPUE et les prédictions du modèle (**figure 58**). Les résultats du test des scénarios des valeurs résiduelles logarithmiques pour chaque ajustement des CPUE par année et par modèle sont fournis à la **figure 59**. Les séries temporelles de CPUE de l'UE-Espagne (début de la période), du Japon (deux périodes) et du Taipeï chinois (deux périodes) n'ont pas passé la procédure de diagnostic du test des scénarios. La raison de l'échec des tests des scénarios pourrait être liée aux conflits de données causés par l'opposition dans les autres séries temporelles de CPUE, ainsi que par la présence de valeurs extrêmes.

Les résultats d'une analyse rétrospective sur huit ans appliquée aux deux modèles sont illustrés à la **figure 60** et montrent l'absence d'un schéma rétrospectif indésirable pour les deux modèles. Les résultats de la validation croisée de l'analyse rétrospective suggèrent que seuls les indices palangriers de la fin de la série du Taipeï chinois et de l'Afrique du Sud présentent de bonnes capacités de prédiction, comme en témoignent les scores d'erreur moyenne absolue mise à l'échelle (MASE) qui sont approximativement inférieurs à un (**figure 61**), bien que le score MASE de l'indice palangrier du Brésil soit légèrement supérieur à un. Dans l'ensemble, les scores MASE pour le « Sel_DN_model » présentaient une légère amélioration par rapport au « Sel_Asym_model » (**figure 61**).

Dans l'ensemble, l'ajustement des données de composition des tailles était raisonnable avec peu d'écarts systématiques pour le « Sel_Asym_model » (**figure 62**). Cependant, la composition des tailles des flottilles palangrières du début de la série de l'UE-Espagne, du début de la série du Japon, de la série du Taipeï chinois et de la série du Brésil a présenté quelques divergences pour les intervalles de tailles de plus de 200 cm LJFL. Dans l'ensemble, le « modèle Sel_DN » s'est mieux ajusté aux données de composition des tailles observées (**figure 63**). Les diagrammes des valeurs résiduelles conjointes et les tests des scénarios des ajustements de la composition des tailles ont également montré une amélioration des ajustements du modèle pour le « Sel_DN model » (**figures 62 et 63**). Les sélectivités estimées par taille sont représentées dans la **figure 64**. Le modèle initial avait une sélectivité asymptotique pour toutes les flottilles et capturait des poissons beaucoup plus grands, ce qui contribue à expliquer les divergences entre les intervalles de tailles de plus de 200 cm LJFL. D'autre part, la forme de dôme appliquée aux flottilles de palangriers du début de la série de l'UE-Espagne, du début de la série du Japon, de la série du Taipeï chinois et de la série du Brésil avait une probabilité plus faible de capturer des poissons plus grands, ce qui est plus approprié étant donné la composition des tailles de leurs flottilles (**figure 64**). Compte tenu de la performance du diagnostic, le Groupe a convenu que le « Sel_DN model » pouvait être utilisé pour déterminer l'état historique et actuel du stock.

6.3 Résultats concernant l'état du stock

6.3.1 JABBA

Le Groupe a demandé des chiffres comparatifs pour B/BPME et F/FPME estimés dans les scénarios (S1-S3) de 2013, 2017 et l'évaluation initiale du stock de 2022 (Anon., 2022b) (**figure 65**) afin de vérifier la tendance systématique dans les résultats de l'évaluation au fil du temps. La comparaison a confirmé qu'aucune tendance systématique n'est apparente. L'évaluation des stocks de 2022 présente des tendances similaires aux évaluations précédentes et les estimations annuelles produites par le modèle de 2022 se situent généralement entre celles des évaluations de 2013 et 2017 (Anon., 2014 et 2017). On note toutefois que le scénario de référence est plus pessimiste que les scénarios S1-S3 après le traitement de l'indice japonais.

Les résultats suggèrent que le cas de référence du modèle est stable et fournit un ajustement raisonnablement robuste aux données, comme en attestent les résultats des diagnostics du modèle présentés. Le **tableau 22** présente les résumés des quantiles de la distribution a posteriori pour les paramètres et les quantités de gestion d'intérêt. L'estimation de PME est de 11.480 t et la médiane de la distribution a posteriori marginale de B_{PME} était de 74.641 t (60.179 - 92.946 t). L'estimation de la médiane de F_{PME} est de 0,154 (0,124 - 0,19). Il existe une différence notable dans la productivité estimée entre l'évaluation des stocks de 2017 (Anon., 2017) (PME= 14.570 t) et la présente évaluation, la première postulant un stock plus productif.

La trajectoire de B/B_{PME} a montré une tendance générale à la baisse de 1970 à 2011, passant pour la première fois en dessous de $B/B_{PME} = 1$ en 2001 (**figure 66**). Par la suite, la tendance à la baisse s'est quelque peu stabilisée mais est restée à $B/B_{PME} < 1$. L'estimation de la médiane actuelle est de 0,77 (0,53 - 1,11). La trajectoire de F/F_{PME} a montré une tendance progressive à la hausse entre 1970 et le milieu des années 1980, et une forte augmentation à la fin des années 1980 pour atteindre un pic en 2007 (**figure 66**). Après 2007, F/F_{PME} a diminué de façon constante. L'estimation de la médiane actuelle de F/F_{PME} est de 1,03 (0,67 - 1,51). L'état du stock qui en résulte pour 2020 indique que le stock est surexploité ($B/B_{PME} < 1$) et qu'il est victime de surpêche ($F/F_{PME} > 1$).

Le diagramme de phase de production excédentaire de JABBA (**figure 67**) montrait un schéma typique allant dans le sens inverse des aiguilles d'une montre. Les captures ont largement dépassé la PME pendant plusieurs années alors que la biomasse est restée au-dessus de B_{PME} avant 1999, et cela s'est poursuivi pendant près de 10 ans de plus alors que la biomasse est restée en dessous de B_{PME} .

6.3.2 Stock Synthesis (SS)

Pour les deux modèles de Stock Synthesis (« Sel_Asym_model » et « Sel_DN_model »), la trajectoire de la SSB/SSBPME présentait des tendances similaires et montrait une forte diminution depuis le début des années 1980 jusqu'à un état de surexploitation dans les années 2000, suivie d'une tendance stable mais qui est restée à des niveaux inférieurs à SSBPME jusqu'à la fin de la série temporelle (**figure 68**). La trajectoire de $F/FPME$ montrait une tendance générale à la hausse depuis le début de la série temporelle jusqu'à un état de surpêche à la fin des années 1990, atteignant sa valeur la plus élevée au milieu des années 2000. Par la suite, la mortalité par pêche a diminué, mais est restée supérieure à la PME. On note une légère tendance à l'augmentation jusqu'à la fin de la série temporelle (**figure 68**). La série temporelle des écarts de recrutement montre un modèle très variable autour de zéro, mais avec une tendance négative pendant la période 2014-2018 (**figure 68**).

Les résumés des paramètres et des points de référence sont présentés dans le **tableau 23**. Les courbes de production présentaient des formes similaires, atteignant leur niveau maximal autour de 0,27 de la SSB0, avec des estimations de la PME de 9.560 t pour le « Sel_Asym_model » et de 10.442 t pour le « Sel_DN_model » (**tableau 23, figure 69**). L'état du stock résultant pour 2020 pour les deux modèles est cohérent et indique que le stock est surexploité ($B_{2020} < BPME$, **tableau 23**) et qu'il est victime de surpêche ($F_{2020} > FPME$, **tableau 23**), ce qui empêche le rétablissement du stock car la biomasse reste en dessous des niveaux soutenables pouvant produire la PME. Les **figures 70** et **71** présentent respectivement une comparaison des estimations de SSB/SSBPME et de $F/FPME$ dans les modèles SS3 de 2013, 2017 et du modèle SS3 actuel.

6.4 Synthèse des résultats de l'évaluation

Le Groupe a comparé les résultats des deux modèles d'évaluation pris en compte pour l'espadon de l'Atlantique Sud (Stock Synthesis et JABBA). Les tendances annuelles de la biomasse totale (JABBA) ou de la biomasse totale du stock reproducteur (Stock Synthesis), de B/B_{PME} et de la mortalité par pêche $F/FPME$ produites par les modèles suggèrent une dynamique de population similaire. Toutefois, le modèle Stock Synthesis postule une biomasse beaucoup plus élevée au début de la pêche (**figure 72**). Tous les modèles suggéraient une forte baisse de la biomasse du stock alors que la mortalité par pêche augmentait dans les années 1990. Le Groupe a également noté que la mortalité par pêche est restée supérieure à $FPME$ après cette forte augmentation. Les résultats de Stock Synthesis montrent une augmentation de B/B_{PME} du milieu des années 2000 à la fin des années 2010, ce qui n'est pas observé dans les résultats du modèle JABBA. Cela peut être attribué au traitement différent de l'indice palangrier japonais entre les modèles (division à 2005/2006 et omission de l'estimation annuelle de 2020 dans JABBA). Malgré cela, le stock est resté inférieur à $BPME$ dans les deux modèles.

Étant donné que les modèles Stock Synthesis utilisés pour l'espadon de l'Atlantique Sud sont encore en cours de développement, c'est la première fois qu'un modèle intégré est appliqué au stock du Sud et que certaines des données de taille utilisées dans ce modèle sont en cours de révision. Le modèle Stock Synthesis montrait des ajustements robustes raisonnables aux données par le biais des résultats de diagnostic du modèle (point 6.2) et le Groupe a recommandé que le développement des modèles intégrés structurés par âge soit poursuivi pour les évaluations suivantes de l'espadon de l'Atlantique Sud.

Le Groupe a convenu d'utiliser le cas de référence de JABBA pour les recommandations de gestion. Les résultats finaux de l'évaluation de 2022 (Anon., 2022b) (B/B_{PME} et $F/FPME$) pour l'espadon de l'Atlantique Sud par le cas de référence du modèle de production JABBA montraient une tendance générale à la baisse de la B/B_{PME} de 1970 à 2011 et une relative stabilité depuis lors, aux alentours de 0,8 (**figure 73**). La mortalité par pêche a connu

une forte augmentation à la fin des années 1980 pour atteindre un pic en 2007 équivalant à 1,5 fois la PME, avant de retomber à un niveau proche de FPME (**figure 73**).

Le diagramme de Kobe (**figure 74**) du cas de référence du modèle de production (JABBA) indique que le stock est surexploité ($B/BPME = 0,77$, avec des intervalles de confiance de 95 % : 0,53 - 1,13) et fait l'objet de surpêche ($F/FPME = 1,03$, avec des intervalles de confiance de 95 % : 0,67 - 1,51) (**tableau 22**). Il y a une probabilité de 56 % que le stock se trouve actuellement dans le quadrant rouge du diagramme de Kobe, une probabilité de 36 % qu'il se trouve dans le quadrant jaune et seulement 9 % qu'il se trouve dans le quadrant vert.

6.5 Projections

Le Groupe a discuté de l'opportunité d'utiliser le nouveau paramètre interne de JABBA pour appliquer un coefficient d'autocorrélation AR1 aux projections. L'aspect biologique que AR1 tente de décrire est le délai de rétablissement de la biomasse pour que celle-ci se traduise en biomasse reproductrice, en d'autres termes le temps nécessaire pour que les cohortes arrivent dans la population. Mais cela se limite à une phase de rétablissement. Avec les paramètres de projection par défaut (c'est-à-dire sans AR1), l'écart d'erreur de processus est fixé à zéro pour la première année des projections. Les modélisateurs ont noté que ce paramètre pourrait donner lieu à des projections optimistes lorsque le stock est en phase de rétablissement et présente des écarts d'erreur de processus négatifs au cours de la dernière année de l'évaluation. L'autre configuration (AR1 appliquée) utilise un coefficient d'autocorrélation estimé à partir de l'erreur de processus du modèle pour projeter les écarts d'erreur de processus à l'avenir, de sorte qu'ils tendent vers zéro au fil du temps (**figure 75**). Les résultats des deux projections ont été fournis au Groupe, qui a noté que les projections avec AR1 étaient nettement plus pessimistes que les projections sans AR1.

Le Groupe a noté que l'utilisation d'un coefficient AR1 dans les projections SPM était une bonne idée en théorie, mais que son application dans des circonstances où les écarts d'erreur de processus négatifs sont importants au cours de l'année terminale (comme c'est le cas dans cette évaluation) nécessitait un examen plus approfondi avant de la mettre en pratique. Plus précisément, le Groupe s'est inquiété de la durée pendant laquelle les écarts d'erreur de processus projetés sont restés négatifs par rapport aux changements relativement rapides des écarts d'erreur de processus (de positif à négatif et vice-versa) dans le modèle (**figure 75**). Le Groupe a suggéré de combiner les résultats du modèle par défaut et du modèle utilisant AR1 afin de combler le fossé entre le modèle AR1 plus pessimiste et le modèle par défaut plus optimiste. Toutefois, le Groupe a décidé que les projections de JABBA pour l'espadon de l'Atlantique Sud ne devraient pas inclure le coefficient d'autocorrélation AR1 et devraient plutôt mettre la Commission en garde sur le fait que les projections ont tendance à être optimistes. Le Groupe a recommandé de donner la priorité à la poursuite des recherches sur ce cadre de projection, sous la forme de tests de simulation et de validation croisée rétrospective.

Des projections stochastiques ont été réalisées pour le cas de base du modèle JABBA avec 21 scénarios de capture constante (0 ; 6.000 - 15.000 t). Les médianes annuelles de $B/BPME$ et $F/FPME$ sont fournies dans la **figure 76**. Pour ces projections, les prises initiales pour 2021-2022 ont été fixées à 9.826 t, soit la moyenne des trois années précédentes (2018-2020) et les projections ont été réalisées jusqu'en 2033. Les projections de $B/BPME$ augmentent et celles de $F/FPME$ diminuent au cours de la période 2021-2022 en raison des postulats de capture réalisés pour cette période. À partir de 2023, les captures de 12.000 tonnes ou plus entraînent une baisse de la biomasse, tandis que les captures de plus de 11.000 tonnes augmentent la mortalité par pêche (**figure 76**). Les projections de captures supérieures à 13.000 tonnes ont permis d'atteindre des valeurs de $F/FPME > 2$ d'ici 2033. Bien que la valeur médiane de la PME soit de 11.480 tonnes, pour 2020, $B/BPME = 0,77$, de sorte que des prises égales ou inférieures à 10.000 tonnes sont nécessaires pour rétablir la population à des niveaux de biomasse pouvant produire la PME d'ici 2033 (**figure 76**).

Les histogrammes de projection stochastique de $B/BPME$ et de $F/FPME$ illustrent l'incertitude accrue lors de projections sur de plus longues périodes, en particulier pour $F/FPME$ dans le cadre de scénarios de prises constantes élevées (13.000 tonnes) (**figure 77**). Le taux d'augmentation de la biomasse est lent, même pour des prises constantes faibles (8.000 t), comme le montre le chevauchement considérable des distributions de l'histogramme $B/BPME$ jusqu'à 2030. Les probabilités d'épuisement du stock (c'est-à-dire $B < 10\%$ de BPME) sont présentées dans le **tableau 24** et indiquent que le stock ne pourrait pas supporter des TAC élevés constants. Il y a une probabilité de 49 % d'épuisement du stock d'ici 2033 compte tenu des prises constantes de 15.000 t.

Le Groupe a examiné les matrices de stratégie de Kobe 2 (**tableau 25**) indiquant la probabilité qu'il n'y a actuellement pas de surpêche ($F \leq F_{PME}$), que le stock n'est pas surexploité ($B \geq B_{PME}$) et la probabilité conjointe

que le stock se trouve dans le quadrant vert du diagramme de Kobe (à savoir $F \leq F_{PME}$ et $B \geq B_{PME}$). Des captures futures constantes de 14.000 t (TAC actuel) continueront à diminuer la biomasse du stock à tel point qu'il n'y a que 6% de probabilités que $B/B_{PME} > 1$ d'ici 2033. Si les prises restent similaires aux prises actuelles (9.826 t), il y a 55 % de probabilités que le stock se situe dans le quadrant vert d'ici 2033. Des prises futures constantes inférieures à 9.500 tonnes devraient empêcher la surpêche ($F > F_{PME}$) et un état de surexploitation ($B < B_{PME}$) avec une probabilité supérieure à 60 % d'ici 2033.

Le Groupe a pris note de la baisse récente des captures et du fait que les captures sont inférieures à l'estimation actuelle de la PME depuis 2011, alors que la biomasse n'a pas augmenté comme prévu dans les projections de l'évaluation du stock de 2017 (Anon., 2017). Les nouvelles projections indiquent que les niveaux de capture actuels pourraient ne pas diminuer la biomasse, mais qu'il est tout aussi peu probable qu'ils facilitent le rétablissement requis du stock. Une diminution des captures est nécessaire pour permettre au stock de se rétablir.

7. Implications de l'évaluation sur la MSE de l'espadon du Nord

Le Groupe a discuté de la mise à jour du modèle d'évaluation de Stock Synthesis et des implications que cette mise à jour du modèle peut avoir sur les modèles opérationnels (OM) de la MSE. Les changements notables par rapport à l'évaluation précédente de Stock Synthesis de 2017 comprennent des mises à jour des données de capture et d'indice, l'inclusion des longueurs des poissons rejetés et une estimation des rejets morts non déclarés basée sur ces longueurs. Les rejets morts déclarés sont désormais ajustés en tant que données d'observation et les rejets non déclarés sont estimés en tant que « rejets réglementaires » sur la base des compositions des tailles de la pêcherie. Il a été noté qu'étant donné que ce changement structurel nécessite davantage de données qui pourraient entrer en conflit avec d'autres données d'observation, il peut avoir des implications sur la stabilité du modèle.

Le Groupe a discuté des avantages de l'estimation des rejets morts avec l'approche actuelle de Stock Synthesis. Des détails supplémentaires sur ces discussions sont fournis au point 5 du présent rapport.

Le Groupe s'est demandé si le modèle Stock Synthesis actualisé devait être utilisé comme nouveau OM de base dans la MSE. Compte tenu des préoccupations du Groupe concernant l'estimation des rejets morts, le Groupe a proposé d'ajouter le modèle Stock Synthesis actualisé à la grille d'incertitude des OM de la MSE qui pourrait également inclure diverses configurations de pondération des données. Le Groupe a également noté que s'il estimait opportun d'inclure les incertitudes entourant les rejets dans la grille d'incertitude de la MSE, elles pourraient remplacer un composant existant de la grille, tel que l'inclusion/exclusion des liens environnementaux modélisés. Le Groupe a également convenu de remplacer le modèle opérationnel de base dans la MSE par le modèle actualisé Stock Synthesis qui inclut l'utilisation des données actualisées jusqu'en 2020. Le Groupe a convenu d'accorder à l'équipe technique dédiée à la MSE une grande flexibilité pour explorer d'autres configurations du modèle opérationnel de base et fournir une orientation sur la meilleure façon d'aller de l'avant.

Le Groupe a également noté qu'une équipe devrait être mise en place pour explorer et faire des recommandations sur la façon dont les indices sont calculés pour l'espadon.

8. Recommandations

8.1 Recherche et statistiques

8.1.1 Recommandations ayant des implications financières

A la plénière du SCRS sur le financement de la recherche

Le Groupe recommande l'achat d'un récepteur portatif Argos de marques électroniques par satellite qui sera utilisé par les Groupes d'espèces de l'ICCAT. Le récepteur aiderait à trouver la marque et les scientifiques seraient ainsi en mesure de récupérer des données de marquage plus détaillées, extraites directement des marques.

Au Groupe d'espèces sur l'espadon et à la plénière du SCRS sur le financement de la recherche

Le Groupe recommande la poursuite du soutien financier du programme de l'ICCAT sur la biologie de l'espadon. Le Groupe recommande en outre qu'une proposition soit élaborée en vue de la formalisation d'un programme de recherche similaire à ceux qui sont en place pour le thon rouge, les requins et les istiophoridés. La proposition

devrait inclure les stocks de l'Atlantique et de la Méditerranée et une description des diverses activités de recherche proposées par les Groupes et des calendriers pour réaliser ces travaux. La détermination du montant final de cette proposition sera abordée lors des réunions ultérieures du Groupe d'espèces sur l'espadon et des autres Groupes d'espèces.

Le Groupe recommande qu'une série élargie de simulations en circuit fermé soit réalisée pour le stock d'espadon du Sud en utilisant des modèles opérationnels adaptés à ce stock. Alors que le travail sera principalement effectué par les scientifiques des CPC et le Secrétariat, un prestataire examinera la configuration de la simulation et le code (10.000€).

8.1.2 Recommandations n'ayant pas d'implications financières

Au SCRS et au Secrétariat de l'ICCAT

Le Groupe recommande que les relations de longueur droite-courbée maxillaire inférieur - fourche présentées dans le SCRS/2022/061 soient adoptées pour être utilisées pour les conversions de longueur dans l'évaluation du stock de 2022 (Anon., 2022). Dans l'attente de la collecte et de l'analyse de données supplémentaires, le Groupe recommande que la conversion soit prise en considération pour la liste des conversions approuvées par l'ICCAT.

Notant des tendances contradictoires dans les indices de CPUE développés par les scientifiques des CPC, le Groupe recommande que les analystes de la CPUE forment un groupe de travail qui travaillera pendant la période intersessions afin d'examiner les entrées de données de la CPUE, les traitements, ainsi que les hypothèses et les méthodes du modèle. L'objectif de ce groupe sera de diagnostiquer les tendances contradictoires dans les CPUE et d'améliorer la qualité des indicateurs utilisés dans l'évaluation de l'espadon et la MSE pour l'espadon du Nord.

Aux CPC

Le Groupe recommande que la soumission des échantillons de taille au Secrétariat de l'ICCAT, dans le cadre des obligations de soumission des données des tâches 1 et 2 des CPC, soit réalisée en utilisant le formulaire statistique ST04-T2SZ. Les échantillons de taille déclarés avec le formulaire ST04-T2SZ devront inclure tous les échantillons collectés par la CPC de toutes les pêcheries et les échantillons de taille des rejets morts et vivants (le cas échéant) collectés par son programme national d'observateurs. Cette recommandation n'empêche pas les CPC de déclarer, à titre facultatif, les échantillons de taille collectés par leur programme national d'observateurs en utilisant le formulaire ST09-DomObPrg.

Au WGSAM

Prenant note des approches de standardisation spatio-temporelle de la CPUE présentées à cette réunion (par exemple, R-INLA), le Groupe recommande que le Groupe de travail de l'ICCAT sur les méthodes d'évaluation des stocks (WGSAM) évalue ces approches de modélisation et formule des recommandations sur leur utilisation dans les standardisations des indices.

Examiner l'inclusion du modèle SPICT dans le catalogue de logiciels de l'ICCAT.

Examiner la fonction d'autocorrélation « AR1 » pour les projections dans la plateforme du modèle JABBA.

Aux scientifiques nationaux

Le Groupe recommande que pour les évaluations futures, les analystes des CPUE forment un petit groupe de travail plusieurs mois avant la réunion de préparation des données destinées à l'évaluation. Compte tenu du temps limité dont dispose la réunion de préparation des données pour l'examen des indices et des courts délais pour la révision des indices après la réunion, le petit groupe de travail permettrait un examen plus approfondi et une discussion détaillée sur les approches de modélisation avant la soumission officielle des indices à la réunion de préparation des données. Le Groupe recommande que les scientifiques nationaux documentent l'historique de leurs flottilles qui participent aux pêcheries de l'ICCAT. Les examens devraient documenter les changements dans les engins, les réglementations locales et nationales de la pêche, les schémas spatiaux et autres facteurs pertinents qui influencent la façon dont les espèces de l'ICCAT sont capturées. Ces examens sont importants pour une meilleure prise en compte de la structure et de la dynamique des flottilles dans les standardisations des CPUE et les évaluations.

8.2 Recommandations de gestion

8.2.1 Nord

La recommandation de gestion sera élaborée pendant la période intersessions et sera finalement présentée pour adoption lors de la réunion du Groupe d'espèces en septembre 2022, après que les projections conjointes de Stock Synthesis et de JABBA aient été finalisées et examinées.

8.2.2 Sud

Le Groupe a discuté de la recommandation de gestion pour l'espadon de l'Atlantique Sud, le paragraphe suivant a été adopté par le Groupe.

Il est peu probable que l'espadon de l'Atlantique Sud atteigne les objectifs de la Convention d'ici 2033 si les captures augmentent au-delà des niveaux actuels (9.826 t). Pour rétablir le stock, il faut que les captures de 9.500 t ou moins atteignent le quadrant vert du diagramme de Kobe d'ici 2033, avec une probabilité d'au moins 60%. Compte tenu de l'incertitude des projections à long terme, il est recommandé de surveiller étroitement le stock dans les années à venir pour confirmer le rétablissement en examinant régulièrement les indicateurs de pêcherie disponibles.

9. Réponses à la Commission

Espadon de l'Atlantique Nord

Il est demandé au SCRS de réviser ces données (capture, prise par taille, lieu et mois de capture) annuellement. Rec. 17-02, paragraphe 8

Contexte : *Toutes les CPC qui pêchent l'espadon dans l'Atlantique Nord devront faire tout leur possible pour fournir, tous les ans au SCRS, les meilleures données disponibles, dont la capture, la prise par taille, la position et le mois de la capture selon la résolution la plus fine possible, comme l'aura déterminé le SCRS. Les données transmises devront couvrir la plus grande gamme possible de classes d'âge, conformément aux restrictions de taille minimale, et devront être ventilées par sexe dans la mesure du possible. Les données devront également inclure les statistiques sur les rejets (morts et vivants) et sur l'effort, même lorsqu'aucune évaluation analytique du stock n'est prévue. Le SCRS devra réviser ces données tous les ans.*

Un examen détaillé des données de l'espadon du Nord disponibles à inclure dans l'évaluation de 2022 (Anon., 2022b).a été réalisé par le Groupe au cours de la réunion de préparation des données sur l'espadon de 2022 (Anon., 2022a). Les résultats de cet examen sont résumés dans le catalogue de données du SCRS (voir [Anon. 2022](#), tableaux 1-5). Dans l'ensemble, les données disponibles sur les captures, la taille et l'effort pour les flottilles principales (les flottilles qui capturent environ 95% des captures totales) sont assez complètes, tandis que les données pour les flottilles mineures continuent d'être rares. En ce qui concerne la déclaration des rejets morts et vivants, le Groupe a observé que seules quelques CPC ont fourni ces données ([Anon. 2022](#), tableaux 2-3).

Il est demandé au SCRS de continuer à suivre et analyser les effets de cette mesure (taille minimale) sur la mortalité de l'espadon immature. Rec. 17-02, paragraphe. 10

Contexte : *Nonobstant les dispositions du paragraphe 9, toute CPC pourra choisir, en tant qu'alternative à la taille minimale de 25 kg/125 cm LJFL, de prendre des mesures nécessaires visant à interdire la capture par ses bateaux dans l'Atlantique, ainsi que le débarquement et la vente dans sa juridiction, d'espadons (et de parties d'espadon) d'une taille inférieure à 119 cm LJFL, ou comme alternative, 15 kg, sous réserve, si cette alternative est choisie, de ne pas accorder de tolérance pour la capture d'espadons en dessous de 119 cm LJFL ou, comme alternative, de 15 kg. En ce qui concerne les espadons ayant été manipulés, une longueur cleithrum-quille de 63 cm peut également être appliquée. Toute Partie choisissant cette taille minimale alternative devra exiger un registre approprié des rejets. Le SCRS devrait continuer à suivre et analyser les effets de cette mesure sur la mortalité de l'espadon immature.*

Une réponse à ces demandes a été fournie par le Comité en 2017, en se référant à la Rec. [16-03](#), paragraphe 10, (Rec. [17-02](#) actuelle) et à la Rec.[16-04](#), paragraphe 7 (Rec. [21-03](#) actuelle). Pour reprendre ce qui a été fourni en

2017, la mortalité par hameçon estimée pour les espadons sous-taille est en moyenne de 78%. Cependant, on ne sait pas dans quelle mesure la réglementation a pu réduire le taux de rencontre avec les petits poissons, car une redistribution de l'effort de pêche pour éviter les espadons sous-taille aurait également pu entraîner une réduction de la mortalité totale. Actuellement, le Groupe examine de nouvelles études et effectue des analyses supplémentaires pour déterminer les impacts au niveau de la population de cette mortalité à la remontée et a l'intention de fournir un avis à la Commission en 2023. En outre, les travaux en cours sur la MSE pour le N-SWO pourraient apporter un éclairage supplémentaire sur cette question. Le Comité réaffirme que la déclaration des rejets morts et des longueurs correspondantes des poissons rejetés est essentielle pour évaluer l'efficacité de cette recommandation.

Il est demandé au SCRS de fournir un avis sur les mesures de conservation et de gestion pour l'espodon de l'Atlantique Nord, [Rec. 21-02](#), paragraphe 5

Contexte : À sa réunion de 2022, la Commission devra établir des mesures de conservation et de gestion s'appliquant à l'espodon de l'Atlantique Nord sur la base de l'avis du SCRS qui se fondera sur une évaluation du stock que réalisera le SCRS en 2022, ainsi que sur la Résolution de l'ICCAT portant sur les critères pour l'allocation de possibilités de pêche (Rés. 15-13).

En 2022, le SCRS a tenu une réunion de préparation des données (Anon. 2022a) et une réunion d'évaluation des stocks (Anon. 2022b) pour les stocks d'espodon du Nord et du Sud. Les deux réunions ont eu lieu en ligne. Les détails des méthodes d'évaluation des stocks, les résultats et l'avis de gestion sont fournis dans le rapport d'évaluation des stocks d'espodon de 2022 (Anon. 2022b).

Espodon de l'Atlantique Sud

*Point limite de référence provisoire (LRP) de $0,4*B_{PME}$ ou toute autre LRP plus solide établie par une analyse plus approfondie, Rec. 17-03, paragraphe 12 (Rec. 21-03)*

Contexte : Lorsqu'il évaluera l'état du stock et qu'il fournira des recommandations de gestion à la Commission en 2021, le SCRS devra tenir compte du point limite de référence (LRP) provisoire de $0,4*B_{PME}$ ou de tout autre LRP plus solide qui serait établi suite à d'autres analyses.

Aucune analyse n'a été effectuée pour l'espodon du Sud sur cette question en 2022. Le SCRS, par l'intermédiaire du WGSAM, a proposé la création d'un groupe d'étude chargé d'examiner de façon générale les points limites de référence dans les années à venir.

Il est demandé au SCRS de faire rapport à la Commission sur les résultats de l'évaluation du stock d'espodon de l'Atlantique Sud en 2022, Rec. 21-03, paragraphe 2

Contexte : Le SCRS réalisera une évaluation du stock d'espodon de l'Atlantique Sud en 2022 et en communiquera les résultats à la Commission.

En 2022, le SCRS a tenu une réunion de préparation des données (Anon. 2022a) et une réunion d'évaluation des stocks (Anon., 2022b) pour les stocks d'espodon du Nord et du Sud. Les deux réunions ont eu lieu en ligne. Les détails des méthodes d'évaluation des stocks, les résultats et l'avis de gestion sont fournis dans le rapport d'évaluation des stocks d'espodon de 2022 (Anon. 2022b).

10. Examen du plan de travail

Le plan de travail ci-dessous est spécifique aux points émergeant de cette réunion et s'ajoute au plan de travail sur la MSE pour l'espodon du Nord figurant au tableau 14 du rapport de la réunion de préparation des données sur l'espodon de l'Atlantique de 2022 (Anon. 2022a).

Les analystes de l'évaluation de l'espodon de l'Atlantique Nord et le Secrétariat termineront les scénarios nécessaires pour développer les projections pour SS3 et combineront ensuite les résultats des projections de ces scénarios avec les projections de JABBA afin de développer des tableaux et des diagrammes de Kobe communs pour formuler l'avis de gestion.

L'équipe technique de la MSE pour l'espodon du Nord s'emploiera à reconditionner la grille du modèle opérationnel en utilisant les indices mis à jour, les données de capture et le cas de base SS3 de 2022. L'équipe technique de la MSE étudiera des configurations alternatives des OM de base, notamment en ce qui concerne les rejets et la mortalité, et fournira des orientations sur la meilleure façon de procéder. Ces résultats seront examinés lors de la réunion du Groupe d'espèces en septembre 2022.

Les rapporteurs pour l'espodon de l'Atlantique Nord et Sud rédigeront le résumé exécutif en tenant compte de l'analyse et de l'avis dans le présent rapport d'évaluation (S-SWO) et l'analyse ultérieure et pertinente à compléter (N-SWO) avant la réunion du Groupe d'espèces sur l'espodon en septembre 2022.

À partir de la période intersessions de 2022, un sous-groupe du groupe de travail s'engagera dans une analyse plus détaillée des données de CPUE pour répondre aux préoccupations concernant les indices contradictoires.

Les analystes de l'évaluation de l'Atlantique Sud continueront à développer le modèle Stock Synthesis pour l'espodon de l'Atlantique Sud, dans le but de produire des projections au moyen de ce modèle dans les futures évaluations de stocks. En outre, le Groupe développera les simulations en circuit fermé pour les performances des MP.

11. Autres questions

Le document SCRS/2022/121 présentait les simulations préliminaires réalisées en circuit fermé pour le stock d'espodon du Sud. L'analyse a utilisé la distribution a priori sur la pente du SCRS/2022/120 comme paramètres personnalisés pour la pente, la mortalité naturelle et les paramètres de croissance de von Bertalanffy. Elle a ensuite utilisé le modèle de conditionnement rapide open de la MSE pour ajuster un modèle de flottille unique aux données de capture et de CPUE du stock du Sud afin de générer un OM pour le stock d'espodon du Sud. L'analyse a montré qu'il existait une série de procédures de gestion potentielles dont l'utilisation pouvait être considérée comme acceptable, mais que celles-ci dépendaient fortement des objectifs de gestion.

Le Groupe a discuté de la présentation. Ils ont débattu de la meilleure façon de capturer la distribution de la pente dans les OM, car une distribution de la pente inclinée vers la gauche pourrait rendre certaines combinaisons de la pente improbables. Alors qu'une manière parcimonieuse de capturer la pente dans les OM serait d'utiliser une distribution a priori, comme dans le SCRS/2022/120, cela nécessite une estimation fiable de la survie des larves qui est souvent difficile à obtenir.

12. Adoption du rapport et clôture

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

Bibliographie

- Anon., 2014. Report of the 2013 ICCAT Swordfish Stock Assessment meeting. Olhão, Portugal, September 2-10, 2013. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 70(4): 1484-1678.
- Anon. 2017. Report of the 2017 ICCAT Swordfish Stock Assessment Meeting. Madrid, Spain 3-7 July 2017. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 74(3): 729-840
- Anon. 2022a. Report of the 2022 ICCAT Swordfish Data Preparatory Meeting, Online, March 21 to 1 April 2022. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 79(2):1-133.
- Anon. 2022b. (In press) Report of the 2022 ICCAT Swordfish Stock Assessment meeting. Madrid, Spain 3-7 July 2017. Document SCRS/2022/012.
- Arocha, F., and Lee, D.W. 1996. Maturity at size, reproductive seasonality, spawning frequency, fecundity and sex ratio in swordfish from the Northwest Atlantic. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 45(2): 350-357.
- Arocha, F., Moreno, C., Beerkircher, L., Lee, D. W., & Marcano, L. 2003. Update on growth estimates for swordfish, *Xiphias gladius*, in the northwestern Atlantic. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 55(4), 1416-1429.
- Coelho R. and Muñoz-Lechuga, R. 2019. Hooking mortality of swordfish in pelagic longlines: Comments on the efficiency of 18 minimum retention sizes. Reviews in Fish Biology and Fisheries 29: 453-463.
- Deroba, J.J., and Miller, T.J. 2016. Correct in theory but wrong in practice: Bias caused by using a lognormal distribution to penalize annual recruitments in fish stock assessment models. Fish. Res. 176: 86–93. Elsevier B.V. doi:10.1016/j.fishres.2015.12.002.
- Francis, R.C., 2011. Data weighting in statistical fisheries stock assessment models. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences, 68(6), pp.1124-1138.
- Garcia, A., Tserpes, G., and Santos, M.N. 2017. Validation of annulus formation and growth estimation of South Atlantic swordfish. J. Mar. Biol. Assoc. United Kingdom 97(7): 1511–1518. doi:10.1017/S0025315416000862.
- García-Cortés, B., Mejuto, J., de la Serna, J.M. and A. Ramos-Cartelle. 2010. A summary on the activity of the Spanish surface longline fleet catching swordfish (*Xiphias gladius*) during the years 2006-2007. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 65(1): 135-146.
- ICES 2019. Ninth Workshop on the Development of Quantitative Assessment Methodologies based on LIFE-history traits, exploitation characteristics, and other relevant parameters for data-limited stocks (WKLIFE IX). ICES Scientific Reports 1 (77): 131 pp. <https://doi.org/10.17895/ices.pub.5550>
- Kai, M., and Yokawa, K. 2014. CPUE Standardization of South Atlantic Swordfish Caught by Japanese Longliners in 1975-2007. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT 70(4): 1837–1842.
- Magnusson, A., and Hilborn, R. 2007. What makes fisheries data informative? Fish Fish. 8(4): 337–358. doi:10.1111/j.1467-2979.2007.00258.x.
- Martell, S., and Froese, R. 2013. A simple method for estimating MSY from catch and resilience. Fish Fish. 14(4): 504–514. doi:10.1111/j.1467-2979.2012.00485.x.
- J. Mejuto, J. Ortiz de Urbina, A. Ramos-Cartelle, B. García-Cortés. 2011. Equivalence in efficiency per hook between the traditional multifilament and monofilament surface longline styles used by the Spanish fleet targeting swordfish (*Xiphias gladius*) in the southeast Pacific*. SCRS/2010/166 Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 66(4): 1541-1553 (2011)

- Lauretta M., Kimoto A., Hanke A., Rouyer T., Ortiz M., and Walter J. 2020. Western Atlantic bluefin tuna virtual population analysis base model diagnostics and results. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 77(2): 578-605.
- McAllister, A. 2014. A Generalized Bayesian Surplus Production Stock Assessment Software (Bsp2): Application to Atlantic Swordfish. SCRS/2013/100 Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT 70(4): 1725–1757.
- Mejuto, J., and Serna, J.M. De. 2008. Activity of the Spanish Surface Longline Fleet Catching Swordfish (*Xiphias gladius*) in the Atlantic Ocean in 2005. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT 61(4): 1088–1096.
- Methot and Wetzel, 2013 Methot Jr, R. D. and Wetzel, C. R. 2013. Stock synthesis: a biological and statistical framework for fish stock assessment and fishery management. Fisheries Research, 142, 86-99.
- Pan, B., Zhu, J., Lin, Q., Geng, Z., Wu, F. and Zhang, Y., 2022. Study on the catch, bycatch and discard of Chinese pelagic longline fisheries in the Atlantic Ocean. Aquaculture and Fisheries.
- Pedersen M., and Berg C. W. 2017. A stochastic surplus production model in continuous time. Fish and Fisheries 18 (2): 226-243. <https://doi.org/10.1111/faf.12174>.
- Prager, M. H. User's Guide for ASPIC Suite, version 7. 2016 A Stock-Production Model Incorporating Covariates and auxiliary programs. Prager Consulting, Portland, Oregon USA
- Quelle, P., González, F., Ruiz, M., Valeiras, X., Gutierrez, O., Rodriguez-Marin, E., Mejuto, J. 2014 An approach to age and growth of south Atlantic swordfish (*Xiphias gladius*) stock. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 70(4): 1927-1944
- Sharma R., and Arocha F. 2017. Resiliency for North Atlantic swordfish using life history parameters. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 74(3): 1306-1321.
- Winker, H., Carvalho, F., and Kapur, M. 2018. JABBA: Just Another Bayesian Biomass Assessment. Fish. Res. 204(August): 275–288. Elsevier. doi:10.1016/j.fishres.2018.03.010.
- Winker H., Carvalho F., Parker D. and Kerwath S. 2017. JABBA: Just Another Bayesian Biomass Assessment for South Atlantic swordfish. SCRS/P/2017/027
- Winker, H., Carvalho, F., Thorson, J.T., Kell, L.T., Parker, D., Kapur, M., Sharma, R., Booth, A.J., and Kerwath, S.E. 2020. JABBA-Select: Incorporating life history and fisheries' selectivity into surplus production models. Fish. Res. 222: 105355. article, Elsevier B.V. doi:10.1016/j.fishres.2019.105355.

**INFORME DE LA REUNIÓN DE ICCAT DE 2022 DE EVALUACIÓN
DEL STOCK DE PEZ ESPADA DEL ATLÁNTICO**
(En línea, 20-28 de junio de 2022)

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

La reunión se celebró en línea del 20 al 28 de junio de 2022. El relator del pez espada del norte, Kyle Gillespie (Canadá), inauguró la reunión y se dirigió al Grupo de especies de pez espada, el "Grupo", con el relator del pez espada del sur, Denham Parker (Sudáfrica). El secretario ejecutivo de ICCAT dio la bienvenida y expresó su agradecimiento a los participantes. El presidente del SCRS y el secretario ejecutivo adjunto subrayaron la necesidad de avanzar lo máximo posible en todas las tareas del Grupo para evitar dejar cuestiones importantes pendientes para la reunión de septiembre. El presidente procedió a examinar el orden del día, que fue adoptado sin cambios (**Apéndice 1**).

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

<i>Sección</i>	<i>Relatores</i>
Puntos 1, 11, 12	N.G.Taylor
Punto 2	D. Rosa, M. Ortiz
Punto 3	A. Kimoto, M. Ortiz
Puntos 4, 8, 10	K. Gillespie
Punto 5	N. Fisch, M. Ortiz, K. Gillespie
Punto 6	R. Forselledo, D. Parker, B. Mourato
Punto 7	C. Peterson
Punto 9	K. Gillespie, G. Diaz

2. Actualizaciones de los datos disponibles sobre capturas, biología y composición por tallas (limitado a cualquier actualización desde la reunión de preparación de datos)

El SCRS/2022/118 presentaba una actualización sobre el componente de edad y crecimiento del programa de investigación biológica del pez espada, con un análisis preliminar de una lectura de la edad para el stock del Atlántico norte. Varios lectores leyeron tanto las espinas como los otolitos, y se encontraron sesgos entre los lectores para ambas estructuras. La edad modal máxima en espinas era de siete años y en otolitos de cinco años. La talla media por edad de las espinas era similar a las tallas medias por edad del estudio de Arocha *et al.* (2003). Se continuará con el muestreo, el tratamiento y las lecturas de la edad en el marco del programa de investigación biológica del pez espada.

Se informó al Grupo de que se había realizado un estudio de crecimiento y reproducción del pez espada en el golfo de México, señalando que podría ser interesante incluir estas muestras en el estudio actual, ya que cubre el área que actualmente no está muestreada. Los científicos de Estados Unidos intentarán ponerse en contacto con los investigadores de este estudio.

Se señalaron las diferencias entre las lecturas de edad máxima de las espinas entre el estudio actual y el estudio de Arocha *et al.* (2003). Se aclaró que probablemente esta diferencia se debe a los distintos rangos de talla de los dos estudios, ya que en el caso de Arocha *et al.* (2003) había muestras de ejemplares más grandes que los incluidos en la lectura actual del Atlántico norte. Asimismo, se señaló que algunas pesquerías no están pescando en zonas en las que se suelen capturar ejemplares grandes, como es el caso de las zonas de alta mar de los Grandes Bancos. Esto puede dificultar un mayor muestreo de estos peces espada de mayor talla. Es posible que se disponga de más muestras de ejemplares grandes procedentes de la pesquería de caña y carrete en aguas de Canadá.

El Grupo expresó su interés en proponer un programa continuado de muestreo biológico, llevado a cabo por las CPC, que se extienda más allá del actual programa de biología, con tallas y estructuras (partes duras) específicas que se recojan en diferentes zonas. Se señaló que se habían realizado esfuerzos previos para desarrollar un plan de investigación para el pez espada, como el existente para otros grupos de especies (por ejemplo, tiburones, istiofóridos), y estos esfuerzos se podrían renovar.

El SCRS/2022/120 aplicaba un método para derivar la inclinación de la relación reclutamiento-stock de Beverton-Holt a partir de los parámetros del ciclo vital. El método utilizaba distribuciones de los parámetros del ciclo vital para determinar los valores correspondientes de inclinación para cada combinación. De manera similar a los stocks como el atún rojo del Atlántico, el atún rojo del Pacífico y el marlín rayado del Pacífico, la distribución de inclinación resultante estaba sesgada a la izquierda. Para perfilar las estimaciones, se necesitan mejores estimaciones de la varianza para los parámetros de entrada, así como definir una matriz de correlación para cada uno. Una vez perfilada, la distribución multivariable podría utilizarse para las distribuciones previas sobre los modelos de evaluación de stock, información de entrada para los modelos operativos (OM) en la MSE, así como una distribución que podría utilizarse para ponderar los OM y los escenarios de evaluación de stock.

El Grupo debatió la presentación. Señaló que este análisis era un avance importante del método presentado inicialmente por Sharma y Arocha en 2017. Asimismo, preguntó si la distribución derivada se había comparado, por ejemplo, con la base de datos de evaluación del stock de legado RAM. Los autores respondieron que no, pero que también sería un trabajo para el futuro. Se señaló que este método se basa en las tasas de supervivencia de las larvas hasta las etapas juveniles, que es un área de investigación limitada y de gran incertidumbre.

3. Actualizaciones de la estructura de la flota (limitado a cualquier actualización desde la reunión de preparación de datos)

La Secretaría informó al Grupo de que no había actualizaciones de la estructura de la flota para los stocks de pez espada del Atlántico norte o sur desde la reunión de preparación de datos. Las **Tablas 1** y **2** muestran la estructura de la flota en detalle utilizada para los modelos de Stock Synthesis durante la reunión de evaluación. Se señaló que, en comparación con la evaluación de stock de pez espada de 2017 (Anón., 2017), para el modelo de Stock Synthesis del N-SWO, se introdujo una nueva flota durante la reunión de preparación de datos, la flota de arpón que se dirige principalmente a peces de gran tamaño.

4. Resumen de los índices de abundancia relativa que se utilizarán (limitado a cualquier actualización desde la reunión de preparación de datos)

Los índices de abundancia relativa presentados por los científicos de las CPC se mantuvieron prácticamente sin cambios en comparación con los aceptados en la reunión de preparación de datos para el pez espada de 2022 (Anón., 2022a). El valor terminal del índice de datos en el índice de abundancia japonés se eliminó en todos los modelos para el norte y el sur debido a un error de análisis. En algunos escenarios del modelo, se aplicaron bloques de tiempo adicionales a algunos índices; sin embargo, estos cambios no se aplicaron de manera uniforme entre los ensayos del modelo. En las secciones 5 y 6 se indican los cambios específicos de determinados índices.

El SCRS/2022/115 presentaba un índice combinado de abundancia para el stock de pez espada del Atlántico norte. Este índice combinado se ha utilizado como información de entrada del modelo desde la década de 1990 y es un esfuerzo colaborativo entre los científicos de varias CPC. La versión de 2022 del índice incluye información sobre la captura y el esfuerzo de siete flotas de palangre de ICCAT: Estados Unidos, Canadá, Japón, Marruecos, Taipei Chino, UE-España y UE-Portugal, que representan más del 90 % de la captura anual de pez espada. El índice se utiliza como indicador en los modelos de producción excedente y hay interés en su uso potencial como indicador para un MP basado en el modelo en la evaluación de estrategias de ordenación del N-SWO.

La versión presentada en este documento difiere de las estandarizaciones previas en que los datos a nivel de operación de resolución más fina no estaban disponibles para algunas flotas. Se utilizaron los datos de captura y esfuerzo de Tarea 2 de ICCAT y después se complementaron con datos adicionales presentados por los científicos de las CPC. Se aplicó un modelo de estandarización delta-lognormal, teniendo en cuenta la flota, la zona espacial, el trimestre y el año (**Tabla 3; Figura 1**). La tendencia y la escala de biomasa modelada fueron muy similares a las calculadas en la estandarización de 2017 (**Figura 2**).

El Grupo acogió con satisfacción esta contribución al índice, señalando, sin embargo, que no se disponía de datos a nivel de operación de resolución más fina para algunas flotas. El Grupo debatió las ventajas y desventajas de desarrollar y utilizar un índice combinado en lugar de utilizar índices separados como datos de entrada en los modelos. Una inquietud particular fue la poca resolución de los datos del índice combinado de 2022. Se observó que fueron los conflictos entre las CPUE los que impulsaron el desarrollo inicial del índice en la década de 1990. Estos han persistido y, en muchos casos, los modelos de producción excedente han logrado mejores resultados de

diagnóstico cuando utilizan el índice combinado (por ejemplo, BSP2 de 2017), que cuando utilizan el conjunto completo de índices proporcionados por las CPC.

El Grupo solicitó diagnósticos adicionales que se prepararon y presentaron durante la reunión. Estos diagnósticos incluían diagramas residuales, coeficientes para los residuos de efectos aleatorios y una distribución espacio-temporal de registros de capturas cero. Los autores presentaron varios diagramas descriptivos que mostraban la distribución espacio-temporal de los datos de captura y esfuerzo (**Figuras 3 y 4**). Se observó una distribución bimodal en los registros de CPUE desde finales de la década de 1980 hasta la actualidad, que caracteriza la diferencia entre las flotas que se dirigen al pez espada y las que no se dirigen al pez espada (**Figura 5**). Asimismo, se señaló que el modelo predecía grandes límites de confianza para la década de 1970, cuando las fuentes de datos eran escasas debido a las reglamentaciones de ordenación y las correspondientes limitaciones de captura. El Grupo aceptó el índice para su uso en los modelos de producción excedente del norte, mientras que señaló que es probable que la versión de 2022 del índice combinado no capture matices importantes relacionados con los cambios de arte debido al uso de datos de T2C&E en lugar del uso de datos de escala más fina, presentados previamente por las CPC.

5. Stock del Atlántico norte

5.1 Métodos y ajustes del modelo

Para tener en cuenta la incertidumbre de la dinámica del stock y la calidad de los datos, el SCRS examina de forma rutinaria una serie de escenarios que comprenden estructuras de modelo y conjuntos de datos alternativos (es decir, composición por tallas) para una única evaluación de stock. En 2017, se desarrollaron varias plataformas de modelación para el stock del Atlántico norte, dos de las cuales se están utilizando para asesoramiento en materia de ordenación: un modelo integrado estructurado por edad usando Stock Synthesis y un modelo de producción excedente de biomasa bayesiano creado utilizando BSP2. En 2022, se presentaron cuatro plataformas de modelación para el stock del Atlántico norte: Stock Synthesis (SCRS/2022/124), JABBA (SCRS/2022/114), ASPIC y SPiCT (Lauretta *et al.*, 2020).

5.1.1 Modelo Stock Synthesis inicial

El SCRS/2022/124 presentaba una evaluación estructurada por edad y diagnósticos del modelo preliminares para el stock de pez espada del Atlántico norte utilizando Stock Synthesis. Muchas de las especificaciones del modelo eran similares a la evaluación de stock de 2017 (Anón., 2017). El modelo era una evaluación anual, específica del sexo y estructurada por edad. La mortalidad natural se fijó en 0,2 tanto para hembras como para machos en todas las edades. Las curvas de crecimiento específicas del sexo se fijaron en los mismos niveles utilizados en la evaluación de stock de 2017, con las hembras alcanzando una talla asintótica mayor (**Figura 6**). Se supuso que la madurez de las hembras era del 50 % a la edad de 5 años y del 100 % para todas las edades superiores.

Se asumió que el reclutamiento depende de la biomasa reproductora del stock de las hembras, donde la fecundidad se estableció como una función del peso corporal. La función reclutamiento-stock asumía una relación Beverton-Holt, y los intentos iniciales de estimar la inclinación fallaron, por lo que se fijó en 0,88 (el valor estimado dentro de la evaluación del stock de 2017 [Anón., 2017]). Se exploraron ensayos del modelo alternativos asumiendo valores de inclinación de 0,7 y 0,8. Las desviaciones del reclutamiento se penalizaron en la verosimilitud asumiendo una distribución lognormal con la desviación estándar del logaritmo del reclutamiento fijada en 0,2 (el mismo valor que la evaluación del stock de 2017 [Anón., 2017]).

La selectividad se modeló como basada en la talla y se añadió un bloque de selectividad separado a partir de 1993 para reflejar el cambio normativo de adoptar una talla mínima (Recomendación 90-02). Esto significó que se estimaron dos curvas de selectividad para cada flota que operaba durante el cambio normativo, una antes de 1993 y la otra después. Los descartes se estimaron dentro del modelo para cada flota utilizando funciones de retención específicas de la flota, que se asumieron de tipo filo de cuchillo de 119 cm. Se asumió una selectividad cóncava para las flotas de palangre de UE-España, Estados Unidos, Japón, UE-Portugal y Marruecos, y una selectividad asintótica para las flotas de palangre de Canadá, Taipeí Chino y "otras" flotas (**Figura 7**). Los tamaños de muestra efectivos para las composiciones por talla se calcularon iterativamente utilizando el algoritmo TA1.8 de Francis (Francis, 2011). Se presentaron observaciones directas del porcentaje de peces sublegales muertos en la virada para las flotas de Estados Unidos y de Canadá a partir de los datos de los observadores, y para las flotas de Taipeí Chino y de UE-Portugal a partir de estudios anteriores, lo que sugiere que una media del 78 % de los peces espada de talla inferior a la reglamentaria están muertos en la virada (**Figura 8**). Se utilizaron las estimaciones específicas

de la flota que estaban disponibles como mortalidad por descarte en el modelo, mientras que se utilizó la media general para el resto de las flotas.

Las capturabilidades de varios índices de CPUE se basaron en el índice ambiental de la Oscilación Multidecadal del Atlántico (AMO), lo que condujo a un mejor ajuste de los datos y a una mejora del diagnóstico del modelo. Las desviaciones estándar (ponderación) de cada serie de CPUE se normalizaron utilizando los errores estándar estimados del proceso de estandarización del índice, de tal manera que la desviación estándar mínima para cada serie de CPUE (en escala algorítmica) se estableció en 0,2 y la variabilidad interanual se mantuvo de las estimaciones estandarizadas.

5.1.2 Ensayos adicionales

El Grupo decidió actualizar el modelo utilizando la media general de mortalidad en la virada, ya que las estimaciones de la mortalidad por descarte para la flota de Taipeí Chino se basaron en el estudio realizado por Pan *et al.*, (2022), que es la referencia de mortalidad por descarte para la flota de palangre china. Sin embargo, la flota china tiene diferentes actividades de pesca, y las flotas de China y Taipeí Chino también operan de manera diferente. El Grupo debatió la observación de 2020 de la CPUE del palangre de Japón en ambas zonas del stock del Atlántico, y se decidió eliminar este punto del modelo (véase la sección 6.1). El Grupo solicitó ensayos adicionales con dos CPUE diferentes. Se observó que los índices específicos de la edad de la flota de palangre de UE-España (**Tabla 6**) no parecían estar correlacionados entre las edades con desfases. Es decir, cabría esperar que, si en un año el índice de edad-1 era elevado, en el año siguiente el índice de edad-2 incrementaría. Las correlaciones como estas no eran, en gran medida, evidentes en los índices. El Grupo discutió si la CPUE de palangre de UE-España debería mantenerse dividida en índices específicos de la edad, o si debería ser un índice de palangre de UE-España agregado por edad. Un ajuste del modelo al índice de palangre combinado de UE-España no mejoró los diagnósticos del modelo (**Figura 9**), por lo que se decidió mantener los índices específicos de la edad para la flota de palangre de UE-España.

El Grupo también sugirió un ensayo adicional, ajustado al índice combinado de palangre (SCRS/2022/115). El Grupo acordó no utilizar el índice combinado, dado que no había ninguna mejora en los diagnósticos del modelo (**Figura 10**). Asimismo, el Grupo solicitó tres ensayos adicionales:

- actualización del vector de madurez por edad utilizando las estimaciones de Sharma y Arocha (2017, **Figura 11**)
- inclinación para el modelo base de evaluación de stock debería establecerse en 0,75, conforme a la MSE para el pez espada
- ajuste a los descartes observados y estimación de los descartes restantes para las flotas que no los comunicaron, en lugar de permitir que Stock Synthesis estime libremente los descartes para cada flota.

El Grupo examinó los efectos de los cambios graduales y aceptó la actualización del vector de madurez, ya que el ajuste del modelo no se veía afectado por el cambio (Madurez en la **Tabla 4**). No obstante, el Grupo decidió mantener el ajuste inicial de inclinación de 0,88, debido a que el ajuste del modelo no se mejoró ajustando la inclinación a 0,75 (Mat-h en la **Tabla 4**).

El ensayo adicional que incluía un nuevo vector de madurez de Sharma y Arocha (2017), una inclinación fijada en 0,75 y los datos de descarte que se ajustan explícitamente a la función objetivo (para las flotas que comunicaron descartes) no pudo converger al ajustarse a los datos de descartes de palangre de Taipeí Chino y Japón. Por lo tanto, se decidió que se realizaría una ensayo del modelo actualizado con los descartes totales del palangre de Taipeí Chino y Japón añadidos a sus desembarques correspondientes para ajustarlos al modelo. El Grupo observó que en algunos años (2000-2003) los descartes de la flota de palangre de Japón eran bastante elevados y expresó su interés en que el modelo los tuviera en cuenta (**Figura 12**).

El ensayo adicional modificado que incluía únicamente los datos de descartes del palangre de Estados Unidos y Canadá en la función objetivo (Mat_h_dis en la **Tabla 4**) deterioró el desempeño del diagnóstico del modelo. El Grupo decidió un modelo base final para el pez espada del Atlántico norte en Stock Synthesis utilizando el nuevo vector de madurez, la inclinación fijada en 0,88, omitiendo el punto de datos de la CPUE de palangre de Japón de 2020, colocando los descartes de las flotas de palangre de Japón y Taipeí Chino en sus datos de desembarque y estimando libremente los descartes de las flotas restantes.

El Grupo destacó la importancia de comparar los descartes de ejemplares muertos estimados por Stock Synthesis con los derivados de los datos disponibles de las pesquerías, con el fin de verificar exhaustivamente los descartes

de ejemplares muertos estimados por Stock Synthesis. El Grupo acordó seguir explorando las diferentes configuraciones del modelo para mejorar la estimación de los descartes de ejemplares muertos y ajustarse mejor a los descartes observados. Sin embargo, el Grupo subrayó que las estimaciones del modelo no deberían verse como sustitución de la comunicación real de los descartes de ejemplares muertos.

El Grupo solicitó una comparación entre los descartes estimados del modelo Stock Synthesis y los comunicados por las flotas que comunicaron descartes. El modelo Stock Synthesis estimó que, de media, el 10,5 % de las extracciones totales se atribuían a descartes, mientras que los descartes comunicados alcanzaban el 2,5 % de las extracciones totales (**Figura 13**), y se señaló que solo cuatro flotas comunicaron descartes. El modelo base final para la evaluación estructurada por edad estimó libremente los descartes para cada flota.

5.1.3 Especificaciones del modelo JABBA

Se aplicó el software de evaluación de stock *Just Another Bayesian Biomass Assessment* (JABBA). Se utilizó esta versión más actualizada (v2.2.6) de JABBA y se puede encontrar en línea en: <https://github.com/jabbamodel/JABBA> y/o <https://www.iccat.int/es/AssessCatalog.html>. El paquete R de JABBA utiliza enfoques estado-espacio bayesianos para modelos de evaluación de la dinámica de biomasa del stock (Winker *et al.*, 2018). El software se ejecuta con rapidez, genera estimaciones reproducibles del estado de los stocks y tiene incorporado un conjunto de herramientas de diagnóstico. En 2017, se desarrolló un modelo JABBA para el stock del Atlántico norte, pero no se utilizó para el asesoramiento en materia de ordenación. Los métodos y especificaciones del modelo se describen de forma más detallada en el SCRS/2022/114.

Los datos de entrada incluían los datos de captura proporcionados por la Secretaría tras la reunión de preparación de datos de pez espada de 2022 (Anón., 2022a). Los índices de CPUE siguieron los proporcionados en la reunión de preparación de datos con un cambio: se excluyó el punto de datos de 2020 en el índice del palangre japonés (véase la sección 6.1 para una descripción detallada de este cambio).

Se completó un total de ocho ensayos de JABBA para el norte (**Tabla 5**). Se completaron dos ensayos de continuidad utilizando los mismos supuestos y especificaciones del modelo utilizados en 2017, pero con actualizaciones en los índices y los datos de captura. En el primer ensayo, escenario 1 (S1), se utilizaron los nueve índices de CPUE desarrollados por las CPC (**Tabla 6**) y en el segundo ensayo, se utilizó el índice combinado (S2). Estos ensayos de continuidad utilizaron un modelo de producción de Schaefer con el año inicial del modelo establecido en 1950, merma inicial establecida en 0,85 (s.e. 0,1), r en 0,424 (s.e. 0,4), y s.e. de 0,25 para todas las CPUE, mientras que K se estimó libremente.

En la reunión de preparación de datos de pez espada de 2022, se señaló que las distribuciones previas de entrada (r , B_{RMS}/K) relacionadas con la función de producción derivada de las simulaciones en un modelo de equilibrio estructurado por edades (ASEM; Winker *et al.*, 2020 y Winker *et al.*, 2018) deberían probarse entre los ensayos del modelo. Se utilizaron en el ASEM variables del ciclo vital del pez espada del Atlántico norte de Arocha y Lee (1996) y Arocha *et al.* (2003) y otras fuentes, y tres supuestos sobre la inclinación (0,6, 0,75, 0,88) para estimar r y B_{RMS}/K (**Tabla 7**). Se utilizaron las distribuciones previas en los modelos JABBA (S3 a S8), usando los nueve índices de CPUE de las CPC en todos, excepto en S8. En todos los casos, el modelo estimó libremente K y la merma inicial.

Durante la reunión, se observó que parecía haber conflictos entre las CPUE. Se desarrollaron ensayos adicionales para probar la influencia de utilizar diferentes agrupaciones de índices. La agrupación 1 de índices, utilizada en el modelo S6, incluía los índices de CPUE de Canadá, Estados Unidos, UE-España y UE-Portugal. El grupo 2, utilizado en el modelo S7, incluía los índices de Japón, Taipeí Chino y Marruecos. Las dos agrupaciones de los índices se describen en detalle en la sección 5.2.3 más abajo. S8 utilizó el índice combinado.

El Grupo sugirió que los escenarios incluyeran una distribución previa de K fijada en 200 kt con una merma inicial establecida en 0,85 con un c.v. de 0,4 y una distribución beta. Esto se hizo para permitir que el modelo captara mejor los descensos en la biomasa en los primeros años de la pesquería. Posteriormente se llevaron a cabo ensayos de los modelos S6, S7 y S8 con estas nuevas especificaciones del modelo.

Por último, se desarrolló un escenario del modelo con especificaciones muy similares al caso base del modelo BSP2 de 2017, que pasó a ser el caso de referencia de JABBA de 2022:

- Modelo de producción de Schaefer (es decir., $B_{RMS}/K = 0,5$)
- Distribución previa de r establecida en 0,42 (s.e. 0,4)

- Distribución previa de merma inicial en 0,95 (s.e. 0,05) con una distribución beta, y
- s.e. para todas las CPUE establecido en 0,23.

Las diferencias entre el modelo JABBA de 2022 y el modelo BSP2 de 2017 incluían el índice combinado y los datos de captura actualizados, así como el uso de una distribución beta (frente a una distribución lognormal) para la merma inicial que limita el rango posible de valores <1.

5.1.4 Especificaciones del modelo ASPIC

Para el pez espada del norte, se realizó un ensayo de continuidad con un modelo de producción excedente (SPM) utilizando el mismo software (ASPIC-7) que en 2013/2017, con la serie de capturas 1950-2020, y el índice de abundancia de biomasa combinado (1963-2020). Este ensayo de continuidad utilizaba los mismos supuestos y especificaciones que el modelo base de 2017: brevemente, esto implicaba asumir una función de modelo de producción logística, estimar RMS y FRMS, y fijar el parámetro B1/K en 0,85.

Además del ensayo de continuidad, se ajustó el modelo ASPIC utilizando la serie de índices de abundancia revisada y recomendada durante la reunión de preparación de datos de pez espada de 2022 (Anón., 2022a). Se disponía de un total de nueve índices (**Figura 14, Tabla 6**) y los ensayos iniciales incluían todos los índices asumiendo que eran proporcionales a la biomasa. El ajuste del modelo utilizó la opción de cuadrados mínimos (SSE) en ASPIC, con un parámetro B1/K fijado en 0,85, y un modelo de producción logístico (Shaefer). Sin embargo, debido a los conflictos en las tendencias entre varios de los índices de abundancia, el ensayo ASPIC con todos los índices no convergió en una solución razonable. Se realizó un análisis de correlaciones de índices en las nueve series para identificar grupos de índices con una correlación negativa relativamente menor entre ellos (**Figura 15**). Este análisis sugería dos grupos de índices; el grupo 1 incluía los índices del palangre canadiense, palangre estadounidense, palangre español y palangre portugués, mientras que el grupo 2 incluía los índices del palangre japonés, palangre de Taipei Chino y palangre marroquí. El modelo ASPIC se ajustó a cada uno de los grupos de índices asumiendo que representan un estado de naturaleza alternativo del stock de pez espada del norte.

Durante la reunión, se exploraron ensayos adicionales del modelo ASPIC, en particular con el índice combinado de 2022. Estos ensayos incluían: i) la estimación del parámetro inicial B1/K, y ii) el uso de la estimación de máxima verosimilitud (MLE) en ASPIC para considerar la varianza asociada a cada observación del índice combinado en el proceso de ajuste.

5.1.5 Especificaciones del modelo SPiCT

Se utilizó un modelo alternativo de producción estocástica en tiempo continuo (SPiCT) (Pedersen y Berg, 2017) para comparar los resultados de los ensayos del modelo ASPIC. Este modelo de producción excedente permite incluir la función estado-espacio en el proceso de captura con una distinción explícita del error de ruido en el proceso y del error de observación, una característica no disponible en el modelo ASPIC. La estructura del modelo SPiCT es similar a la de JABBA, lo que incluye enfoques bayesianos o frecuentistas para el ajuste, al tiempo que se incluye información auxiliar en la evaluación de stock en forma de distribuciones previas. El modelo SPiCT se ha utilizado de forma rutinaria en las evaluaciones de ICES (ICES, 2019) y ha sido ampliamente probado y evaluado, aunque actualmente no forma parte del catálogo de software de ICCAT.

Los ensayos SPiCT se realizaron en paralelo a los ensayos ASPIC y su objetivo era más bien la comparación y la exploración de las posibles fuentes de variación, que la formulación de asesoramiento en materia de ordenación. Estos análisis adicionales presentados se realizaron con la versión 1.3.5 del software del paquete R de SPiCT disponible en <https://github.com/DTUAqua/spict> con la versión 2022.02.0 de R-Studio. Las especificaciones de los modelos SPiCT reflejaron las especificaciones de cada ensayo ASPIC lo más fielmente posible, por ejemplo, la forma de la función logística excedente se estableció con una distribución previa en el parámetro n de SPiCT de 2 y s.e. 0,4, mientras que el parámetro fijo B1/K de ASPIC de 0,85 se implementó en SPiCT con una distribución previa informativa para la fracción inicial de biomasa (logbkfrac) de media 0,85 con una desviación estándar de 0,2.

5.2 Diagnósticos del modelo

5.2.1 Stock Synthesis

Para el modelo preliminar de Stock Synthesis (SCRS/2022/124), los ajustes a los índices de CPUE y a las composiciones por tallas eran aceptables. Muchos de los índices de CPUE fracasaron en la prueba de ensayos

(8/13). El Grupo debatió que probablemente se trate de un producto de los muchos índices de CPUE incluidos en la evaluación y que el conflicto entre ellos está causando que el modelo se comprometa y se ajuste a través de su promedio, lo que resulta en patrones no aleatorios en los residuos para muchos ajustes (y por lo tanto la prueba de ensayos fracasa). Los resultados de la validación cruzada de la simulación retrospectiva también sugirieron que muchos valores del error medio absoluto escalado (MASE) no predecían los índices tan bien como un desarrollo aleatorio. Los patrones retrospectivos para el modelo fueron insignificantes. Los perfiles de verosimilitud del valor logarítmico del reclutamiento sin pesca sugirieron un mínimo en el valor estimado de 6,4; con un aumento brusco en los valores por debajo de esta estimación, pero bastante plano (menos aumento) por encima del valor mínimo, en particular para los datos del índice. El diagnóstico de fluctuación mostró que el modelo era muy estable a los valores iniciales alternativos de los parámetros. Un análisis *jackknife* también sugirió que el modelo no fue sensible a la supresión de índices de CPUE individuales o de composiciones por tallas. El diagnóstico del modelo de producción estructurado por edad sugirió trayectorias del stock similares del caso base del modelo en comparación con un ajuste del modelo sin desviaciones del reclutamiento y selectividades fijas (y sin ajuste a las composiciones).

Los diagnósticos no cambiaron en gran medida para el caso final de referencia de Stock Synthesis, ya que los ajustes a los índices de CPUE fueron aceptables con una raíz de error cuadrático medio (RMSE) total en todas las flotas estimado en el 25,9 % (**Figura 16**). Cinco de los 13 índices de CPUE superaron la prueba de ensayos (**Tabla 8, Figura 17**). Los resultados de la validación cruzada de la simulación retrospectiva también sugirieron que muchos valores de MASE no predecían los índices tan bien como un desarrollo aleatorio (**Tabla 8, Figura 18**). Los ajustes a las composiciones por tallas fueron aceptables, ya que la RMSE total para las tallas medias observadas y esperadas alcanzaron el 5,4 % (**Figura 16**). Los patrones retrospectivos fueron insignificantes, con un valor rho de Mohn de -0,02 para la biomasa reproductora y 0,04 para F/F_{RMS} (**Figura 19**).

El Grupo discutió los beneficios de utilizar el modelo Stock Synthesis para estimar los descartes de ejemplares muertos de todas las flotas. Se acordó que es importante captar la magnitud de las extracciones totales siempre que sea posible, por lo que estimar los descartes de ejemplares muertos de las flotas para las que no se dispone de estos datos es un enfoque aceptable. Sin embargo, el Grupo planteó la inquietud acerca de sustituir los descartes de ejemplares muertos comunicados por los descartes de ejemplares muertos estimados por el modelo Stock Synthesis, dado que existen importantes diferencias entre algunos de los descartes comunicados y los estimados. Se esbozaron enfoques para reducir potencialmente dichas discrepancias. Se insta encarecidamente a los científicos de las CPC a comparar los descartes de ejemplares muertos estimados por Stock Synthesis con los datos disponibles de las pesquerías, con de verificar exhaustivamente los descartes de ejemplares muertos estimados por Stock Synthesis. El Grupo acordó seguir explorando las diferentes configuraciones del modelo para mejorar la estimación de los descartes de ejemplares muertos y ajustarse mejor a los descartes observados.

Basándose en los diagnósticos del modelo más importantes (descritos más arriba), el Grupo aceptó el caso de referencia de Stock Synthesis para las proyecciones. En la reunión de septiembre de 2022 del Grupo de especies se presentará un conjunto ampliado de diagnósticos para el caso de referencia adoptado.

5.2.2 Diagnósticos del modelo JABBA

Todos los ensayos del modelo se evaluaron con un conjunto común de diagnósticos y, a continuación, se evaluó su plausibilidad biológica en relación con los modelos de evaluación previamente aceptados. Los diagnósticos siguieron a Carvalho *et al.* (2021) e incluyeron el examen de los patrones dentro y entre los residuos de la CPUE a través de diagramas de residuos y de pruebas de ensayos. La bondad del ajuste se estimó utilizando una raíz de error cuadrático medio (RMSE). La convergencia del modelo se evaluó con diagramas Markov Chain Monte Carlo (MCMC). En todos los escenarios descritos en la sección 5.1, los trazados de MCMC indicaron la convergencia del modelo (**Figura 20**). Se evaluaron los diagramas de distribuciones previas y posteriores y las ratios de la mediana para todos los escenarios del modelo. Debido al gran número de escenarios, solo un subconjunto de modelos realizó más pruebas de diagnóstico con la validación cruzada y el análisis *jackknife* de la CPUE mediante MASE y análisis retrospectivo (escenarios 3, 8 del modelo y el caso de referencia).

El ensayo de continuidad que utilizó todos los índices individuales disponibles en 2017 frente a los mismos índices de 2022 actualizados mostró grandes discrepancias en cuanto al estado del stock. Esta discrepancia parece estar relacionada con un cambio que se produjo en uno o varios índices, en lugar de con un conflicto entre los índices que existían en los modelos de 2017 y de 2022. La continuidad de los modelos que utilizan el índice combinado con la evaluación de 2017 fue más fuerte, mostrando una escala y tendencias similares en la biomasa y mortalidad por pesca relativas. Se recomienda seguir trabajando para entender si las diferencias entre las versiones de 2017 y de 2022 de los índices son responsables de las diferencias en el estado del stock.

Los modelos utilizaron una de las cuatro entradas de datos de la CPUE: los nueve índices de datos de las CPC, los índices del grupo 1 o del grupo 2, o solo el índice combinado. Los modelos que utilizaron los nueve índices presentaron ajustes similares a los datos en todos los ensayos de JABBA. La raíz del error cuadrático medio global fue de ~28 % en todos los casos, lo que se considera en el rango alto de una RMSE "superada" (siendo 30 % el límite de RMSE "superada"). El índice con la serie histórica más larga es el índice del palangre canadiense. Al principio de esta serie temporal de CPUE hay un gran residuo positivo asociado al índice canadiense, seguido de siete años sucesivos de residuos negativos, lo que indica un posible mal ajuste a un descenso en la biomasa al principio de la historia de la pesquería. Otros patrones residuales en las series temporales parecían estar asociados a posibles patrones de autocorrelación temporal en los índices del palangre de España, Estados Unidos y Taipeí Chino. Estos tres índices, junto con los índices del palangre canadiense y del palangre japonés tardío, a menudo no pasaron las pruebas de ensayos. Esto sugiere conflictos de datos causados por tendencias opuestas en comparación con otras series temporales de CPUE, así como la presencia de datos atípicos. El análisis de *jackknife* de la CPUE mostró una generalización en la escala de las tendencias B/B_{RMS} y F/F_{RMS} . La CPUE con mayor impacto cuando se eliminó del modelo fue el índice de palangre canadiense, que dio lugar a una biomasa mucho más baja a partir de 1985, pero la tendencia general coincidió en gran medida con otros ensayos de *jackknife*. De forma similar, la eliminación del índice canadiense da lugar a una mortalidad por pesca mucho mayor a partir de 1985. Esto se debe probablemente a que el índice de palangre canadiense es el más antiguo (1963-2020), por lo que el modelo se basa en gran medida en este índice para describir el descenso inicial debido a la pesca. El análisis retrospectivo no indicó patrones evidentes y los valores de rho de Mohn en todos los escenarios fueron muy cercanos a cero.

En el caso de los escenarios del modelo que utilizan distribuciones previas de inclinación (S3-5), las desviaciones del error del proceso fueron superiores a cero en los últimos cinco años de la serie temporal de evaluación (es decir, de 2015 en adelante). Los escenarios del índice combinado, por otra parte, mostraron que el error de procesos se volvió negativo en torno a 2005 antes de aumentar a cero en 2018. Las desviaciones del error de proceso se mantienen cercanas a cero en el año de evaluación final. Este patrón correspondió a una tendencia negativa en el índice combinado de 2005 a 2015, seguida de una tendencia creciente constante hasta el último año de evaluación.

Para explorar más a fondo los conflictos de la CPUE, se identificaron dos agrupaciones de índices positivamente correlacionados, descritos en la sección 5.1. El modelo JABBA se ajustó a cada grupo de índices suponiendo que representaban estados de naturaleza alternativos del stock de pez espada del norte. Los índices del Grupo 1 (Canadá, Portugal, UE-España, Estados Unidos) dieron lugar a ratios de B_{RMS} inverosímilmente elevadas y a ratios de F/F_{RMS} inverosímilmente bajas a lo largo de toda la serie temporal del modelo (por ejemplo, B/B_{RMS} nunca descendió por debajo de 1,5). La RMSE para este ensayo fue del 21 %, sin embargo, dos de los cuatro índices no pasaron la prueba de ensayo mostrando patrones de autocorrelación temporal. Los índices del Grupo 2 (Japón 1 y 2, Taipeí Chino 1 y 2, y Marruecos) dieron lugar a una RMSE más elevada (28 %), pero todos los índices superaron las pruebas de ensayo. Las series temporales de F/F_{RMS} y de B/B_{RMS} coinciden aproximadamente con el patrón y la escala de las anteriores evaluaciones de pez espada, sin embargo, los límites de incertidumbre en torno a las estimaciones eran muy grandes.

Los escenarios del modelo 2, 8 y el caso de referencia utilizaron el índice combinado. En todos los casos, el índice no superó la prueba de los ensayos (**Figura 21**). Sin embargo, la RMSE fue del 18 % o menos (**Figura 22**). En los casos en los que se utilizó la CPUE combinada, la escala y la tendencia de B/B_{RMS} y F/F_{RMS} parecían más plausibles dados los resultados de modelos anteriores aceptados y en relación con los índices que utilizaban los nueve índices de CPC (que tendían a mostrar niveles poco plausibles de biomasa a lo largo de la serie temporal).

El Grupo debatió las diferencias en los resultados del modelo entre las agrupaciones de entrada de datos de CPUE. La inclusión de los nuevos índices de CPUE de CPC o el uso de los índices del Grupo 1 dieron lugar a estimaciones del modelo que el Grupo consideró poco plausibles. El uso del índice combinado o de los índices del Grupo 2 dio lugar a estimaciones de biomasa y mortalidad por pesca más coherentes con los modelos de evaluación previamente aceptados. El Grupo debatió las similitudes y diferencias de las flotas incluidas en las agrupaciones de CPUE, por ejemplo, la ubicación de la pesca (costera frente a alta mar) y la pesca dirigida (pesca dirigida al pez espada frente a pesca de pez espada como captura fortuita). A pesar de identificar varias similitudes y diferencias, el Grupo no pudo atribuir un conjunto de características comunes a cada agrupación de CPUE. Se requieren análisis adicionales para entender por qué algunas CPUE covariaron mientras otras no lo hicieron. Sobre la base de los diagnósticos y los resultados, todos los modelos que utilizan índices individuales se consideraron inadecuados para el asesoramiento en materia de ordenación. El escenario del modelo 2 se seleccionó basándose en las pruebas de diagnóstico (**Figuras 23, 24 y 25**) y en la plausibilidad biológica.

5.2.3 Diagnósticos del modelo ASPIC

Se realizó una presentación sobre los resultados preliminares del caso de continuidad para el ajuste del pez espada del norte con el modelo ASPIC (SCRS/2022/119). Los ensayos de continuidad incluyeron dos escenarios; a) continuidad 1 (Cont1) en el que sólo se actualizó la serie de capturas (1950 -2020) y se utilizó el índice de biomasa combinado de 2017 y b) caso de continuidad (Cont) en el que se actualizó la serie de capturas y se incluyó el índice de biomasa combinado de 2022. Estos ensayos se evaluaron debido a los cambios en los protocolos para la entrada de datos en la estimación del índice de biomasa combinado de 2022, en comparación con las versiones anteriores (2017, 2013, 2009) de este índice.

Si se añaden al modelo solo las capturas de 2016 a 2020 (y se mantiene sin cambios el índice utilizado en 2017), se obtienen tendencias y estimaciones de referencia muy similares a las del ensayo de 2017 (**Tabla 9, Figura 26**). Sin embargo, al sustituir el índice de biomasa combinado por la versión de 2022, las tendencias de la biomasa absoluta y la mortalidad por pesca variaron, al igual que las estimaciones de referencia (**Tabla 9, Figura 27**). Ambos ensayos convergieron en una solución, y se completaron los ensayos sometidos a bootstrap (1.000) sin indicación alguna de que se hubieran alcanzado los límites. Otros diagnósticos indicaron un buen contraste (Ludwig y Hilborn 1985, Magnisson y Hilborn 2007) en la información del índice (0,49, Prager *et al.* 2016, **Figura 28**). Los ensayos retrospectivos de eliminación de hasta 5 años de datos (**Figura 29**) muestran algunos patrones con valores estimados de Rho de Mohn de 0,02 para F/F_{RMS} y -0,007 para B/B_{RMS}.

EL ensayo de ASPIC con los nueve índices de abundancia indicó una correlación negativa entre varios índices y aunque convergió en una solución, el diagnóstico del ensayo (Prager 2016) indicó un bajo contraste en la biomasa predicha y los índices (0,35, Prager 2016), así como un bajo índice de proximidad estimado (0,15). Los ensayos sometidos a bootstrap para este modelo fueron fallidos, ya que varios ensayos alcanzaron los parámetros límite en varias ocasiones. El ajuste del modelo ASPIC a cada uno de los grupos de índices mostró una cierta mejora en los ajustes, aunque seguía informando de una correlación negativa entre los índices.

Con los índices del grupo 1, los diagnósticos del escenario ajuste de ASPIC indican un índice de contraste estimado bajo (0,32) y un índice de proximidad estimado bajo (0,23). La **Figura 30** muestra los ajustes de los índices y las tendencias previstas de la biomasa y la mortalidad por pesca. Se completaron los ensayos de bootstrap y 5 de 1000 alcanzaron el límite de F_{RMS}. Los ensayos retrospectivos no indicaron ningún patrón particular para las tendencias de la biomasa o la mortalidad por pesca relativas, con valores estimados de Rho de Mohn de 0,001 y -0,004, respectivamente (**Figura 31**).

El ajuste de ASPIC a los índices del grupo 2 muestra problemas sistemáticos para encontrar una solución estable. Un examen más detallado de los índices, concretamente un análisis de la diferencia de un año (**Figura 32**), mostró que las dos observaciones iniciales del índice de palangre de Taipei Chino implican una gran variación de aproximadamente tres veces la biomasa relativa del stock en un solo año que el SPM no puede ajustar con el resto de los datos de entrada. Se decidió entonces excluir estas dos observaciones (1977 y 1978) del índice de palangre de Taipei Chino y volver a ejecutar el modelo ASPIC (ensayo del Grupo 2A). Este modelo Grp2A convergió en una solución estable y los diagnósticos indicaron un buen índice de contraste (0,52), y un alto índice de proximidad estimado (1,0, Prager *et al.* 2016). La **Figura 33** muestra los ajustes del índice y las tendencias de biomasa y mortalidad por pesca previstas. Se completaron los ensayos de bootstrap y un ensayo alcanzó el valor límite de F_{RMS}. Sin embargo, los ensayos retrospectivos no indicaron ningún patrón particular para las tendencias de la biomasa o la mortalidad por pesca relativas, con valores estimados de Rho de Mohn de 0,64 y -0,391, respectivamente, en particular al eliminar los tres últimos años de datos (**Figura 34**).

Para los ensayos de ASPIC con índices de abundancia individuales se realizó una prueba de diagnóstico *jackknife* eliminando un índice de abundancia cada vez y volviendo a ajustar el modelo con las mismas especificaciones. Los resultados de esta prueba para los índices del grupo 1 y del grupo 2A se presentan en la **Tabla 10** y en la **Figura 35**.

Los ensayos adicionales realizados durante la reunión con ASPIC incluyeron la estimación del parámetro B1/K de la biomasa de merma inicial con el índice combinado de 2022. Los resultados de este ensayo indicaron una solución estable y con un índice de contraste estimado de 0,58 y un índice de proximidad estimado de 1,0. La **Figura 36** muestra los ajustes del índice y las tendencias de biomasa y mortalidad por pesca previstas. Se completaron los ensayos bootstrap, pero varios ensayos (375 de 1000) alcanzaron el límite del parámetro B1/K. Los ensayos retrospectivos indicaron un patrón para la tendencia de la mortalidad por pesca relativa, en particular con valores estimados de Rho de Mohn de 0,028, y de -0,004 para la biomasa relativa (**Figura 37**). El cambio al método de ajuste de la estimación MLE en ASPIC para el modelo con el índice de biomasa de 2022 y la fijación de B1/K en

0,85 convergió a una solución estable y los diagnósticos indicaron un buen índice de contraste (0,50) y un alto índice de proximidad estimado (1,0). La **Figura 38** muestra los ajustes del índice y las tendencias de biomasa y mortalidad por pesca relativas previstas. Se completaron los ensayos con bootstrap sin que ninguno de ellos alcanzara los parámetros límite o no convergiera en una solución. Los ensayos retrospectivos indicaron un patrón, en particular para la mortalidad por pesca relativa ($\text{Rho de Mohn} = -0,015$), pero un patrón menor para las tendencias de la biomasa relativa (0,014) (**Figura 39**).

5.2.4 Diagnósticos del modelo SPiCT

Una de las ventajas del paquete SPiCT es que dentro del software hay una serie completa de diagnósticos de ajuste del modelo para cada ensayo, lo que facilita la evaluación rápida de los resultados del modelo. El ajuste del modelo y los resultados se evaluaron siguiendo las directrices de los desarrolladores del software SPiCT (Pedersen *et al.*, 2021), y en consonancia con los diagnósticos recomendados por el Grupo en la reunión de preparación de datos (Anón., 2022a). En resumen, a) convergencia del ensayo del modelo (por ejemplo, `fitoptconvergence` es igual a 0), b) todos los parámetros de la varianza del modelo se estiman y son finitos (`all(is.finite(fit$sd)) = TRUE`), c) no hay violación de los supuestos del modelo basados en la predicción de residuos de un paso adelante (sesgo, autocorrelación, normalidad) y valores de p no significativos ($>0,05$), d) patrones coherentes en el análisis retrospectivo con el cálculo del estimador de rho de Mohn, e) curva de producción excedente realista, con un valor estimado entre 0,1 y 0,9 (`calc.bmsyk(fit)`), e) parámetros de varianza relativos realistas (`logsdB`, `logsdC`, `logsdI`, `logsdF`) con intervalos creíbles para B/B_{RMS} y F/F_{RMS} que no deben abarcar más de 1 orden de magnitud (`calc.om(fit)`), y f) comprobación de que los valores iniciales no influyen en las estimaciones de los parámetros (`fit$check.ini$resmat`), "prueba de fluctuación". Para cada caso se elaboraron gráficos de residuos, diagnósticos de residuos de un paso adelante (OSA), tendencias de la biomasa y de la mortalidad por pesca y curvas de producción.

5.3 Resultados del estado del stock

5.3.1 Stock Shynthesis

Las estimaciones de máxima verosimilitud de la SSB_{RMS} y F_{RMS} a partir del caso base del modelo SS3 fueron de 23.666 t y 0,16, respectivamente. La biomasa virgen total estimada fue de 265.751 t y la SSB virgen estimada fue de 120.466 t, lo que dio como resultado una B_{RMS}/B_0 de ~0,20. El RMS, que incluye todas las extracciones (captura + descarte) se estimó en 12.838 t. Las series temporales de las estimaciones de máxima verosimilitud de B/B_{RMS} indican que al principio de la serie temporal $B/B_{\text{RMS}} = 5,01$ disminuyó hasta un mínimo de 0,76 en el año 2000, y posteriormente aumentó hasta una estimación del año final de 1,11 (**Figura 40**). Del mismo modo, las series temporales de estimaciones de máxima verosimilitud de F/F_{RMS} indican que aumentó hasta un valor máximo de 1,47 en 1995 y que posteriormente disminuyó hasta terminar la serie temporal en 0,78 (**Figura 40**).

5.3.2 JABBA

De los ocho escenarios del modelo JABBA preparados para el norte, el Grupo seleccionó el escenario 2 del modelo (**Tabla 5**) con ligeros cambios señalados en la sección 5.1.3. Los resultados sugieren que el caso de referencia del modelo es estable y proporciona ajustes razonablemente robustos a los datos según los resultados de diagnóstico del modelo presentados. Los resúmenes de los cuantiles de la distribución posterior para los parámetros y las cantidades de ordenación de interés se presentan en la **Tabla 11**. La estimación del RMS es de 12.799 t (10.864 – 15.289) y la mediana de la distribución posterior marginal para B_{RMS} fue de 92.173 t (58.624 – 152.156 t). La estimación de la mediana de F_{RMS} es de 0,39 (0,08 – 0,227). Existe una diferencia en la productividad estimada por el BSP2 de la evaluación de 2017 (RMS = 14.400 t) y la actual, ya que la primera produjo una estimación de stock ligeramente más productivo. El Grupo observó que los niveles de capturas se situaron entre 4.000 y 5.000 t por debajo del RMS desde la evaluación de stock de 2017 (Anón., 2017). Se observó que la entrada del índice para este modelo, el índice combinado, en 2022 utilizó un nivel diferente de resolución de los datos de entrada que la versión de 2017, que utilizó en gran medida los datos de captura y esfuerzo a nivel de operación de pesca. No está claro si la inclusión de este nuevo índice ha dado lugar a una estimación de productividad global más baja. Sin embargo, se observó el mismo patrón y escala en la biomasa, así como en la productividad, en el escenario del modelo que utiliza los índices del Grupo 2 (RMS de 12,8 kt frente a 12,6 kt, respectivamente).

La trayectoria estimada de B/B_{RMS} (**Figura 41**) disminuye gradualmente a partir de la década de 1950, cayendo por debajo de B_{RMS} en 1994 antes de aumentar de nuevo hasta el nivel de B_{RMS} en 2004. La biomasa disminuye entonces hasta aproximadamente 0,8 B_{RMS} en 2014, aumentando de nuevo a partir de 2016 hasta la actual estimación de $B/B_{\text{RMS}} = 0,91$. La trayectoria de F/F_{RMS} aumenta constantemente hasta alcanzar picos a finales de

la década de 1980, y a mediados de la década de 1990, y un pico más pequeño en 2012, en cada uno de estos casos superando F_{RMS} . Desde el pico de F/F_{RMS} en la década de 2010, F ha disminuido y ahora está aproximadamente en $F/F_{RMS}, 0,9$ (0,6 – 1,31). El diagrama de fase de producción excedente de JABBA (**Figura 42**) mostraba un patrón típico en sentido contrario a las agujas del reloj en la producción excedente. Las capturas superaron el RMS durante varios años (de mediados de la década de 1980 a 2000 y de nuevo a principios de la década de 2010), mientras que la biomasa se ha mantenido en el nivel de B_{RMS} o por debajo de él desde 1994.

5.3.3 ASPIC

Los resultados de los ensayos de continuidad indicaron coherencia con la evaluación de 2017 (Anón., 2017), mostrando tendencias similares en la biomasa y la mortalidad por pesca; sin embargo, con el índice de biomasa combinado actualizado, el estado final y las estimaciones de los puntos de referencia difieren. El ensayo de continuidad con el índice combinado de 2022 dio como resultado un stock menos productivo, con una tendencia general de la biomasa más baja (**Figura 27**). Esto se debe al propio índice y no a las series de capturas actualizadas para el periodo 2016-2020. Se observó que el índice combinado en 2022 utilizó un nivel diferente de resolución de los datos de entrada, 2017 y las versiones anteriores del índice combinado utilizaron la observación de la captura y el esfuerzo por operaciones de pesca para la mayoría de las flotas, mientras que en 2020, debido a cuestiones de confidencialidad, los datos se recogieron principalmente de la base de datos de Captura y Esfuerzo de Tarea2-CE de ICCAT, complementada con datos nacionales proporcionados de algunas CPC. Este nivel de resolución de los datos impidió la inclusión de cierta información, especialmente sobre el tipo de arte de pesca y sus cambios dentro de las flotas a lo largo de los años. La **Tabla 9** muestra una comparación de los parámetros estimados del caso base de la evaluación de stock de 2017 y de los ensayos de continuidad de ASPIC de 2022.

Todos los ensayos de ASPIC con los índices individuales de biomasa, ya sean todos juntos o los índices asociados de los grupos 1 y 2, apuntan a un stock con una productividad mucho mayor (**Tabla 12**). En el caso de los ensayos del grupo 1, la tendencia del stock mostró que nunca se ha explotado por debajo de la B_{RMS} estimada, o que la mortalidad por pesca ha superado la F_{RMS} estimada (**Figura 30**). En el caso de los ensayos del grupo 2, fue necesario excluir algunas observaciones del índice de palangre de Taipeí Chino en 1977/78 para alcanzar una solución estable y, en este caso, las tendencias de la mortalidad por pesca y la biomasa fueron más comparables con las de la evaluación de stock de 2017 (Anón., 2017), ya que el stock comenzó a estar sobreexplotado después de 1986, y la biomasa se situó por debajo del RMS desde entonces (**Figura 33**). Sin embargo, este ensayo mostró un fuerte patrón retrospectivo, y la tendencia relativa cambió drásticamente tras eliminar los tres últimos años de datos (**Figura 34**). Estos resultados, en general, se consideraron poco coherentes con las anteriores evaluaciones de stock y con la percepción general de la productividad de stock de pez espada del norte.

Los ensayos de ASPIC con la estimación del parámetro de biomasa de merma inicial $B1/K$ y el índice combinado de 2022 mostraron una tendencia de biomasa y mortalidad por pesca más comparable con la evaluación de stock de 2017 (**Figura 36**). Esta ensayo indicó que el stock experimentó un aumento de la explotación (por ejemplo, de la mortalidad por pesca) desde los años sesenta hasta principios de los ochenta, coincidiendo con un aumento de las capturas en los años sesenta, una relativa ralentización durante los años setenta, coincidiendo con la prohibición de algunas pesquerías asociada a la bioacumulación de mercurio del pez espada, seguida de un aumento de las capturas y de la mortalidad hasta los años ochenta, cuando la mortalidad por pesca superó el punto de referencia estimado de F_{RMS} en 1986. Como las tasas de pesca siguen siendo superiores a F_{RMS} , la biomasa del stock siguió disminuyendo y en 1996 la biomasa cayó por debajo del nivel de B_{RMS} . Desde que las capturas máximas en 1986 se acercaron a las 20.000 t, las capturas disminuyeron con cierta estabilización en torno a las 15.000 t en el periodo 1991-1996, pero siguieron situándose por encima del nivel RMS, lo que mantuvo al stock en estado de sobrepescado con una mortalidad por pesca también superior al nivel de referencia de F_{RMS} . Solo a partir de 2014, cuando las capturas descendieron hasta unas 10.000 t, la mortalidad por pesca muestra una tendencia a la baja, aunque sigue situándose por encima del nivel de RMS y, en consecuencia, la biomasa del stock del pez espada del norte sigue situándose por debajo del nivel de B_{RMS} . Para 2020, el año final de la evaluación actual, se estimó que el stock se situaba en un nivel de 0,86 B/B_{RMS} (0,75 – 1,01 80 % CI) con una mortalidad por pesca relativa de 1,11 F/F_{RMS} (0,91 – 1,34 80 % CI) (**Tabla 13**).

La integración en el ajuste de ASPIC de la varianza asociada al índice combinado de 2022 mediante la estimación MLE (**Figura 38**) también muestra una tendencia comparable de la biomasa y la mortalidad por pesca con la evaluación de stock de 2017 (Anón., 2017). En general, este ensayo muestra la tendencia decreciente de la biomasa desde la década de 1960, alcanzando el estado de sobrepesca en 1986 y de sobrepescado desde 1994. El stock muestra una tendencia decreciente de la mortalidad por pesca desde 2014, con F/F_{RMS} justo por debajo de 1 en 2018, cuando las capturas caen por debajo de 10.000 t. Para 2020, el estado del stock era de 0,86 B/B_{RMS} (0,77 – 0,94 80 % CI) y 1,05 F/F_{RMS} (0,93 – 1,20 80 % CI) (**Tabla 13**). En comparación con el ensayo con esa estimación

de B1/K, ambos modelos muestran un estado similar del stock y trayectorias similares para la biomasa y la mortalidad por pesca relativas; sin embargo, el ensayo MLE de ASPIC indica un stock más productivo en comparación con el ensayo Cont B1/K de ASPIC, con estimaciones de r de 0,140 y 0,187, respectivamente.

5.3.4 SPiCT

Dado que los ensayos de SPiCT no tenían como objetivo la formulación de asesoramiento en materia de ordenación, sino la comparación y evaluación de diagnósticos de los ensayos ASPIC, no se incluyen en este informe los resultados de SPiCT. Los resultados de los ensayos preliminares con SPiCT se presentan en el documento SCRS/2022/119.

5.4 Proyecciones

5.4.1 JABBA

Se realizaron proyecciones estocásticas para el caso base del modelo JABBA con 22 escenarios de capturas constantes (0; 9.000 – 16.000 t) y las medianas anuales de B/Brms y F/Frms se presentan en las **Figuras 43 y 44**. Las capturas iniciales para 2021-2022 se fijaron en 10.476 t, que es la captura del último año (2020) disponible en los datos de capturas, y las proyecciones se realizaron hasta 2033. Las proyecciones muestran las distribuciones posteriores de todos los parámetros, incluidos los parámetros principales (r y K), los parámetros de error de observación y los errores del proceso para propagar la incertidumbre de estas cantidades al estado futuro de stock. Las matrices de estrategia de Kobe 2 (**Tabla 14**) muestran la probabilidad de que no haya sobrepesca ($F \leq F_{RMS}$), de que el stock no esté sobreexplicado ($B \geq B_{RMS}$) y la probabilidad conjunta de estar en el cuadrante verde del diagrama de Kobe (es decir, $F \leq F_{RMS}$ y $B \geq B_{RMS}$). El RMS de equilibrio se estima en 12.800 t, sin embargo, teniendo en cuenta el error del proceso, solo se espera que las capturas de hasta 12.600 t permitan a la población superar y mantenerse por encima de B_{RMS} durante todo el periodo de proyección con una probabilidad mayor o igual al 50 %. Unas futuras capturas constantes de 13.200 t (el TAC actual) supondrán un 46 % de posibilidades de que $B/B_{RMS} > 1$ en 2033. Si las capturas se mantuvieran en niveles similares a los actuales (10.476 t), habría un 60 % de posibilidades de que el stock se sitúe en el cuadrante verde desde ahora hasta 2028.

5.4.2 Stock Synthesis

No fue posible completar las proyecciones de Stock Synthesis durante la reunión. Se completarán y presentarán en la reunión del Grupo de especies de septiembre de 2022.

5.5 Síntesis de los resultados de la evaluación de stock

El Grupo debatió los méritos de las plataformas de modelación utilizadas para proporcionar estimaciones del estado del stock de pez espada del norte y consideró tanto el número de modelos que se utilizarían para proporcionar asesoramiento como su ponderación relativa en las proyecciones utilizadas para generar las matrices de Kobe.

Las principales plataformas consideradas fueron Stock Synthesis, ASPIC y JABBA. La principal diferencia en la parametrización y los datos utilizados por estas plataformas se muestran en la **Tabla 15** y las tendencias resultantes en F/Frms y B/Brms considerando una serie de escenarios de captura se representan en la **Figura 45**.

Las trayectorias de B/Brms en SS3 y JABBA son muy divergentes en escala para los primeros 40 años de la serie temporal debido a diferencias estructurales. A partir de 1995, la escala y la tendencia son muy similares, con pequeñas divergencias a partir de 2010. En el año terminal, el SS3 estima que la biomasa supera ligeramente el Brms, mientras que JABBA estima que el stock está ligeramente por debajo de Brms. Las trayectorias de F/Frms entre las plataformas de modelación son muy similares en tendencia y escala; aunque SS3 estima una F/Frms ligeramente inferior a lo largo de la serie temporal. Ambos modelos estiman que F es inferior a Frms en el año terminal.

Se observó que Stock Synthesis probablemente subestima la incertidumbre general sobre el estado del stock, porque tiene una serie de valores de parámetros fijos que limitan los intervalos de incertidumbre posteriores, y que al menos uno de los modelos de producción excedente podría utilizarse para caracterizar la incertidumbre adicional. Dado que tanto ASPIC como JABBA ponderan más los resultados basados en el modelo de producción excedente si ambos se utilizan en el asesoramiento integrado, se sugirió inicialmente que se asignaría la misma ponderación a SS y al modelo de producción excedente en las proyecciones.

Observando que el asesoramiento de evaluación de 2017 (Anón., 2017) para el stock septentrional de pez espada se basó en los resultados integrados de un único modelo bayesiano de producción excedente y un modelo Stock Synthesis, el Grupo decidió que el asesoramiento de 2022 se basaría en los resultados igualmente ponderados e integrados de los modelos base JABBA y Stock Synthesis. Aunque ASPIC no se utilizaría en las proyecciones, sí se emplearía para describir el estado del stock.

Dado que no fue posible realizar las proyecciones mediante Stock Synthesis en la reunión, no fue posible generar una distribución conjunta de Kobe para el estado proyectado del stock. Este trabajo se completará en el periodo intersesiones y se presentará en las reuniones de los Grupos de especies de 2022.

6. Stock del Atlántico sur

6.1 Métodos y configuraciones del modelo

Durante la reunión, el Grupo examinó dos métodos de evaluación de stock, JABBA (SCRS/2022/117) y Stock Synthesis (SCRS/2022/116), para el pez espada del Atlántico sur.

6.1.1 JABBA

El software de evaluación de stock *Just Another Bayesian Biomass Assessment* (JABBA) se aplicó en la evaluación del pez espada del Atlántico sur de 2022 (Anón., 2022b). Se utilizó la versión más actualizada (v2.2.6) de JABBA. JABBA es un paquete R totalmente documentado y de código abierto (www.github.com/JABBAmodel) que se ha incluido formalmente en el catálogo de software de evaluación de stock de ICCAT (<https://github.com/ICCAT/software/wiki/2.8-JABBA>) y el asesoramiento de ordenación para la evaluación del pez espada de 2017 se derivó de los resultados del modelo JABBA (Anón., 2017).

Configuraciones del modelo

Para la biomasa de equilibrio sin pescar K , se utilizó la configuración por defecto del paquete R de JABBA en forma de distribución previa lognormal con un gran CV del 100 % y un valor central que corresponde a ocho veces las capturas totales máximas y es coherente con otros métodos como Catch-MSY (Martell y Froese, 2013) o SpiCt (Pederson y Berg, 2017). La merma inicial se introdujo como una distribución previa "beta" ($\varphi = B_{1950}/K$) con media = 0,95 y CV del 5 % (**Tabla 16**). Esta distribución se considera más adecuada que una lognormal para la merma inicial, dado que se entiende que hubo muy poca pesca antes del año inicial de 1950. Todos los parámetros de capturabilidad fueron modelados como distribuciones previas uniformes, mientras que las varianzas de la observación adicional fueron estimadas para el índice asumiendo distribuciones previas gamma inversas para permitir la ponderación de la varianza interna del modelo. En vez de esto, el error de proceso de log (B_0) en el año y fue estimado "libremente" por el modelo usando una distribución gamma inversa no informativa con ambos parámetros de escala fijados en 0,001. Los errores de observación para las estimaciones de CPUE se fijaron en 0,25 (**Tabla 16**).

Los escenarios iniciales (SCRS/2022/117) consideraron tres especificaciones alternativas del tipo de modelo Pella-Tomlinson basadas en diferentes conjuntos de distribuciones previas de r y valores de entrada fijos de B_{RMS}/K . Las distribuciones previas de entrada de r para el escenario (S1) son idénticas a las utilizadas en las dos evaluaciones anteriores (Winker *et al.*, 2017; McAllister, 2014). Las distribuciones previas de entrada de r para los escenarios S2 y S3 se derivaron objetivamente de simulaciones de modelos estructurados por edad (ver detalles en Winker *et al.* 2019 y Winker *et al.*, 2018b), basándose en dos modelos de crecimiento diferentes para el stock de pez espada del Atlántico sur proporcionados por García *et al.* (2016) y Quelle *et al.* (2014), respectivamente, así como en otros parámetros biológicos (**Tablas 17 y 18**).

Esto permitió que las parametrizaciones consideradas para el modelo Stock Synthesis se basaran en un rango de valores de inclinación de la relación stock-reclutamiento ($h = 0,6$, $h = 0,7$ y $h = 0,8$), admitiendo al mismo tiempo una incertidumbre razonable sobre la mortalidad natural M (CV del 30 % y valor medio del valor central de 0,2). Basándose en el análisis de sensibilidad de los ensayos iniciales de S2 y S3, incluyendo las tres distribuciones previas de los valores de entrada de r "específicos de la inclinación", el Grupo seleccionó una inclinación correspondiente de $h = 0,7$. Esto se traduce en una distribución previa lognormal de r asociada de $\log(r) \sim N(\log(0,155), 0,117)$ y un valor de entrada fijo de $B_{\text{RMS}}/K = 0,38$ para S2, y una prioridad lognormal r de $\log(r) \sim N(\log(0,138), 0,1)$ y un valor de entrada fijo de $B_{\text{RMS}}/K = 0,37$ para S3 (**Tabla 19**).

Los datos de entrada para los tres escenarios iniciales (S1-S3) incluían los datos de capturas (**Figura 46**) proporcionados por la Secretaría tras la reunión de preparación de datos de pez espada de 2022 (Anón., 2022a) con la estructura de flota acordada (véase la Sección 3), y los siguientes índices de abundancia (**Tabla 20** y **Figura 47**):

- Palangre de Brasil (1994-2020)
- Palangre de UE-España (1989-1999, 2000-2019)
- Palangre de Japón (1976-1993, 1994-2020)
- Palangre de Uruguay (2001-2012)
- Palangre de Taipei Chino (1968-1990, 1998-2020)
- Palangre de Sudáfrica (2004-2020)

Con la excepción del índice de palangre de UE-España, los índices de CPUE siguieron los proporcionados en la reunión de preparación de datos del pez espada del Atlántico de 2022 (Anón., 2022a). Los autores revisaron el tratamiento de este índice en la evaluación de stock de 2017 (Anón., 2017) que indicaba que la aplicación de un bloque temporal para el índice de palangre de UE-España en 1999/2000 para tener en cuenta la introducción del arte de palangre "de estilo americano" en la flota española había causado probablemente cambios en la capturabilidad del pez espada (García-Cortés *et al.*, 2010). Los autores del índice de palangre de UE-España señalaron que el proceso de estandarización de la CPUE incluía el arte de pesca como factor para tener en cuenta este cambio. Sin embargo, al Grupo le preocupa que los ajustes de los residuos indiquen que este cambio pueda no haber sido captado totalmente en la estandarización de la CPUE.

Se proporcionaron al Grupo los resultados de un estudio experimental (Mejuto *et al.* 2011) sobre las diferencias de capturabilidad entre el palangre de estilo americano y el arte tradicional. Se estima que el arte de pesca de tipo americano tiene 1,7 veces las tasas de captura estandarizadas. El Grupo comparó los coeficientes del modelo GLM de CPUE para el parámetro *arte de pesca* con el cambio estimado en la capturabilidad entre los dos tipos de arte para evaluar si el proceso de estandarización fue totalmente efectivo. Esta comparación sugiere que la inclusión del arte de pesca en la estandarización de la CPUE no explica completamente el cambio en la capturabilidad como resultado del cambio de arte de pesca. El coeficiente de capturabilidad (*q*) estimado dentro de JABBA para el arte "de estilo americano" fue aproximadamente 1,5 veces mayor que el del arte "tradicional", lo que indica mayores tasas de captura en el primero a pesar del proceso de estandarización de la CPUE. El Grupo acordó mantener la decisión tomada en la evaluación de stock de 2017 (Anón., 2017) de dividir el índice del palangre de UE-España en 1999/2000.

Los tres escenarios iniciales del modelo JABBA (S1-S3) se debatieron como posibles casos de referencia para la evaluación del pez espada del Atlántico sur de 2022 (Anón., 2022b). El escenario uno (S1) fue un ensayo de continuidad con las mismas distribuciones previas de *r* siguiendo el conocimiento experto utilizado en las evaluaciones de 2013 y 2017 (Anón., 2014 y Anón., 2017). El Grupo sugirió que las distribuciones previas de *r* se derivaran de forma más objetiva. Aunque se sugirió el criterio de información ampliamente aplicable (WAIC) del enfoque de ajuste del modelo para la selección del modelo entre S2 y S3, el Grupo consideró que el escenario basado en el modelo de crecimiento específico por sexo (S2) de García *et al.* (2016) era más apropiado dado el dimorfismo sexual observado en el crecimiento del pez espada. El Grupo acordó que el caso de referencia incluía una distribución previa lognormal de *r* de $\log(r) \sim N(\log(0,138), 0,1)$ y un valor de entrada fijo de $B_{RMS}/K = 0,37$, con una inclinación *h* = 0,7.

El Grupo debatió las tendencias recientes de las series estandarizadas de CPUE, y reconoció los conflictos entre ellas y el aumento de las incertidumbres del índice del palangre de Japón desde 2012 (más de 0,3 de CV, **Tabla 20**). Se propuso un ensayo adicional ponderando todos los índices con su coeficiente de varianza para tener en cuenta las incertidumbres recientes. Como los índices de CPUE se derivan de varios modelos, sus CV no suelen ser comparables. Por lo tanto, la ponderación se realizó normalizando todas las series temporales de CPUE a una media de 0,25, permitiendo así que el modelo identificara los años con alta variabilidad y manteniendo la comparabilidad entre los índices. Sin embargo, la influencia en los resultados fue escasa (**Figura 48**); el Grupo estuvo de acuerdo con el supuesto original de utilizar una SD fija de 0,25.

El Grupo mantuvo un largo debate sobre el índice de palangre de Japón y solicitó que los autores del índice proporcionasen las series de capturas nominales y esfuerzo en el Atlántico norte y sur y revisasen el tratamiento del índice en la evaluación de stock de 2017 (Anón., 2017). El Grupo confirmó que tanto las capturas como el esfuerzo han disminuido constantemente desde mediados de la década de 2000 (**Figura 49**). Los autores observaron que la zona de operaciones de la flota japonesa en el Atlántico sur se ha ido reduciendo desde principios

de la década de 2000 (también se estaba reduciendo en el Atlántico norte). Se debatió si la reducción de la zona operativa influiría en el proceso de estandarización de la CPUE para una especie de captura fortuita, y se señaló que la estandarización se realizaba mediante un modelo geoestadístico y, por lo tanto, podría tener implicaciones predictivas dada la reducción de la zona. Durante la elaboración de los gráficos, se pusieron de manifiesto errores en los datos de capturas y esfuerzo para 2020. El Grupo acordó, tanto para los stocks del norte como del sur, eliminar la estimación de la CPUE anual de 2020.

Se informó al Grupo de que la evaluación de stock de 2017 (Anón., 2017) incluía un tercer bloque temporal dividido en 2005/2006 para el índice de CPUE de Japón con el fin de tener en cuenta los cambios en los métodos de pesca que podrían no ser capturados adecuadamente en el proceso de estandarización, y este tratamiento mejoró el ajuste del modelo. Kai y Yokawa (2014) señalaron que algunos cambios en las operaciones de pesca podrían haber ocurrido durante el mismo período, como la prohibición de la retención que dio lugar a un aumento de los descartes (2000-2005) y un cambio hacia configuraciones de artes menos profundas en las zonas de alta latitud del Atlántico sur a partir de mediados de la década de 2000. El Grupo, por tanto, decidió mantener la coherencia con la evaluación de 2017 y dividir la serie japonesa en 2005/2006.

Las configuraciones finales del caso de referencia del modelo JABBA son:

- la distribución previa de entrada de r fue derivada objetivamente por García *et al.* (2016): una distribución previa lognormal de r de $\log(r) \sim N(\log(0,138), 0,1)$
- un valor de entrada fijo de $B_{RMS}/K = 0,37$; con una inclinación $h = 0,7$
- CPUE
 - Palangre de Brasil (1994-2020)
 - Palangre de UE-España (1989-1999, 2000-2019)
 - Palangre de Japón (1976-1993, 1994-2005, 2006-2019)
 - Palangre de Uruguay (2001-2012)
 - Palangre de Taipeí Chino (1968-1990, 1998-2020)
 - Palangre de Sudáfrica (2004-2020)

6.1.2 Stock Synthesis

El modelo **Stock Synthesis (V3.30.18)** se aplicó al pez espada del Atlántico sur como el primer modelo integrado estructurado por edad para este stock (SCRS/2022/116). El modelo se parametrizó como un modelo de stock de una zona y específico de sexos con un dominio temporal de 1950-2020. Las capturas anuales, según la estructura de la flota acordada (**Tabla 20**), fueron facilitadas por la Secretaría y en el modelo se utilizaron las siguientes series de CPUE estandarizadas procedentes de la reunión de preparación de datos (Anón., 2022a).

- Palangre de Brasil (1994-2020)
- Palangre de UE-España (1989-2019)
- Palangre de Japón (periodo temprano 1976-1993, periodo tardío 1994-2020)
- Palangre histórico de Uruguay (1982-2012)
- Palangre de Taipeí Chino (periodo temprano 1968-1990, periodo tardío 1998-2020)
- Palangre de Sudáfrica (2004-2020)

Los datos de composición por tallas fueron recopilados por la Secretaría y cubrieron la mayoría de las flotas que operan en el Atlántico sur (**Figura 50**). Estos datos (talla de mandíbula inferior a la horquilla, LJFL) se modelaron asumiendo una distribución multinomial con intervalos de 5 cm de talla (rango de 20 a 435 cm). Los tamaños efectivos de las muestras fueron iguales al logaritmo natural del número de observaciones, para reducir el efecto de la seudoreplicación en el muestreo y disminuir la ponderación de los datos de talla en la verosimilitud global del modelo. Los principales parámetros del ciclo vital utilizados en la parametrización del modelo Stock Synthesis figuran en la **Tabla 21**.

Se asumió una relación estándar stock-reclutamiento de Beverton-Holt con una inclinación y sigmaR fijadas en 0,7 y 0,4, respectivamente. El reclutamiento en equilibrio (R_0) se estimó libremente, sin necesidad de distribución previa. Se supuso que las desviaciones de stock-reclutamiento ε seguían una distribución lognormal en la que las desviaciones del reclutamiento $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_R^2)$ ε_t se limitaron a mínimos y máximos de -5 y 5, respectivamente. Se asumió que las desviaciones del reclutamiento eran igual a cero hasta el inicio de los datos informativos sobre la estructura de tallas (es decir, las series continuas de composición por tallas de las flotas principales), por lo que las

desviaciones anuales solo se estimaron de 1991 a 2017. El ajuste de la corrección del sesgo en el reclutamiento se estableció utilizando la sugerencia de ajuste del paquete R *r4ss*. Se aplicó la verosimilitud Dirichlet-multinomial para ponderar los datos de composición por tallas y se añadió un parámetro de "varianza aditiva" a cada CPUE.

El Grupo preguntó qué índice de palangre uruguayo se había incluido en el modelo Stock Synthesis. Los autores señalaron que el modelo inicial utilizó el índice histórico en 1982-2012. El Grupo indicó que esto era diferente a lo discutido en la reunión de preparación de datos de pez espada del Atlántico de 2022 (Anón., 2022a) y, tras esta discusión, se sustituyó el índice uruguayo derivado del programa de observadores (2001-2012) y se volvió a ejecutar el modelo. A raíz de los debates sobre el uso del índice de palangre de UE-España en JABBA, se aplicó el mismo tratamiento para dividir el índice en 1999/2000 en los ensayos revisados. En los ensayos finales del modelo SS se utilizaron los siguientes índices:

- Palangre de Brasil (1994-2020)
- Palangre de UE-España (periodo temprano 1989-1999, periodo tardío 2000-2019)
- Palangre de Japón (periodo temprano 1976-1993, periodo tardío 1994-2020)
- Palangre de Uruguay (2001-2012)
- Palangre de Taipeí Chino (periodo temprano 1968-1990, periodo tardío 1998-2020)
- Palangre de Sudáfrica (2004-2020)

La selectividad se parametrizó como basada en la talla para todas las flotas, y el modelo estimó libremente los parámetros de selectividad. Para el caso base del modelo, se supuso que la selectividad tenía una forma asintótica para todas las flotas ("Sel_Asym_model"). El examen del ajuste indicó un mal ajuste de la composición de tallas para algunas flotas, por lo que los autores exploraron un modelo alternativo ("Sel_DN_model"), con los mismos parámetros que el "Sel_Asym_model", excepto que las formas de selectividad de las flotas de Brasil, UE-España (primer periodo), Japón (primer periodo) y Taipeí Chino (ambos periodos), se fijaron con forma de cúpula. Los diagnósticos de los modelos se evaluaron utilizando el método de diagrama de flujo de Carvalho *et al.* (2021), utilizando los paquetes R *ss3diags* y *r4ss* (Taylor *et al.*, 2021; Winker *et al.*, 2022).

Debido a las limitaciones de tiempo, no fue posible incluir un escenario con el tratamiento acordado del índice japonés, tal como se presentó en JABBA.

6.2 Diagnósticos del modelo

6.2.1 JABBA

En la reunión de preparación de los datos del pez espada del Atlántico de 2022 (Anón., 2022a), el Grupo decidió que los diagnósticos de evaluación del modelo deberían seguir los principios de Carvalho *et al.* (2021). Los diagramas de seguimiento del modelo indicaron una convergencia adecuada en todos los modelos, incluido el caso de referencia. El caso de referencia del modelo pareció ajustarse razonablemente bien a los datos de la CPUE, y la bondad de ajuste se estimó en RMSE = 19,1 % (**Figura 51**). Los patrones residuales del principio de la serie temporal se rigen por el índice CTP1, que es el principal índice "histórico". El conflicto inicial observado hacia el final de la serie temporal entre el índice japonés y los demás índices en S1-S3 se resolvió aparentemente mediante el uso del bloque temporal. Las pruebas de ensayos realizadas con los residuos logarítmicos indicaron que los residuos de la CPUE podrían no estar distribuidos aleatoriamente para cuatro de los diez índices: BRA, EU-SPN1, EU-SPN2 y CTP1 (**Figura 52**). Esto sugiere conflictos de datos causados por las tendencias opuestas en comparación con las otras series temporales de CPUE, así como la presencia de valores atípicos. El análisis de sensibilidad *jackknife* de los índices de CPUE mostró que la eliminación de cualquiera de los índices de Taipeí Chino dio como resultado el estado más optimista de stock, con una F/F_{RMS} inferior a uno en ambos casos. Esto se debe probablemente a que el índice CTP1 es el más antiguo (1968-1990), por lo que el modelo se basa en gran medida en este índice para describir el descenso inicial de la biomasa debido a la pesca. Por el contrario, la eliminación del índice brasileño dio lugar al estado más pesimista (**Figura 53**). Sin embargo, B/B_{RMS} se mantuvo por debajo de uno independientemente de la eliminación de cualquiera de los índices.

Las desviaciones estimadas del error del proceso muestran una tendencia negativa para el período 2015-2020 (**Figura 54**), que probablemente sea el resultado de una disminución general de los desembarques desde mediados de la década de los noventa, así como de las tendencias negativas de la CPUE observadas en los últimos años (BRA, CTP2 y ZAF). Así, el modelo interpreta que la productividad del stock ha estado por debajo de la media en los últimos años. Esto se ve agravado por la supresión de la estimación anual de JPN3 para el año 2020, como se ha comentado anteriormente, cuyos efectos se pueden ver en el análisis retrospectivo al comparar las desviaciones

del error de proceso entre 2019 y 2020. Se realizó un análisis retrospectivo para cinco años (**Figura 55**), que muestra desviaciones retrospectivas mínimas del modelo completo para B y B/B_{RMS} y el rho de Mohn asociado cayó dentro del rango aceptable de -0,15 y 0,20 (Hurtado-Ferro *et al.*, 2014; Carvalho *et al.*, 2017). Sin embargo, hay una notable diferencia en las desviaciones del error del proceso y la mortalidad por pesca entre el modelo completo y el modelo en el que se elimina el año 2020. Esto puede atribuirse a la supresión de la estimación anual de 2020 del índice japonés. La eliminación disminuye drásticamente la estimación de la desviación del error del proceso y aumenta la mortalidad por pesca. Sin embargo, esto se limita a 2020 y el análisis retrospectivo restante es coherente.

La ratio de la mediana de la distribución previa con respecto a la distribución posterior (PPMR) para r fue cercana a 1, lo que indica que la distribución posterior está muy influenciada por la distribución previa (**Figura 56**). Esto era de esperar, dado el bajo CV del 12 % que se estimó en el desarrollo de la distribución previa. Por el contrario, las pequeñas ratios de varianza de la distribución previa con respecto a la distribución posterior resultantes (PPVR) observadas para K indican que los datos de entrada eran más informativos que en la distribución previa. La distribución posterior marginal para la merma inicial sugiere que este parámetro también fue informado en gran medida por la distribución previa. Basándose en los diagnósticos del modelo, el Grupo acordó que este escenario (S2 con los cambios en el índice del palangre japonés) fuese el caso base para la evaluación.

6.2.2 Stock Synthesis

En general, el modelo mostró un desempeño de diagnóstico relativamente bueno, con buenas propiedades de convergencia y un tiempo de ejecución de aproximadamente 12 minutos. El gradiente final del modelo era de 0,00021, y la matriz hessiana para las estimaciones de los parámetros era positiva y definida. El perfil total de verosimilitud logarítmica R0 mostró que el gradiente de composición por tallas era más significativo que otras fuentes de datos, pero alcanzando un mínimo en niveles cercanos al mínimo alcanzado en el perfil de la verosimilitud logarítmica para los índices de CPUE (**Figura 57**). Los cambios en la verosimilitud logarítmica para la composición por tallas por flota mostraron coherencia en cuanto al valor mínimo a lo largo del perfil R0 en las diferentes fuentes de datos. En cambio, la verosimilitud logarítmica mínima de los índices por flota indicaba señales algo contradictorias procedentes de múltiples fuentes de datos (**Figura 57**).

Los diagramas de residuos conjuntos mostraron un patrón aleatorio para los residuos de los ajustes al índice para todas las flotas con un RMSE de 22,6 % y 21,6 %, para "Sel_Asym_model", y "Sel_DN_model", respectivamente (**Figura 57**). Las flotas de palangre de Uruguay y Japón parecían ser las más influyentes y presentaban las mayores discrepancias entre las series de CPUE y las predicciones del modelo (**Figura 58**). Los resultados de la prueba de los ensayos de residuos logarítmicos para cada ajuste de CPUE por año y modelo se proporcionan en la **Figura 59**. Las series temporales de CPUE de UE-España (periodo inicial), Japón (ambos períodos) y Taipei Chino (ambos períodos) no superaron el procedimiento de diagnóstico de la prueba de ensayos. La razón del fracaso de las pruebas de ensayos podría estar relacionada con los conflictos de datos causados por la oposición en las otras series temporales de CPUE, y también por la presencia de valores extremos.

Los resultados de un análisis retrospectivo de ocho años aplicado a ambos modelos se representan en la **Figura 60** y muestran la ausencia de un patrón retrospectivo indeseable para ambos modelos. Los resultados de la validación cruzada de la simulación retrospectiva sugieren que solo los índices de palangre tardío de Taipei Chino y Sudáfrica tienen una buena capacidad de predicción, a juzgar por las puntuaciones del error medio absoluto escalado (MASE), que son aproximadamente inferiores a uno (**Figura 61**), aunque la puntuación del MASE del índice de palangre de Brasil fue ligeramente superior a uno. En general, las puntuaciones de MASE para "Sel_DN_model" presentaron una ligera mejora con respecto a "Sel_Asym_model" (**Figura 61**).

En general, el ajuste de los datos de composición por tallas fue razonable, con pocas desviaciones sistemáticas para "Sel_Asym_model" (**Figura 62**). Sin embargo, la composición por tallas de las flotas de palangre temprano de UE-España, palangre temprano de Japón, palangre de Taipei Chino y palangre de Brasil presentaron algunas discrepancias en los intervalos de tallas superiores a 200 cm de LJFL. En general, el modelo "Sel_DN_model" proporcionó un mejor ajuste a los datos de composición por tallas observados (**Figura 63**). Los diagramas de residuos conjuntos y las pruebas de ensayos de los ajustes de la composición por tallas también mostraron una mejora de los ajustes del modelo para el modelo "Sel_DN_model" (**Figuras 62 y 63**). Las selectividades por talla estimadas se muestran en la **Figura 64**. El modelo inicial tenía una selectividad asintótica para todas las flotas y capturaba peces mucho más grandes, lo que ayuda a explicar las discrepancias en los intervalos de tallas superiores a 200 cm de LJFL. Por otro lado, la forma de cúpula aplicada a las flotas de palangre temprano de UE-España, palangre temprano de Japón, palangre de Taipei Chino y palangre de Brasil tenía una menor probabilidad de capturar ejemplares de mayor talla, lo cual es más apropiado dada la composición por tallas de sus flotas (**Figura**

64). Teniendo en cuenta los resultados del diagnóstico, el Grupo acordó que el modelo "Sel_DN_model" podría utilizarse para determinar el estado histórico y actual del stock.

6.3 Resultados del estado del stock

6.3.1 JABBA

El Grupo solicitó cifras comparativas de B/B_{RMS} y F/F_{RMS} estimadas en los ensayos iniciales de evaluación stock de 2013, 2017 y 2022 (Anón., 2022b) (S1-S3) (**Figura 65**) para comprobar si existe una tendencia sistemática en los resultados de la evaluación a lo largo del tiempo. La comparación confirmó que no se aprecia ninguna tendencia sistemática. La evaluación de stock de 2022 proporciona tendencias similares a las evaluaciones anteriores, y las estimaciones anuales producidas por el modelo de 2022 se sitúan generalmente entre las de las evaluaciones de 2013 y 2017 (Anón., 2014 y 2017). Sin embargo, se observa que el caso de referencia es más pesimista que los ensayos S1-S3 tras el tratamiento del índice japonés.

Los resultados sugieren que el caso de referencia del modelo es estable y proporciona ajustes razonablemente robustos a los datos según los resultados de diagnóstico del modelo presentados. Los resúmenes de los cuantiles de la distribución posterior para los parámetros y las cantidades de ordenación de interés se presentan en la **Tabla 22**. La estimación del RMS es de 11.480 t y la distribución posterior marginal para B_{RMS} fue de 74.641 t (60.179 - 92.946 t). La estimación de la mediana de F_{RMS} es de 0,154 (0,124 - 0,19). Existe una notable diferencia en la productividad estimada entre la evaluación de 2017 (Anón., 2017) (RMS = 14.570 t) y la actual, asumiendo la primera un stock más productivo.

La trayectoria de B/B_{RMS} mostró una tendencia general a la baja desde 1970 hasta 2011, pasando por primera vez por debajo de $B/B_{RMS} = 1$ en 2001 (**Figura 66**). A partir de entonces, la tendencia a la baja se estabilizó un poco, pero se ha mantenido en $B/B_{RMS} < 1$. La estimación de la mediana de actual es de 0,77 (0,53 - 1,11). La trayectoria de F/F_{RMS} mostró una tendencia gradual al alza entre 1970 y mediados de la década de 1980, y un fuerte aumento a finales de la década de 1980 hasta alcanzar su máximo en 2007 (**Figura 66**). Despues de 2007, F/F_{RMS} disminuyó constantemente. La estimación de la mediana de F/F_{RMS} actual es de 1,03 (0,67 - 1,51). El estado del stock resultante para 2020 indica que el stock está sobreescapado ($B/B_{RMS} < 1$) y que se está produciendo sobreescapada ($F/F_{RMS} > 1$).

El diagrama de fase de producción excedente de JABBA (**Figura 67**) mostraba un patrón típico en sentido contrario a las agujas del reloj. Las capturas superaron ampliamente el RMS durante varios años mientras que la biomasa se mantuvo por encima del B_{RMS} antes de 1999, y esto continuó durante casi 10 años más mientras la biomasa se mantuvo por debajo de B_{RMS} .

6.3.2 Stock Synthesis

Para ambos modelos Stock Synthesis ("Sel_Asym_model" y "Sel_DN_model"), la trayectoria de SSB/SSB_{RMS} presentó tendencias similares y mostró un fuerte descenso desde principios de la década de 1980 hasta un estado de sobreescapado en la década de 2000, seguido de una tendencia estable pero que se mantuvo en niveles inferiores a SSB_{RMS} hasta el final de la serie temporal (**Figura 68**). La trayectoria de F/F_{RMS} mostró una tendencia general creciente desde el principio de la serie temporal hasta un estado de sobreescapada a finales de la década de 1990, alcanzando su valor más alto a mediados de la década de 2000. A partir de entonces, la mortalidad por pesca disminuyó, pero se mantuvo por encima de F_{RMS} . En particular, ha habido una ligera tendencia al alza hasta el final de la serie temporal (**Figura 68**). La serie temporal de desviaciones del reclutamiento muestra un patrón muy variable en torno a cero, pero con una tendencia negativa en el periodo 2014-2018 (**Figura 68**).

Los resúmenes de los parámetros y puntos de referencia se presentan en la **Tabla 23**. Las curvas de rendimiento presentaron formas similares alcanzando su nivel máximo en torno a 0,27 de SSB_0 , con estimaciones de RMS de 9.560 t para "Sel_Asym_model" y 10.442 t para "Sel_DN_model" (**Tabla 23, Figura 69**). El estado del stock resultante para 2020 en ambos modelos es coherente e indica que el stock está sobreescapado ($B_{2020} < B_{RMS}$, **Tabla 23**) y que se está produciendo sobreescapada ($F_{2020} > F_{RMS}$, **Tabla 23**), lo que impide la recuperación de stock porque la biomasa permanece por debajo de los niveles sostenibles que pueden producir el RMS. En las **Figuras 70 y 71** se muestra una comparación de las estimaciones de SSB/SSB_{RMS} y F/F_{RMS} en los modelos SS3 de 2013, 2017 y actual, respectivamente.

6.4 Síntesis de los resultados de la evaluación

El Grupo comparó los resultados de los dos modelos de evaluación considerados para el stock de pez espada del Atlántico sur (Stock Synthesis y JABBA). Las tendencias anuales de la biomasa total (JABBA) o de la biomasa total del stock reproductor (Stock Synthesis), B/B_{RMS} y la mortalidad por pesca F/F_{RMS} producidas por los modelos sugieren una dinámica de población similar. Sin embargo, el modelo Stock Synthesis asume una biomasa mucho mayor al inicio de la pesquería (**Figura 72**). Todos los modelos sugerían un fuerte descenso de la biomasa del stock a medida que aumentaba la mortalidad por pesca en la década de 1990. El Grupo también observó que la mortalidad por pesca se mantuvo por encima de F_{RMS} tras el fuerte aumento. Los resultados de Stock Synthesis muestran un aumento de B/B_{RMS} desde mediados de la década de 2000 hasta finales de la de 2010 que no se observa en los resultados de JABBA. Esto puede atribuirse al diferente tratamiento del índice del palangre de Japón en los diferentes modelos (división en 2005/2006 y omisión de la estimación anual de 2020 en JABBA). A pesar de ello, el stock se mantuvo por debajo de B_{RMS} para ambos modelos.

Dado que los modelos Stock Synthesis para el pez espada del Atlántico sur están todavía en desarrollo, es la primera vez que se aplica un modelo integrado al stock meridional y que se revisan algunos de los datos de talla utilizados en él. El modelo Stock Synthesis mostró un ajuste razonable y robusto a los datos a través de los resultados del diagnóstico del modelo (sección 6.2) y el Grupo recomendó que se continuara con el desarrollo de los modelos integrados estructurados por edad para las siguientes evaluaciones del pez espada del Atlántico sur.

El Grupo acordó utilizar el caso de referencia JABBA para las recomendaciones de ordenación. Los resultados finales de la evaluación de stock de 2022 (Anón., 2022b) (B/B_{RMS} y F/F_{RMS}) para el pez espada del Atlántico sur mediante el caso de referencia del modelo de producción JABBA mostraron una tendencia general a la baja en B/B_{RMS} desde 1970 hasta 2011 y relativamente estable desde entonces en torno a 0,8 (**Figura 73**). La mortalidad por pesca mostró un fuerte aumento a finales de la década de 1980 hasta alcanzar un pico en 2007 de 1,5 veces F_{RMS} y cayó cerca de F_{RMS} (**Figura 73**).

El diagrama de Kobe (**Figura 74**) del caso de referencia del modelo de producción (JABBA) indica que el stock está sobre pescado ($B/B_{RMS} = 0,77$, con intervalos de confianza del 95 % de credibilidad: 0,53 - 1,13) y experimentando sobre pesca ($F/F_{RMS} = 1,03$, con intervalos de confianza del 95 % de credibilidad: 0,67 - 1,51) (**Tabla 22**). Hay un 56 % de probabilidades de que el stock se sitúe actualmente en el cuadrante rojo del diagrama de Kobe, un 36 % de probabilidades de que se sitúe en el amarillo y solo un 9 % de posibilidades de que se sitúe en el verde.

6.5 Proyecciones

El Grupo debatió sobre la conveniencia de utilizar el nuevo ajuste interno de JABBA para aplicar un coeficiente de autocorrelación "AR1" a las proyecciones. El aspecto biológico que el AR1 intenta describir es el desfase en la recuperación de la biomasa para que se traduzca en biomasa reproductora, es decir, para que las cohortes pasen por la población. Pero esto se limita a una fase de recuperación. Con la configuración de la proyección por defecto (es decir, sin AR1), la desviación del error del proceso se fija en cero en el primer año de las proyecciones. Los modeladores señalaron que esta configuración podría dar lugar a proyecciones optimistas cuando el stock se encuentra en fase de recuperación y tiene desviaciones de error de proceso negativas en el último año de la evaluación. El ajuste alternativo (AR1 aplicado) utiliza un coeficiente de autocorrelación estimado del error de proceso del modelo para proyectar las desviaciones del error de proceso hacia el futuro, de forma que tiendan a cero a lo largo del tiempo (**Figura 75**). Los resultados de ambas proyecciones se facilitaron al Grupo, que observó que las proyecciones con AR1 eran sustancialmente más pesimistas que las proyecciones sin AR1.

El Grupo observó que la utilización de un coeficiente AR1 en las proyecciones SPM era una buena idea en teoría, pero que su aplicación en circunstancias con grandes desviaciones negativas del error de proceso en el año final (como en esta evaluación) requería una mayor revisión antes de ponerse en la práctica. En concreto, al Grupo le preocupaba el tiempo que las desviaciones de los errores del proceso proyectadas permanecían negativas en comparación con los cambios relativamente rápidos de las desviaciones de los errores del proceso (de positivas a negativas, y viceversa) dentro del modelo (**Figura 75**). El Grupo sugirió que se combinaran los resultados del modelo por defecto y del modelo que utiliza AR1 para salvar la brecha entre el modelo más pesimista de AR1 y el más optimista por defecto. Sin embargo, el Grupo decidió que las proyecciones de JABBA para el pez espada del Atlántico sur no debían incluir el coeficiente de autocorrelación AR1 y que, en cambio, debían advertir a la Comisión de que las proyecciones eran probablemente optimistas. El Grupo recomendó que se diera prioridad a la investigación de este entorno de proyección, en forma de pruebas de simulación y validación cruzada retrospectiva.

Se realizaron proyecciones estocásticas para el caso base del modelo JABBA con 21 escenarios de capturas constantes (0; 6.000 – 15.000 t). En la **Figura 76** se facilitan las medianas anuales de B/B_{RMS} y F/F_{RMS} . Para estas proyecciones, las capturas iniciales para 2021-2022 se fijaron en 9.826 t, que es la media de los tres años anteriores (2018-2020), y las proyecciones se realizaron hasta 2033. Las proyecciones de B/B_{RMS} aumentan y F/F_{RMS} disminuyen en el periodo 2021-2022 debido a los supuestos de captura realizados para este periodo. A partir de 2023, las capturas de 12.000 t o más provocan un descenso de la biomasa, mientras que las capturas superiores a 11.000 t aumentan la mortalidad por pesca (**Figura 76**). Las proyecciones para las capturas superiores a 13.000 t dieron como resultado que los valores de $F/F_{RMS} > 2$ se alcanzarán desde ahora hasta 2033. Aunque el valor de la mediana de RMS es de 11.480 t, para 2020 $B/B_{RMS} = 0,77$, de modo que se necesitan capturas iguales o inferiores a 10.000 t para la recuperación del stock hasta niveles de biomasa que puedan producir el RMS en 2033 (**Figura 76**).

Los histogramas de proyección estocástica de B/B_{RMS} y F/F_{RMS} ilustran el aumento de la incertidumbre cuando se proyectan en periodos más largos, especialmente para F/F_{RMS} en escenarios de capturas constantes altas (13.000 t) (**Figura 77**). El ritmo de aumento de la biomasa es lento, incluso con capturas constantes bajas (8.000 t), como muestra el considerable solapamiento de las distribuciones del histograma B/B_{RMS} hasta la década de 2030. Las probabilidades de merma del stock (es decir, $B < 10\% \text{ de } B_{RMS}$) se presentan en la **Tabla 24** e indican que el stock no podría soportar TAC elevados constantes. Existe un 49 % de probabilidad de merma del stock desde ahora hasta 2033, dadas unas capturas constantes de 15.000 t.

El Grupo revisó las matrices de estrategia de Kobe 2 (**Tabla 25**) para la probabilidad de que no haya sobrepesca ($F \leq F_{RMS}$), de que el stock no esté sobreexpresado ($B \geq B_{RMS}$) y la probabilidad conjunta de situar al stock en el cuadrante verde del diagrama de Kobe (es decir, $F \leq F_{RMS}$ y $B \geq B_{RMS}$). Las futuras capturas constantes de 14.000 t (el TAC actual) seguirán haciendo que la biomasa del stock disminuya hasta el punto de que solo haya un 6 % de posibilidades de que $B/B_{RMS} > 1$ desde ahora hasta 2033. Si las capturas se mantuvieran similares a las capturas actuales (9.826 t), hay un 55 % de posibilidades de que el stock se sitúe en el cuadrante verde desde ahora hasta 2033. Se espera que las futuras capturas constantes por debajo de 9.500 t eviten la sobreexpresión ($F > F_{RMS}$) y un estado de sobreexpresado ($B < B_{RMS}$) con una probabilidad superior al 60 % desde ahora hasta 2033.

El Grupo tomó nota del reciente descenso de las capturas y de que estas han estado por debajo de la estimación actual del RMS desde 2011, aunque la biomasa no ha aumentado como se esperaba a partir de las proyecciones de la evaluación de stock de 2017 (Anón., 2017). Las nuevas proyecciones indican que los niveles actuales de capturas pueden no hacer que la biomasa disminuya, pero es igualmente improbable que faciliten la necesaria recuperación del stock. Se requiere una reducción de las capturas para proporcionar al stock una oportunidad adecuada de recuperarse.

7. Implicaciones de la evaluación para la MSE del pez espada del norte

El Grupo debatió el modelo de evaluación Stock Synthesis actualizado y las implicaciones que esta actualización del modelo puede tener para los modelos operativos (OM) de la MSE. Los cambios notables con respecto a la anterior evaluación de Stock Synthesis (SS) de 2017 incluyen actualizaciones de los datos de capturas e índices, la inclusión de las tallas de los peces descartados y una estimación de los descartes de ejemplares muertos no declarados basada en estas tallas. Los descartes de ejemplares muertos comunicados se ajustan ahora como los datos de observación y los descartes no comunicados se estiman como "descartes reglamentarios" basados en las composiciones por tallas de las pesquerías. Se señaló que, dado que este cambio estructural requiere más datos que están sujetos a posibles conflictos con otros datos de observación, puede tener implicaciones en la estabilidad del modelo.

El Grupo debatió las ventajas de estimar los descartes de ejemplares muertos con el actual enfoque de Stock Synthesis. Puede consultarse información adicional en la sección 5 de este informe.

El Grupo preguntó si el modelo actualizado Stock Synthesis debería utilizarse como el nuevo OM de base en el marco de la MSE. Teniendo en cuenta la preocupación del Grupo por la estimación de los descartes muertos, el Grupo propuso añadir el modelo actualizado Stock Synthesis a la matriz de incertidumbre de los OM de la MSE, que también puede incluir varias configuraciones de ponderación de datos. El Grupo también señaló que, si se consideraba apropiado incluir las incertidumbres en torno a los descartes en la matriz de incertidumbre de la MSE, esta podría sustituir a un componente existente de la matriz, como la inclusión/exclusión de los vínculos medioambientales modelados. El Grupo también acordó reemplazar el OM de base en la MSE por el modelo actualizado Stock Synthesis que incluye el uso de los datos actualizados a 2020. El Grupo acordó dar al equipo

técnico de la MSE una amplia flexibilidad para explorar configuraciones alternativas del OM de base y proporcionar la orientación adecuada sobre la mejor manera de avanzar.

El Grupo también observó que debería crearse un equipo para explorar y formular recomendaciones sobre cómo calcular los índices para el pez espada.

8. Recomendaciones

8.1 Investigación y estadísticas

8.1.1 Recomendaciones con implicaciones financieras

A las plenarias del SCRS sobre financiación de la investigación

El Grupo recomienda que se adquiera un receptor portátil Argos de marcas electrónicas vía satélite para su uso por parte de los Grupos de especies de ICCAT. El receptor ayudaría a encontrar la marca y así los científicos podrían recuperar datos de mercado más detallados, recuperados directamente de las marcas.

Al Grupo de especies de pez espada y a las plenarias del SCRS sobre la financiación de la investigación

El Grupo recomienda que se mantenga el apoyo financiero al programa ICCAT de biología del pez espada de ICCAT. El Grupo recomienda además que se desarrolle una propuesta para formalizar un Programa de investigación similar a los existentes para el atún rojo, los tiburones y los istiofóridos. La propuesta debería incluir los stocks del Atlántico y del Mediterráneo y descripciones de las diversas actividades de investigación que los Grupos proponen, así como los plazos para la realización de dichos trabajos. La determinación del importe final de esta propuesta se abordará en posteriores reuniones del Grupo de especies de pez espada y de los otros Grupos de especies.

El Grupo recomienda que se lleve a cabo un conjunto ampliado de simulaciones de circuito cerrado para el stock de pez espada del sur utilizando modelos operativos adaptados a este stock. Aunque el trabajo será realizado predominantemente por los científicos de las CPC y la Secretaría, un contratista revisará la configuración de la simulación y el código (10.000 euros).

8.1.2 Recomendaciones sin implicaciones financieras

Al SCRS y a la Secretaría de ICCAT

El Grupo recomienda que se adopten las relaciones de longitud curva-recta de mandíbula inferior a horquilla presentadas en el documento SCRS/2022/061 para su uso en las conversiones de talla en la evaluación del stock de 2022 (Anón., 2022b). A la espera de que se recojan y analicen más datos, el Grupo recomienda que se considere la inclusión de la conversión en la lista ICCAT de conversiones aprobadas.

Al observar patrones contradictorios en los índices de CPUE desarrollados por los científicos de las CPC, el Grupo recomienda que los analistas de CPUE formen un grupo de trabajo que trabaje en el periodo intersesiones para revisar las entradas de datos de la CPUE, los tratamientos y los supuestos y métodos del modelo. El objetivo de este grupo será diagnosticar las tendencias contradictorias de las CPUE y mejorar la calidad de los indicadores utilizados en la evaluación de pez espada y en la MSE para el pez espada del norte.

A las CPC

El Grupo recomienda que la presentación de las muestras de talla a la Secretaría de ICCAT, como parte de las obligaciones de presentación de datos de las CPC de Tarea 1 y 2, se realice utilizando el formulario estadístico ST04-T2SZ. Las muestras de talla comunicadas con el formulario ST04-T2SZ incluirán todas las muestras recogidas por la CPC de todas las pesquerías y las muestras de talla de los descartes de ejemplares vivos y muertos (cuando proceda) recogidas por su programa nacional de observadores. Esta recomendación no es óbice para que las CPC notifiquen opcionalmente las muestras de talla recogidas por su programa nacional de observadores mediante el formulario ST09-DomObPrg.

Al WGSAM

Tomando nota de los enfoques de estandarización espacio-temporal de la CPUE presentados en esta reunión (por ejemplo, R-INLA), el Grupo recomienda que el Grupo de trabajo de ICCAT sobre métodos de evaluación de stocks (WGSAM) evalúe estos enfoques de modelación y proporcione recomendaciones sobre su uso en las estandarizaciones de índices.

Revisar la inclusión del modelo SPICT en el catálogo de software de ICCAT.

Revisar la función de autocorrelación "AR1" para las proyecciones dentro de la plataforma del modelo JABBA.

A los científicos nacionales

El Grupo recomienda que, para futuras evaluaciones, los analistas de CPUE formen un pequeño grupo de trabajo varios meses antes de la reunión de preparación de los datos para la evaluación. Teniendo en cuenta el escaso tiempo de que se dispone en la reunión de preparación de datos para el examen de los índices y los breves plazos para la revisión de estos después de la reunión, el pequeño grupo de trabajo permitiría un examen más profundo y un debate detallado sobre los enfoques de modelación antes de la presentación oficial de los índices en la reunión de preparación de datos. El Grupo recomienda que los científicos nacionales documenten el historial de sus flotas que participan en las pesquerías de ICCAT. Las revisiones deben documentar los cambios en los artes de pesca, los reglamentos pesqueros locales y nacionales, los patrones espaciales y otros factores relevantes que influyen en la forma de capturar las especies de ICCAT. Estas revisiones son importantes para dar mejor cuenta de la estructura y la dinámica de la flota en las estandarizaciones de CPUE y en las evaluaciones.

8.2 Recomendaciones de ordenación

8.2.1 Norte

La recomendación de ordenación se desarrollará en el periodo intersesiones y finalmente se presentará para su adopción durante la reunión del Grupo de especies en septiembre de 2022, una vez que se hayan finalizado y revisado las proyecciones conjuntas de Stock Synthesis y JABBA.

8.2.2 Sur

El Grupo debatió la recomendación de ordenación para el pez espada del Atlántico sur; el siguiente párrafo ha sido adoptado por el Grupo.

Es poco probable que el pez espada del Atlántico sur alcance los objetivos del Convenio desde ahora hasta 2033 si las capturas aumentan por encima de los niveles actuales (9.826 t). Para recuperar el stock, se necesitan capturas de 9.500 t o menos para que este se sitúe en el cuadrante verde del diagrama de Kobe a más tardar en 2033, con al menos un 60 % de probabilidad. Dada la incertidumbre de las proyecciones a largo plazo, se recomienda realizar un seguimiento estrecho del stock en los próximos años para confirmar la recuperación mediante la revisión periódica de los indicadores de pesca disponibles.

9. Respuestas a la Comisión

Pez espada del Atlántico norte

El SCRS revisará estos datos (captura, captura por talla, localización y mes de la captura) anualmente Rec. 17-02; párrafo 8

Contexto: *Todas las CPC que capturan pez espada en el Atlántico norte harán todo lo posible para presentar todos los años al SCRS los mejores datos disponibles, incluyendo la captura, la captura por talla, la posición y el mes en que se realizó la captura, en la menor escala posible que determine el SCRS. Los datos presentados abarcarán el rango más amplio posible de clases de edad, de conformidad con las restricciones de talla mínima, y se desglosarán por sexos en la medida de lo posible. Los datos deberán incluir las estadísticas sobre descartes (tanto muertos como vivos) y esfuerzo, incluso cuando no esté prevista ninguna evaluación analítica del stock. El SCRS deberá revisar estos datos todos los años.*

Durante la reunión de preparación de datos de pez espada de 2022 (Anón., 2022a), el Grupo llevó a cabo una revisión detallada de los datos de pez espada del norte disponibles para su inclusión en la evaluación de 2022 (Anón., 2022b). Los resultados de esta revisión se resumen en el catálogo de datos del SCRS (véase Anón., 2022, Tablas 1-5). En general, los datos disponibles sobre capturas, tallas y esfuerzo de las flotas principales (las flotas que capturan aproximadamente el 95 % de las capturas totales) son bastante completos, mientras que los datos de las flotas menores siguen siendo escasos. Con respecto a la comunicación de los descartes de ejemplares vivos y muertos, el Grupo observó que solo unas pocas CPC han proporcionado estos datos (Anón., 2022, Tablas 2-3).

El SCRS debería continuar realizando un seguimiento y analizando los efectos de esta medida (talla mínima) en la mortalidad de los peces espada inmaduros. Rec. 17-02, párr. 10

Contexto: *No obstante las disposiciones del párrafo 9, las CPC pueden escoger, como alternativa a la talla mínima de 25 kg/125 cm LJFL, adoptar las medidas necesarias para prohibir la captura por parte de sus buques en el Atlántico, así como el desembarque y la venta en la zona bajo su jurisdicción, de peces espada (y partes de pez espada), con una talla inferior a 119 LJFL o como alternativa 15 kg, a reserva de no conceder en dicho caso tolerancia para la captura de peces espada con una talla inferior a 119 cm de LJFL o como alternativa 15 kg. Para los peces espada que han sido transformados a peso canal, también puede aplicarse una medida de cleithrum a quilla (CK) de 63 cm. Cualquier Parte que escoja esta talla mínima alternativa mantendrá un registro apropiado de los descartes. El SCRS debería continuar realizando un seguimiento y analizando los efectos de esta medida en la mortalidad de los peces espada inmaduros.*

El Comité proporcionó una respuesta a estas solicitudes en 2017, refiriéndose a las Recomendaciones (16-03, párrafo 10, actual 17-02) y (16-04, párrafo 7, actual 21-03). Para reiterar lo que se proporcionó en 2017, la mortalidad por enganche en el anzuelo estimada para el pez espada de talla inferior a la regulada es en promedio del 78 %. Sin embargo, no está claro en qué medida la normativa puede haber reducido la tasa de encuentro con peces pequeños, ya que una redistribución del esfuerzo pesquero para evitar los peces espada de talla inferior a la regulada también podría haber dado lugar a una reducción de la mortalidad total. En la actualidad, el Grupo está revisando nuevos estudios y realizando más análisis para determinar los impactos a nivel de población de esta mortalidad en la virada y tiene la intención de asesorar a la Comisión posiblemente en 2023. Además, el trabajo en curso en la MSE para el pez espada del norte podría proporcionar más información sobre esta cuestión. El Comité reitera que la comunicación de los descartes de ejemplares muertos y de las correspondientes tallas de los peces descartados son esenciales para abordar la eficacia de esta recomendación.

Asesoramiento del SCRS sobre medidas de conservación y ordenación para el pez espada del Atlántico norte, Rec. 21-02, párrafo 5

Contexto: *En su reunión de 2022, la Comisión establecerá medidas de conservación y ordenación para el pez espada del Atlántico norte basándose en el asesoramiento del SCRS resultante de una evaluación de stock que realizará el SCRS en 2022, así como en la Resolución de ICCAT sobre los criterios de ICCAT para la asignación de posibilidades de pesca (Res. 15-13).*

En 2022, el SCRS celebró una reunión de preparación de datos (Anón., 2022a) y una reunión de evaluación de stock (Anón., 2022b) para los stocks de pez espada del Atlántico norte y del Atlántico sur. Ambos reuniones se celebraron en línea. En el informe de la evaluación de stock de pez espada de 2022 (Anón., 2022b) se detallan los métodos de evaluación de stock, los resultados y las recomendaciones de ordenación.

Pez espada del Atlántico sur

*Referencia límite provisional (LRP) de 0,4*B_{RMS} o cualquier LRP más robusto establecido mediante análisis adicionales, Rec. 17-03, párr. 12 (Rec. 21-03)*

Contexto: *Al evaluar el estado del stock y proporcionar recomendaciones de ordenación a la Comisión en 2021, el SCRS considerará el punto de referencia límite provisional (LRP) de 0,4*B_{RMS} o cualquier LRP más robusto establecido mediante análisis adicionales.*

No se ha realizado ningún análisis para el pez espada del sur sobre esta cuestión en 2022. El SCRS, a través del WGSAM, ha propuesto la creación de un grupo de estudio para abordar ampliamente los puntos de referencia límite en los próximos años.

El SCRS informará a la Comisión de los resultados de la evaluación del stock de pez espada del Atlántico sur de 2022, Rec. 21-03; párrafo 2

Contexto: *El SCRS llevará a cabo una evaluación del stock de pez espada del Atlántico sur en 2022 e informará de los resultados a la Comisión.*

En 2022, el SCRS celebró una reunión de preparación de datos (Anón., 2022a) y una reunión de evaluación de stock (Anón., 2022b) para los stocks de pez espada del Atlántico norte y del Atlántico sur. Ambas reuniones se celebraron en línea. En el informe de la evaluación de stock de pez espada de 2022 (Anón., 2022b) se detallan los métodos de evaluación de stock, los resultados y las recomendaciones de ordenación.

10. Examen del plan de trabajo

El plan de trabajo que se presenta a continuación es específico para los puntos que surgen de esta reunión y se suma al plan de trabajo de la MSE para el pez espada del norte de la Tabla 14 del informe de la reunión de preparación de datos del pez espada del Atlántico de 2022 (Anón., 2022a).

Los analistas de la evaluación de pez espada del Atlántico norte y la Secretaría finalizarán los ensayos requeridos para desarrollar las proyecciones para el SS3 y, a continuación, combinarán los resultados de estos ensayos con las proyecciones de JABBA para desarrollar tablas y diagramas de Kobe conjuntos para generar el asesoramiento en materia de ordenación.

El equipo técnico de la MSE para el pez espada del Atlántico norte trabajará para reacondicionar la matriz del modelo operativo utilizando los índices actualizados, los datos de capturas y el caso base SS3 de 2022. El equipo técnico de la MSE estudiará las configuraciones alternativas de los OM de base, especialmente en lo que respecta al descarte y la mortalidad, y proporcionará las orientaciones adecuadas sobre el mejor camino a seguir. Estos resultados se revisarán en la reunión del Grupo de especies de septiembre de 2022.

Los relatores del pez espada del Atlántico norte y del Atlántico sur redactarán el resumen ejecutivo teniendo en cuenta el análisis y el asesoramiento de este informe de evaluación (S-SWO) y el análisis posterior y pertinente que se completará (N-SWO) antes de la reunión del Grupo de especies de pez espada en septiembre de 2022.

A partir del periodo intersesiones de 2022, un subgrupo del Grupo de especies se dedicará a un análisis más detallado de los datos de la CPUE para abordar las preocupaciones sobre los índices contradictorios.

Los analistas de la evaluación del Atlántico sur seguirán desarrollando el modelo Stock Synthesis para el pez espada del Atlántico sur, con el objetivo de elaborar proyecciones utilizando este modelo en las futuras evaluaciones de stock. Además, el Grupo ampliará las simulaciones de circuito cerrado para el desempeño del MP.

11. Otros asuntos

En el SCRS/2022/121 se realizaron simulaciones preliminares de circuito cerrado para el stock de pez espada del sur. El análisis utilizó la prioridad sobre la inclinación del SCRS/2022/120 como parámetros personalizados para la inclinación, la mortalidad natural y los parámetros de crecimiento de von Bertalanffy. A continuación, utilizó el modelo de condicionamiento rápido de openMSE para ajustar un modelo de flota única a los datos de captura y CPUE del stock del sur para generar un OM para el stock de pez espada del sur. El análisis mostró que había una serie de procedimientos de ordenación candidatos que podrían considerarse aceptables para su uso, pero que estos dependerían en gran medida de los objetivos de ordenación.

El Grupo debatió la presentación. Debatieron sobre la mejor manera de captar la distribución de la inclinación en los OM, ya que una distribución de inclinación hacia la izquierda podría hacer que algunas combinaciones de inclinación fueran poco probables. Aunque una forma parsimoniosa de captar la inclinación en los OM sería utilizar una distribución previa como el documento SCRS/2022/120, hacerlo requiere que haya una estimación fiable de la supervivencia de las larvas, que a menudo es difícil de obtener.

12. Adopción del informe y clausura

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

Referencias

- Anonymous. 2014. Report of the 2013 ICCAT Swordfish Stock Assessment meeting. Olhão, Portugal, September 2-10, 2013. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 70(4): 1484-1678.
- Anonymous. 2017. Report of the 2017 ICCAT Swordfish Stock Assessment Meeting. Madrid, Spain 3-7 July 2017. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 74(3): 729-840.
- Anonymous. 2022a. Report of the 2022 ICCAT Swordfish Data Preparatory Meeting, Online, March 21 to 1 April 2022. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 79(2):1-133.
- Anonymous. 2022b. (In press) Report of the 2022 ICCAT Swordfish Stock Assessment meeting. Madrid, Spain 3-7 July 2017. Document SCRS/2022/012.
- Arocha, F., and Lee, D.W. 1996. Maturity at size, reproductive seasonality, spawning frequency, fecundity and sex ratio in swordfish from the Northwest Atlantic. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 45(2): 350-357.
- Arocha, F., Moreno, C., Beerkircher, L., Lee, D. W., & Marcano, L. 2003. Update on growth estimates for swordfish, *Xiphias gladius*, in the northwestern Atlantic. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 55(4), 1416-1429.
- Coelho R. and Muñoz-Lechuga, R. 2019. Hooking mortality of swordfish in pelagic longlines: Comments on the efficiency of 18 minimum retention sizes. Reviews in Fish Biology and Fisheries 29: 453-463.
- Deroba, J.J., and Miller, T.J. 2016. Correct in theory but wrong in practice: Bias caused by using a lognormal distribution to penalize annual recruitments in fish stock assessment models. Fish. Res. 176: 86–93. Elsevier B.V. doi:10.1016/j.fishres.2015.12.002.
- Francis, R.C., 2011. Data weighting in statistical fisheries stock assessment models. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences, 68(6), pp.1124-1138.
- Garcia, A., Tserpes, G., and Santos, M.N. 2017. Validation of annulus formation and growth estimation of South Atlantic swordfish. J. Mar. Biol. Assoc. United Kingdom 97(7): 1511–1518. doi:10.1017/S0025315416000862.
- García-Cortés, B., Mejuto, J., de la Serna, J.M. and A. Ramos-Cartelle. 2010. A summary on the activity of the Spanish surface longline fleet catching swordfish (*Xiphias gladius*) during the years 2006-2007. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 65(1): 135-146.
- ICES 2019. Ninth Workshop on the Development of Quantitative Assessment Methodologies based on LIFE-history traits, exploitation characteristics, and other relevant parameters for data-limited stocks (WKLIFE IX). ICES Scientific Reports 1 (77): 131 pp. <https://doi.org/10.17895/ices.pub.5550>
- Kai, M., and Yokawa, K. 2014. CPUE Standardization of South Atlantic Swordfish Caught by Japanese Longliners in 1975-2007. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT 70(4): 1837–1842.
- Magnusson, A., and Hilborn, R. 2007. What makes fisheries data informative? Fish Fish. 8(4): 337–358. doi:10.1111/j.1467-2979.2007.00258.x.
- Martell, S., and Froese, R. 2013. A simple method for estimating MSY from catch and resilience. Fish Fish. 14(4): 504–514. doi:10.1111/j.1467-2979.2012.00485.x.
- J. Mejuto, J. Ortiz de Urbina, A. Ramos-Cartelle, B. García-Cortés. 2011. Equivalence in efficiency per hook between the traditional multifilament and monofilament surface longline styles used by the Spanish fleet targeting swordfish (*Xiphias gladius*) in the southeast Pacific*. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 66(4): 1541-1553 (2011)

- Lauretta M., Kimoto A., Hanke A., Rouyer T., Ortiz M., and Walter J. 2020. Western Atlantic bluefin tuna virtual population analysis base model diagnostics and results. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 77(2): 578-605.
- McAllister, A. 2014. A Generalized Bayesian Surplus Production Stock Assessment Software (Bsp2): Application to Atlantic Swordfish. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT 70(4): 1725–1757.
- Mejuto, J., and Serna, J.M. De. 2008. Activity of the Spanish Surface Longline Fleet Catching Swordfish (*Xiphias gladius*) in the Atlantic Ocean in 2005. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT 61(4): 1088–1096.
- Methot and Wetzel, 2013 Methot Jr, R. D. and Wetzel, C. R. 2013. Stock synthesis: a biological and statistical framework for fish stock assessment and fishery management. Fisheries Research, 142, 86-99.
- Pan, B., Zhu, J., Lin, Q., Geng, Z., Wu, F. and Zhang, Y., 2022. Study on the catch, bycatch and discard of Chinese pelagic longline fisheries in the Atlantic Ocean. Aquaculture and Fisheries.
- Pedersen M., and Berg C. W. 2017. A stochastic surplus production model in continuous time. Fish and Fisheries 18 (2): 226-243. <https://doi.org/10.1111/faf.12174>.
- Prager, M. H. User's Guide for ASPIC Suite, version 7. 2016 A Stock-Production Model Incorporating Covariates and auxiliary programs. Prager Consulting, Portland, Oregon USA
- Quelle, P., González, F., Ruiz, M., Valeiras, X., Gutierrez, O., Rodriguez-Marin, E., Mejuto, J. 2014 An approach to age and growth of south Atlantic swordfish (*Xiphias gladius*) stock. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 70(4): 1927-1944
- Sharma R., and Arocha F. 2017. Resiliency for North Atlantic swordfish using life history parameters. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 74(3): 1306-1321.
- Winker, H., Carvalho, F., and Kapur, M. 2018. JABBA: Just Another Bayesian Biomass Assessment. Fish. Res. 204(August): 275–288. Elsevier. doi:10.1016/j.fishres.2018.03.010.
- Winker H., Carvalho F., Parker D. and Kerwath S. 2017. JABBA: Just Another Bayesian Biomass Assessment for South Atlantic swordfish. SCRS/P/2017/027
- Winker, H., Carvalho, F., Thorson, J.T., Kell, L.T., Parker, D., Kapur, M., Sharma, R., Booth, A.J., and Kerwath, S.E. 2020. JABBA-Select: Incorporating life history and fisheries' selectivity into surplus production models. Fish. Res. 222: 105355. article, Elsevier B.V. doi:10.1016/j.fishres.2019.105355.

TABLEAUX

Tableau 1. Structure de la flottille du modèle Stock Synthesis pour l'espadon de l'Atlantique Nord (N-SWO).

Tableau 2. Structure de la flottille du modèle Stock Synthesis pour l'espadon de l'Atlantique Sud (S-SWO).

Tableau 3. Facteurs du modèle et leurs profils d'écart pour la composante positive de la valeur du taux de capture et la composante positive de la proportion du modèle delta-lognormal. Les lignes en surbrillance concernent les facteurs qui expliquent une proportion relativement élevée de l'écart total, c'est-à-dire environ 5%.

Tableau 4. Résumé des statistiques d'ajustement concernant les changements progressifs apportés à l'évaluation de l'espadon de l'Atlantique Nord dans Stock Synthesis, y compris une mise à jour du vecteur de maturité depuis le modèle initial jusqu'à Sharma et Arocha, (2017 ; *maturity*), la pente fixée à 0,75 (*Mat_h*) et les données de rejet étant explicitement ajustées dans la fonction objective (*Mat_h_dis*).

Tableau 5. Scénarios de configuration du modèle JABBA évalués pour le stock de l'Atlantique Nord.

Tableau 6. Indices d'abondance utilisés dans l'évaluation du stock de l'Atlantique Nord en 2022.

Tableau 7. Paramètres du cycle vital utilisés pour estimer les distributions a priori de r et la médiane du paramètre de forme avec les valeurs B_{PME}/K correspondantes pour l'évaluation JABBA de l'espadon de l'Atlantique Nord. Les distributions a priori sont générées au moyen d'un modèle structuré par âge en conditions d'équilibre (ASEM).

Tableau 8. Résumé des diagnostics du cas de base du modèle Stock Synthesis pour l'espadon de l'Atlantique Nord.

Tableau 9. Comparaison des estimations d'ASPIC et des points de référence des scénarios de continuité pour le stock N-SWO : mise à jour des séries de capture (1950 - 2020) et utilisation de l'indice combiné de biomasse de 2017 (Cont1), ou mise à jour des séries de capture et utilisation de l'indice combiné de biomasse de 2022 (SCRS/2022/119) (*Continuity*). Ces scénarios ont supposé une fonction de production excédentaire logistique et ont fixé le $B1/K$ à 0,85, les mêmes configurations que le cas de base d'ASPIC pour l'évaluation de 2017.

Tableau 10. Test *jackknife* de diagnostic d'ASPIC sur les indices d'abondance pour les groupes 1 et 2A pour le N-SWO. Paramètres estimés et points de référence dérivés. Les cellules surlignées en jaune indiquent les scénarios dont les solutions touchent les conditions limites et doivent être considérées avec prudence.

Tableau 11. Résumé des quantiles postérieurs présentés sous la forme de médianes de distribution a posteriori marginales et associées aux intervalles de crédibilité de 95% (LCI 5% et UCI 95%) des paramètres pour le modèle JABBA du cas de référence pour l'espadon de l'Atlantique Nord.

Tableau 12. Paramètres estimés et points de référence dérivés par ASPIC pour l'espadon du Nord à partir des scénarios des neuf indices (*All index*), groupe 1, 2, et 2A des indices individuels d'abondance par rapport au cas de base de l'évaluation de 2017.

Tableau 13. Paramètres estimés et points de référence dérivés par ASPIC pour l'espadon du Nord à partir du cas de base de l'évaluation des stocks de 2017 et des scénarios de 2022 des modèles avec le paramètre $B1/K$ estimé, l'indice combiné (Cont $B1/K$), l'estimation de MLE et le paramètre $B1/K$ fixé (Cont MLE) à 0,85.

Tableau 14. Matrices de stratégie de Kobe 2 pour le cas de référence de JABBA. En haut : probabilité qu'il n'y ait pas de surpêche ($F \leq F_{PME}$) ; au milieu : probabilité que le stock ne soit pas surexploité ($B \geq B_{PME}$) ; et en bas : probabilité conjointe de se trouver dans le quadrant vert du diagramme de Kobe (c'est-à-dire $F \leq F_{PME}$ et $B \geq B_{PME}$).

Tableau 15. Estimations du point de référence par Stock Synthesis, ASPIC et JABBA.

Tableau 16. Résumé des valeurs de la distribution a priori, et des distributions associées, utilisées dans le modèle du cas de référence JABBA pour l'espadon de l'Atlantique Sud

Tableau 17. Paramètres du cycle vital utilisés pour estimer les distributions a priori de r et la médiane du paramètre de forme avec les valeurs de $BPME/K$ correspondantes pour S2 (modèle de croissance, Garcia *et al.*) de l'évaluation de l'espadon de l'Atlantique Sud. Les distributions a priori sont générées au moyen d'un modèle structuré par âge en conditions d'équilibre (ASEM).

Tableau 18. Paramètres du cycle vital utilisés pour estimer les distributions a priori de r et la médiane du paramètre de forme avec les valeurs $BPME/K$ correspondantes pour S3 (modèle de croissance, Quelle *et al.*) de l'évaluation de l'espadon de l'Atlantique Sud. Les distributions a priori sont générées au moyen d'un modèle structuré par âge en conditions d'équilibre (ASEM).

Tableau 19. Les résultats pour les distributions a priori de r et médiane du paramètre de forme avec les valeurs $BPME/K$ correspondantes ont généré un modèle structuré par âge en conditions d'équilibre (ASEM).

Tableau 20. Indices d'abondance utilisés dans l'évaluation du stock de l'Atlantique Sud en 2022.

Tableau 21. Paramètres du cycle vital pour les modèles SS3 de l'espadon de l'Atlantique Sud.

Tableau 22. Résumé des quantiles a posteriori présentés sous la forme de médianes des distribution a posteriori marginales et associées aux intervalles de crédibilité de 95% (LCI 5% et UCI 95%) des paramètres le cas de référence du modèle JABBA pour l'espadon de l'Atlantique Sud. σ_{proc} est l'erreur de processus, m est le paramètre

de forme de Pella-Tomlinson, F_{PME} est le taux de mortalité par pêche qui produit la production maximale équilibrée (PME), B_{PME} est la biomasse au niveau de PME et K est la biomasse non exploitée.

Tableau 23. Résumés des paramètres et des points de référence avec les écarts types pour les modèles SS3 de l'espadon de l'Atlantique Sud.

Tableau 24. Probabilités de projection estimées (%) de l'épuisement du stock ($B < 10\%$ de B_{PME}) pour le cas de référence du modèle pour l'espadon de l'Atlantique Sud. Des projections stochastiques ont été réalisées sur la période 2023-2033 avec une gamme de TAC fixes (6.000 - 15.000 t), y compris un scénario de capture zéro.

Tableau 25. Probabilités de projection estimées (%) pour le cas de référence du modèle pour l'espadon de l'Atlantique Sud. Les probabilités de projection sont fournies pour $F \leq F_{PME}$ (en haut) ; $B \geq B_{PME}$ (au milieu) ; $F \leq F_{PME}$ et $B \geq B_{PME}$ (en bas). Des projections stochastiques ont été réalisées sur la période 2023-2033 avec une gamme de TAC fixes (6.000 - 15.000 t), y compris un scénario de capture zéro. 9.826 tonnes est la moyenne des trois dernières années, considérée comme la capture actuelle.

TABLAS

Tabla 1. Estructura de la flota del modelo Stock Synthesis del pez espada del norte.

Tabla 2. Estructura de la flota del modelo Stock Synthesis del pez espada del sur.

Tabla 3. Factores del modelo y sus perfiles de desviación para el componente de valor de tasa de captura positiva y el componente positivo de proporción del modelo delta-lognormal. Las filas resaltadas señalan los factores que explican una proporción relativamente elevada de la desviación total; es decir, aproximadamente el 5 %.

Tabla 4. Estadísticas resumidas del ajuste respecto a cambios graduales en la evaluación del pez espada del Atlántico norte en Stock Synthesis, incluida una actualización del vector de madurez desde el modelo inicial a Sharma y Arocha, (2017; *Maturity*), una inclinación fijada en 0,75 (*Mat_h*), y datos de descartes explícitamente ajustados en la función objetivo (*Mat_h_dis*).

Tabla 5. Escenarios de configuración de modelo JABBA evaluados para el stock del Atlántico norte.

Tabla 6. Índices de abundancia utilizados en la evaluación del stock para el Atlántico norte en 2022.

Tabla 7. Parámetros del ciclo vital utilizados para estimar distribuciones previas de r y mediana del parámetro de forma con los valores B_{RMS}/K correspondientes para la evaluación JABBA del pez espada del Atlántico norte. Las distribuciones previas se generan mediante un modelo de equilibrio estructurado por edad (ASEM).

Tabla 8. Resumen de diagnósticos del modelo para el caso base del modelo Stock Synthesis para el pez espada del Atlántico norte.

Tabla 9. Comparación de las estimaciones de ASPIC y niveles de referencia de los ensayos de continuidad para el stock del pez espada del norte actualizando las series de captura (1950 – 2020) y utilizando el índice de biomasa combinado de 2017 (*Cont1*), o actualizando las series de captura y utilizando el índice de biomasa combinado de 2022 (SCRS/2022/119) (*Continuity*). Estos ensayos asumieron una función de producción excedente logística y fijaron $B1/K$ a 0,85, las mismas especificaciones del caso base de ASPIC para la evaluación de 2017.

Tabla 10. Prueba de diagnóstico *jackknife* de ASPIC de pez espada del norte en índices de abundancia para el Grupo 1 y 2A. Parámetro estimado y niveles de referencia derivados. Las celdas resaltadas en amarillo indicaban ensayos con soluciones que tocan las condiciones límite y deben considerarse con cautela.

Tabla 11. Resumen de los cuantiles posteriores presentados en forma de medianas de la distribución posterior marginal y asociadas a los intervalos de credibilidad del 95 % (5 % LCI y 95 % UCI) de los parámetros para el caso de referencia del modelo JABBA para el pez espada del Atlántico norte.

Tabla 12. Niveles de referencia derivados y parámetros estimados de ASPIC de pez espada del norte a partir de los ensayos de los nueve índices (*All index*), grupo 1, 2 y 2A de índices de abundancia individuales comparados con el caso base de evaluación de stock de 2017.

Tabla 13. Niveles de referencia derivados y parámetros estimados de ASPIC de pez espada del norte a partir del caso base de evaluación de stock de 2017 y los ensayos de modelos de 2022 con el parámetro estimado de B1/K e índice combinado (*Cont B1/K*), la estimación MLE y parámetro B1/K (*Cont MLE*) fijado en 0,85.

Tabla 14. Matrices de estrategia de Kobe 2 para el caso de referencia de JABBA. Parte superior: probabilidad de que no haya sobrepesca ($F \leq F_{RMS}$); parte media: probabilidad de que el stock no esté sobreexpresado ($B \geq B_{RMS}$); y parte inferior: probabilidad conjunta de estar en el cuadrante verde del diagrama de Kobe (es decir, $F \leq F_{RMS}$ y $B \geq B_{RMS}$).

Tabla 15. Estimaciones de nivel de referencia por Stock Synthesis, ASPIC y JABBA.

Tabla 16. Resumen de los valores anteriores y distribuciones asociadas, utilizados en el caso de referencia del modelo JABBA para el pez espada del Atlántico sur.

Tabla 17. Parámetros del ciclo vital utilizados para estimar distribuciones previas de r y la mediana del parámetro de forma con los valores B_{RMS}/K correspondientes para S2 (modelo de crecimiento de García *et al.*) de la evaluación del pez espada del Atlántico sur. Las distribuciones previas se generan mediante un modelo de equilibrio estructurado por edad (ASEM).

Tabla 18. Parámetros del ciclo vital utilizados para estimar distribuciones previas de r y la mediana del parámetro de forma con los valores B_{RMS}/K correspondientes para S3 (modelo de crecimiento de Quelle *et al.*) de la evaluación del pez espada del Atlántico sur. Las distribuciones previas se generan mediante un modelo de equilibrio estructurado por edad (ASEM).

Tabla 19. Resultados para las distribuciones previas de r y mediana del parámetro de forma con los valores B_{RMS}/K correspondientes generadas mediante un modelo de equilibrio estructurado por edad (ASEM).

Tabla 20. Índices de abundancia utilizados en la evaluación del stock del Atlántico sur en 2022.

Tabla 21. Parámetros del ciclo vital para los modelos SS3 del pez espada del Atlántico sur.

Tabla 22. Resumen de los cuantiles posteriores presentados en forma de medianas de la distribución posterior marginal y asociadas a los intervalos de credibilidad del 95 % (5 % LCI y 95 % UCI) de los parámetros para el caso de referencia del modelo JABBA para el pez espada del Atlántico sur. σ_{proc} es el error del proceso, m es el parámetro de forma de Pella-Tomlinson, F_{RMS} es la tasa de mortalidad por pesca que produce el Rendimiento Máximo Sostenible (RMS), B_{RMS} es la biomasa en RMS y K es la biomasa no explotada.

Tabla 23. Resúmenes de los parámetros y niveles de referencia con las desviaciones estándar para los modelos SS3 del pez espada del Atlántico sur.

Tabla 24. Proyección estimada de la probabilidad (%) de merma del stock ($B < 10\%$ de B_{RMS}) para el caso de referencia del modelo para el pez espada del Atlántico sur. Se realizaron proyecciones estocásticas durante el periodo 2023-2033 con un rango de TAC fijos (6.000 – 15.000 t), incluido un escenario de capturas cero.

Tabla 25. Proyección estimada de la probabilidad (%) del caso de referencia del modelo para el pez espada del Atlántico sur. Se ofrecen proyecciones de probabilidad para $F \leq F_{RMS}$ (parte superior); $B \geq B_{RMS}$ (parte media); $F \leq F_{RMS}$ y $B \geq B_{RMS}$ (parte inferior). Se realizaron proyecciones estocásticas durante el periodo 2023-2033 con un rango de TAC fijos (6.000 – 15.000 t), incluido un escenario de captura cero. 9.826 toneladas es la media de los últimos tres años, considerada como la captura actual.

FIGURES

Figure 1. Tendance du modèle standardisé pour l'indice combiné de 2022. La ligne pointillée représente les limites de confiance à 95% des estimations du modèle.

Figure 2. Le modèle standardisé de 2022 est représenté avec les exercices de standardisation précédents. Les limites de confiance des modèles de 2017 et de 2022 sont représentées par des lignes pointillées.

Figure 3. Observations d'entrée de la fréquence des données pour l'indice standardisé de 2022 par facteur utilisé dans le modèle : trimestre, zone et nom du pavillon.

Figure 4. Distribution spatiale de l'effort de pêche (tâche 2 CE) de la CPUE d'entrée pour l'indice combiné du N-SWO. La taille du marqueur est proportionnelle à la somme de l'effort de pêche (nombre d'hameçons) dans chaque cellule de 5°x5°. La couleur et la forme du marqueur correspondent aux zones géographiques considérées dans le modèle de standardisation (voir SCRS/2022/115 pour plus de détails).

Figure 5. Distribution (CPUE) logarithmique nominale par année. Indice de biomasse combiné d'entrée de l'espadon du Nord de 2022.

Figure 6. Croissance spécifique au sexe supposée pour l'évaluation du stock d'espadon de l'Atlantique Nord réalisée au moyen de Stock Synthesis.

Figure 7. Estimations du modèle de sélectivité pour chaque flottille dans l'évaluation du stock de l'espadon de l'Atlantique Nord au moyen de Stock Synthesis. Les lignes bleues représentent la sélectivité avant la réglementation sur la taille minimale mise en place en 1992 et les lignes orange représentent la sélectivité après cette période.

Figure 8. Observations directes de la mortalité de l'espadon à la remontée en ce qui concerne les flottilles palangrières des États-Unis et du Canada (estimations réalisées à partir des données d'observateurs), et en ce qui concerne les flottilles palangrières du Taipei chinois et d'UE-Portugal (tirées d'études antérieures) (Coelho et Muñoz-Lechuga, 2019 ; Pan *et al.*, 2022) pour le modèle initial de Stock Synthesis pour le stock d'espadon de l'Atlantique Nord. La ligne noire représente la moyenne générale de toutes les valeurs.

Figure 9. Comparaison de RMSE pour les modèles avec l'indice palangrier d'UE-Espagne spécifique à l'âge (à gauche) et agrégé par âge (à droite).

Figure 10. Résultat du test des scénarios pour le modèle avec ajustement avec un indice combiné dans le modèle SS3 (SCRS/2022/124).

Figure 11. Deux vecteurs de maturité différents utilisés dans le modèle Stock Synthesis : le paramètre initial (à gauche) et le vecteur de Sharma et Arocha (2017).

Figure 12. Rejets déclarés d'espadon de l'Atlantique Nord par la flottille palangrière japonaise (cercles noirs) et incertitude associée (barres d'erreur des CV) assignés dans le modèle Stock Synthesis. Les tirets bleus représentent les rejets estimés.

Figure 13. Données de rejets déclarées par les États-Unis et le Canada (cercles noirs) avec barres d'erreur (CV) et rejets estimés (tirets bleus). Le panneau de gauche représente un modèle où les rejets ont été librement estimés pour toutes les flottilles dans le modèle SS3 (pas d'ajustement dans la fonction objectif) et le panneau de droite représente un modèle où les données de rejets déclarées seulement pour les flottilles palangrières des États-Unis (rangée supérieure) et du Canada (rangée inférieure) ont été ajustées dans la fonction objectif mais librement estimées dans les autres flottilles.

Figure 14. Indices d'abondance du N-SWO disponibles pour les modèles de production excédentaire. Les indices tracés sont mis à l'échelle de la moyenne de chaque indice à des fins de comparaison.

Figure 15. Analyse de corrélation réalisée sur les neuf indices d'abondance disponibles pour le stock de N-SWO. Le tableau supérieur montre les valeurs de corrélation par paire. La matrice diagonale inférieure montre les points de corrélation réels et la relation linéaire prédictive, tandis que les couleurs ombrées de la matrice diagonale supérieure montrent la valeur de la corrélation, les valeurs négatives étant en rouge et les valeurs positives en bleu.

Figure 16. Racine de l'erreur quadratique moyenne pour les ajustements aux indices (à gauche) et aux compositions par taille (à droite) pour l'évaluation du stock de référence d'espadon de l'Atlantique Nord en utilisant Stock Synthesis.

Figure 17. Tests des scénarios pour les ajustements aux indices pour l'évaluation du stock de référence d'espadon de l'Atlantique Nord en utilisant Stock Synthesis. SPN_1 et Combined_CPUE n'ont pas été utilisés dans le modèle SS3.

Figure 18. Résultats de la validation croisée de la simulation rétrospective (HCxval) pour trois ajustements de la capture par unité d'effort (CPUE) du modèle SS3 pour l'espalon de l'Atlantique Nord, montrant les valeurs observées (grands points reliés à la ligne pointillée), ajustées (lignes pleines) et les valeurs prévisionnelles à un an (petits points terminaux). La HCxval a été réalisée en utilisant un modèle de référence (Ref) et cinq scénarios de modèle de simulation rétrospective (lignes pleines) par rapport à la capture par unité d'effort (CPUE) attendue. Les observations utilisées pour la validation croisée sont mises en évidence par des cercles pleins codés par couleur avec des intervalles de confiance de 95% associés (ombrés 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). Le score de l'erreur moyenne absolue mise à l'échelle (MASE) associé à chaque série temporelle de CPUE est indiqué dans chaque panneau. La SPN_1 CPUE n'a pas été utilisée dans le modèle final.

Figure 19. Une analyse rétrospective des estimations de la biomasse du stock reproducteur (SSB) pour les modèles SS3 de l'espalon de l'Atlantique Nord a été réalisée en réajustant le modèle de référence (Ref) après avoir supprimé cinq années d'observations, une année à la fois de manière séquentielle. La statistique rho de Mohn et les valeurs « hindcast rho » correspondantes (entre parenthèses) sont incluses en haut des panneaux. Les projections à un an d'avance, représentées par des lignes pointillées colorées avec des points terminaux, sont indiquées pour chaque modèle. Les zones ombrées en gris sont les intervalles de confiance à 95% du modèle de référence.

Figure 20. Diagrammes MCMC pour le modèle du cas de référence JABBA pour l'espalon de l'Atlantique Nord.

Figure 21. Test de scénarios pour évaluer le caractère aléatoire de la série temporelle des valeurs résiduelles de CPUE pour le modèle du cas de référence pour l'évaluation JABBA de l'espalon de l'Atlantique Nord. Un panneau vert n'indiquerait aucune preuve de l'absence de caractère aléatoire des valeurs résiduelles des séries temporelles ($p>0,05$), tandis qu'un panneau rouge, comme illustré ici, indique une possible auto-corrélation. 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 3 sigmas).

Figure 22. Diagrammes de diagnostic de valeurs résiduelles des indices de CPUE pour le cas de référence du modèle JABBA pour l'espalon de l'Atlantique Nord. Les lignes indiquent les valeurs résiduelles de l'indice combiné pour une année donnée, et les lignes noires pleines indiquent un lissage de Loess.

Figure 23. Écarts d'erreur de processus (médiane : ligne continue) par rapport au modèle du cas de référence pour l'évaluation JABBA de l'espalon de l'Atlantique Nord. La zone grise ombrée indique les intervalles de crédibilité de 95%.

Figure 24. Analyse rétrospective réalisée pour le cas de référence du modèle de l'évaluation de l'espalon de l'Atlantique Nord, en supprimant séquentiellement une année à la fois ($n=5$) et en prédisant les tendances de la biomasse et de la mortalité par pêche (panneaux supérieurs), de la biomasse par rapport à la B_{PME} (B/B_{PME}) et de la mortalité par rapport à la F_{PME} (F/F_{PME}) (panneaux centraux), ainsi que de la biomasse par rapport à K (B/K) et de la courbe de production excédentaire (panneaux inférieurs).

Figure 25. Distributions a priori et a posteriori de divers paramètres de modèle et de gestion pour le cas de référence du modèle de l'évaluation JABBA de l'espalon de l'Atlantique Nord. PPRM : ratio de la distribution a posteriori/a priori des moyennes ; PPRV : ratio de la distribution a posteriori/a priori des variances.

Figure 26. Comparaison des trajectoires des tendances de la biomasse et de la mortalité par pêche du cas de base d'ASPIC de 2017 (SA de 2017) et du cas de continuité (SA de 2022) lors de la mise à jour des seules séries de captures (2016-2020) et en utilisant l'indice de biomasse combiné de 2017.

Figure 27. Comparaison des trajectoires des tendances de la biomasse et de la mortalité par pêche du cas de base d'ASPIC de 2017 (SA de 2017) et du cas de continuité (SA de 2022) lors de la mise à jour des séries de captures (2016 - 2020) et de l'utilisation de l'indice de biomasse combiné de 2022.

Figure 28. Scénario de continuité d'ASPIC avec l'indice combiné de 2022 et les séries de captures de 1950 - 2020. Le diagramme supérieur montre l'ajustement à la série des indices (pr) et les valeurs observées des indices (ob), et le diagramme inférieur montre les tendances relatives de la biomasse et de la mortalité par pêche estimées par le modèle.

Figure 29. Scénario de continuité : diagramme de diagnostic. Scénarios rétrospectifs sur cinq ans des valeurs relatives de la biomasse et de la mortalité par pêche (ligne supérieure) et valeurs absolues (ligne inférieure).

Figure 30. Scénario d'indices du groupe 1 d'ASPIC : le diagramme de gauche montre l'ajustement aux indices d'abondance et le diagramme de droite les tendances relatives de la biomasse et de la mortalité par pêche.

Figure 31. Scénario d'indices du groupe 1 d'ASPIC : scénario rétrospectif diagnostique sur cinq ans pour les tendances absolues (colonne de gauche) et relatives (colonne de droite) de la mortalité par pêche et de la biomasse.

Figure 32. Analyse du décalage d'un an dans les indices d'abondance du N-SWO. Les indices ont été mis à l'échelle de leur moyenne, les valeurs élevées (+, -) indiquent une grande variation de la biomasse relative du stock au cours d'une année.

Figure 33. Scénario d'indices du groupe 2A d'ASPIC : le diagramme de gauche montre l'ajustement aux indices d'abondance et le diagramme de droite les tendances relatives de la biomasse et de la mortalité par pêche.

Figure 34. Scénario d'indices du groupe 2A d'ASPIC : scénario rétrospectif diagnostique sur cinq ans pour les tendances absolues (colonne de gauche) et relatives (colonne de droite) de la mortalité par pêche et de la biomasse.

Figure 35. Le test diagnostique Jackknife d'ASPIC a été effectué sur les indices d'abondance du groupe 1 (Grp1, colonne de gauche) et du groupe 2A (Grp2A, colonne de droite). Les tendances relatives de la pêche (ligne supérieure) et de la biomasse (ligne inférieure) sont représentées graphiquement, chaque ligne représente les résultats du scénario lorsque l'indice indiqué dans la légende est exclu.

Figure 36. Ajustement d'ASPIC 2022 à l'indice de biomasse combinée et scénario d'estimation du paramètre B1/K : le diagramme de gauche montre l'ajustement à l'indice combiné d'abondance et celui de droite les tendances relatives de la biomasse et de la mortalité par pêche.

Figure 37. Ajustement d'ASPIC à l'indice combiné de biomasse de 2022 et scénario d'estimation du paramètre B1/K : scénario rétrospectif diagnostique de cinq ans pour les tendances relatives (rangée supérieure) et absolues (rangée inférieure) de la mortalité par pêche et de la biomasse.

Figure 38. Ajustement d'ASPIC à l'indice combiné de biomasse de 2022 avec le scénario d'estimation de MLE : le diagramme de gauche montre l'ajustement à l'indice combiné d'abondance et celui de droite les tendances relatives de la biomasse et de la mortalité par pêche.

Figure 39. Ajustement d'ASPIC à l'indice combiné de biomasse de 2022 et scénario d'estimation de MLE : scénario rétrospectif diagnostique de cinq ans pour les tendances relatives (rangée supérieure) et absolues (rangée inférieure) de la mortalité par pêche et de la biomasse.

Figure 40. Trajectoires de l'état du stock (B/B_{PME} et F/F_{PME}) pour l'évaluation actualisée du stock d'espadon de l'Atlantique Nord avec SS3.

Figure 41. Biomasse et mortalité par pêche (panneaux supérieurs), biomasse relative par rapport à B_{PME} (B/B_{PME}) et mortalité par pêche par rapport à F_{PME} (F/F_{PME}) (panneaux centraux) et biomasse relative par rapport à K (B/K) et courbe de production excédentaire (panneaux inférieurs) pour le modèle du cas de référence JABBA pour l'espadon de l'Atlantique Nord.

Figure 42. Diagramme de phase de Kobe de JABBA pour le cas de référence montrant les trajectoires des captures par rapport à B_{PME} et à PME pour l'espadon de l'Atlantique Nord.

Figure 43. Diagramme de Kobe montrant les trajectoires estimées (1950-2020) de B/B_{PME} et F/F_{PME} pour le modèle du cas de référence JABBA pour l'évaluation de l'espadon de l'Atlantique Nord. La probabilité que les points de la dernière année se situent dans chaque quadrant est indiquée dans le diagramme en camembert.

Figure 44. Projections pour B/B_{PME} et F/F_{PME} basées sur le modèle du cas de référence JABBA pour l'espadon de l'Atlantique Nord pour divers niveaux de capture future allant de 9.000 à 16.000 t, y compris un scénario de capture zéro. La capture initiale pour les années 2021-2022 a été fixée à 10.476 t, ce qui correspond à la capture de la dernière année (2020) disponible dans les données de capture. Les projections s'étendent jusqu'en 2033. Les lignes pointillées désignent B_{PME} et F_{PME} .

Figure 45. Trajectoires de B/B_{PME} (panneau supérieur) et F/F_{PME} (panneau inférieur) en utilisant Stock Synthesis (bleu), ASPIC (rouge) et JABBA (vert).

Figure 46. Captures (t) par flottille pour l'espadon de l'Atlantique Sud.

Figure 47. Indices standardisés de CPUE utilisés dans le cas de référence du modèle pour l'espadon de l'Atlantique Sud. Les indices qui ont été divisés (JPN, EU-SPN et CTP) sont indiqués en haut, et les autres (BRA, URU et ZAF) en bas.

Figure 48. Il a été suggéré d'effectuer un scénario supplémentaire en pondérant tous les indices par la variance de leur coefficient afin de tenir compte des incertitudes récentes.

Figure 49. Prises et effort nominaux des flottilles palangrières japonaises dans l'Atlantique Nord (en haut) et Sud (en bas).

Figure 50. Résumé des données disponibles par année pour l'espadon du Sud pour le modèle SS.

Figure 51. Diagrammes de diagnostic de valeurs résiduelles des indices de CPUE pour le cas de référence du modèle JABBA pour l'espadon de l'Atlantique Sud. Les diagrammes en boîte à moustaches indiquent la médiane

et les quantiles de toutes les valeurs résiduelles disponibles pour une année donnée, et les lignes noires pleines indiquent un lissage de Loess pour toutes les valeurs résiduelles.

Figure 52. Tests de scénarios pour évaluer le caractère aléatoire de la série temporelle des valeurs résiduelles de la CPUE par flottille pour le modèle du cas de référence pour l'évaluation JABBA de l'espodon de l'Atlantique Sud. 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 une possible autocorrélation. 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 3 sigmas).

Figure 53. Analyse par *jackknife* de l'indice réalisée pour le modèle JABBA du cas de référence pour l'évaluation de l'espodon de l'Atlantique Sud, en supprimant la CPUE d'une flottille à la fois et en prédisant les tendances de la biomasse et de la mortalité par pêche (panneaux supérieurs), de la biomasse relative par rapport à B_{PME} (B/B_{PME}) et de la mortalité par pêche relative par rapport à F_{PME} (F/F_{PME}) (panneaux centraux), ainsi que de la biomasse relative par rapport à K (B/K) et de la courbe de production excédentaire (panneaux inférieurs).

Figure 54. Écarts des erreurs de processus (médiane : ligne continue) par rapport au cas de référence du modèle pour l'évaluation JABBA de l'espodon de l'Atlantique Sud. La zone grise ombrée indique les intervalles de crédibilité de 95%.

Figure 55. Analyse rétrospective réalisée pour le cas de référence du modèle de l'évaluation de l'espodon de l'Atlantique Sud, en supprimant séquentiellement une année à la fois ($n=5$) et en prédisant les tendances de la biomasse et de la mortalité par pêche (panneaux supérieurs), de la biomasse relative par rapport à B_{PME} (B/B_{PME}) et de la mortalité par pêche relative par rapport à F_{PME} (F/F_{PME}) (panneaux centraux), ainsi que de la biomasse relative par rapport à K (B/K) et de la courbe de production excédentaire (panneaux inférieurs).

Figure 56. Distributions a priori et a posteriori de divers paramètres du modèle et de gestion pour le modèle du cas de référence de l'évaluation JABBA de l'espodon de l'Atlantique Sud. PPRM : ratio de la distribution a posteriori/a priori des moyennes ; PPRV : ratio de la distribution a posteriori/a priori des variances.

Figure 57. Diagramme des valeurs résiduelles conjointes pour les ajustements de l'indice et les profils de vraisemblance pour R_0 pour les modèles SS3 de l'espodon de l'Atlantique Sud. Panneaux supérieurs (« Sel_Asym_model »); Panneaux inférieurs (« Sel_DN model »).

Figure 58. Ajustements des CPUE pour chaque flottille pour les modèles SS3 de l'espodon de l'Atlantique Sud. Panneaux de gauche (« Sel_Asym_model ») ; Panneaux de droite (« Sel_DN model »).

Figure 59. Tests des scénarios pour évaluer quantitativement le caractère aléatoire de la série temporelle des valeurs résiduelles de la CPUE par flottille pour les modèles SS3. 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 3 sigmas). Panneaux supérieurs (« Sel_Asym_model »); Panneaux inférieurs (« Sel_DN model »).

Figure 60. Analyse rétrospective pour le modèle SS3 de l'espodon de l'Atlantique Sud (« Sel_Asym_model » - panneaux supérieurs et « modèle Sel_DN » - panneaux inférieurs), en supprimant séquentiellement une année à la fois ($n=8$) et en prédisant les tendances de la biomasse et de la mortalité par pêche relative.

Figure 61. Résultats de la validation croisée par simulation rétrospective pour les deux modèles SS3 pour l'espodon de l'Atlantique Sud (« Sel_Asym_model » : - panneaux supérieurs et « Sel_DN model » - panneaux inférieurs), montrant les prévisions à un an d'avance des valeurs de la CPUE (2013-2020), réalisées avec huit scénarios du modèle par 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 62. Ajustements du modèle aux compositions de tailles agrégées pour chaque flottille (panneaux supérieurs gauches), diagramme des valeurs résiduelles conjointes pour les ajustements de la composition de tailles (panneau supérieur droit) et tests de scénarios des ajustements de la composition de taille (panneaux inférieurs) pour l'espodon de l'Atlantique Sud (« Sel_Asym_model ») avec SS3 . 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 3 sigmas).

Figure 63. Ajustements du modèle aux compositions de taille agrégées pour chaque flottille (panneaux supérieurs gauches), diagramme conjoint des valeurs résiduelles pour les ajustements de la composition de tailles (panneau supérieur droit) et tests de sortie des ajustements de la composition de taille (panneaux inférieurs) pour l'espadon de l'Atlantique Sud (« Sel_DN model ») avec SS3. 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 3 sigmas).

Figure 64. Sélectivités aux formes de taille pour le « Sel_Asym_model » (panneau supérieur) et le modèle alternatif Sel_DN model ; panneau inférieur).

Figure 65. Comparaisons de B/BPME et F/FPME estimées dans les modèles d'évaluation des stocks de 2013, 2017 et 2022 (S1 - S3, sans inclure les modèles SS) pour le stock d'espadon de l'Atlantique Sud.

Figure 66. Biomasse et mortalité par pêche (panneaux supérieurs), biomasse relative par rapport à B_{PME} (B/B_{PME}) et mortalité par pêche relative par rapport à F_{PME} (F/F_{PME}) (panneaux centraux) et biomasse relative par rapport à K (B/K) et courbe de production excédentaire (panneaux inférieurs) pour le cas de référence du modèle JABBA pour l'espadon de l'Atlantique Sud.

Figure 67. Diagramme de phase de Kobe de JABBA pour le cas de référence montrant les trajectoires des captures par rapport à B_{PME} et à PME pour l'espadon de l'Atlantique Sud.

Figure 68. Tendances de la biomasse reproductrice relative par rapport à SSB_{PME} (SSB/SSB_{PME}) et de la mortalité par pêche relative par rapport à $FPME$ ($F/FPME$), et écarts du recrutement estimés annuellement par rapport aux modèles SS3 pour l'espadon de l'Atlantique Sud.

Figure 69. Courbe de production selon les niveaux d'épuisement de la biomasse reproductrice pour les deux modèles SS3 pour l'espadon de l'Atlantique Sud.

Figure 70. Comparaison de la biomasse par rapport à B_{PME} (B/B_{PME}) pour le cas de référence du modèle SS3 pour l'espadon de l'Atlantique Nord de 2022 (base v2h88), et les cas de référence de 2013 et 2017.

Figure 71. Comparaison de la mortalité par pêche par rapport à F_{PME} (F/F_{PME}) pour le cas de référence du modèle SS3 pour l'espadon de l'Atlantique Nord de 2022 (base v2h88), et les cas de référence de 2013 et 2017.

Figure 72. Comparaisons de B/BPME et F/FPME entre le cas de référence JABBA et deux scénarios de Stock Synthesis pour le stock d'espadon de l'Atlantique Sud.

Figure 73. Tendances de l'évaluation du stock de 2022 (B/BPME et F/FPME) pour le cas de référence du modèle JABBA pour l'espadon de l'Atlantique Sud.

Figure 74. Diagramme de Kobe montrant les trajectoires estimées (1950-2020) de B/BPME et F/FPME pour le cas de référence du modèle JABBA pour l'évaluation de l'espadon de l'Atlantique Sud. La probabilité que les points de la dernière année se situent dans chaque quadrant est indiquée dans le diagramme en camembert.

Figure 75. Comparaison des écarts d'erreur de processus du cas de référence du modèle JABBA (à gauche) et des écarts d'erreur de processus projetés résultant des configurations de projection AR1 JABBA (à droite). Les lignes verticales en pointillés représentent une période de 10 ans dans chaque figure.

Figure 76. Projections pour B/BPME et F/FPME basées sur le cas de référence du modèle JABBA pour l'espadon de l'Atlantique Sud pour différents niveaux de capture future allant de 6.000 à 15.000 tonnes, y compris un scénario de capture zéro. La prise initiale pour les années 2021-2022 a été fixée à la moyenne des prises déclarées des trois dernières années (2018-2020), soit 9.826 t. Les projections s'étendent jusqu'en 2033. La ligne pointillée représente BPME.

Figure 77. Distributions sous forme d'histogrammes des projections stochastiques pour F/FPME (en haut) et B/BPME (en bas) basées sur le cas de référence du modèle JABBA pour l'espadon de l'Atlantique Sud pour divers niveaux de capture future allant de 8.000 à 13.000 t. Les projections s'étendent jusqu'en 2033 selon des échéances variables (2023-2028; 2030;2033).

FIGURAS

Figura 1. Tendencia de modelo estandarizado para el índice combinado de 2022. La línea discontinua representa los límites de confianza del 95 % de las estimaciones del modelo.

Figura 2. Modelo estandarizado de 2022 ilustrado con ejercicios de estandarización anteriores. Los límites de confianza de los modelos de 2017 y 2022 se representan como líneas discontinuas.

Figura 3. Observaciones de entrada de frecuencia de datos del índice estandarizado de 2022 por factor usado en el modelo: trimestre, zona y nombre del pabellón.

Figura 4. Distribución espacial del esfuerzo de pesca (Tarea 2 CE) de la CPUE de entrada para el índice combinado del pez espada del norte. El tamaño del marcador es proporcional a la suma del esfuerzo de pesca (número de anzuelos) en cada celda de 5x5. El color y la forma del marcador se corresponden con las zonas geográficas consideradas en el modelo de estandarización (véase SCRS/2022/115 para más detalles).

Figura 5. Distribución (CPUE) logarítmica nominal por año. Índice de biomasa combinado de entrada de pez espada del norte de 2022.

Figura 6. Crecimiento específico del sexo asumido para la evaluación del stock de pez espada del Atlántico norte realizada mediante Stock Synthesis.

Figura 7. Estimaciones del modelo de selectividad para cada flota en la evaluación del stock de pez espada del Atlántico norte mediante Stock Synthesis. Las líneas azules ilustran la selectividad anterior a la reglamentación sobre talla mínima implementada en 1992 y las líneas naranjas ilustran la selectividad después de ese periodo.

Figura 8. Observaciones directas de mortalidad en la virada para el pez espada de las flotas de palangre de EE. UU. y Canadá, que se estimaron a partir de los datos de los observadores, y de las flotas de palangre de Taipeí Chino y de UE-Portugal tomadas de estudios anteriores (Coelho y Muñoz-Lechuga, 2019; Pan *et al.*, 2022) para el modelo inicial de Stock Synthesis para el stock de pez espada del Atlántico norte. La línea negra ilustra la media global en todos los valores.

Figura 9. Comparación de RMSE de los modelos con índice del palangre de UE-España específico de la edad (izquierda) y agregado por edad (derecha).

Figura 10. Resultado de las pruebas de ensayo del modelo con ajuste con un índice combinado en el modelo SS3 (SCRS/2022/124).

Figura 11. Dos vectores de madurez distintos utilizados en el modelo Stock Synthesis: especificación inicial (izquierda) y vector de Sharma y Arocha (2017).

Figura 12. Descartes comunicados de la flota palangrera de Japón (círculos negros) e incertidumbre asociada (barras de error de CV) asignados en el modelo Stock Synthesis del pez espada en el Atlántico norte. Los descartes estimados se representan en azul discontinuo.

Figura 13. Datos de descartes comunicados por EE. UU. y Canadá (círculos negros) con barras de error (CV) y descartes estimados (azul discontinuo). El panel izquierdo representa un modelo en el que los descartes se estimaron libremente para todas las flotas en el modelo SS3 (no ajustados en la función objetivo) y el panel derecho representa un modelo en el que los datos de descartes comunicados únicamente por las flotas de palangre de EE. UU. (fila superior) y Canadá (fila inferior) se ajustaron a la función objetivo pero se estimaron libremente en las demás flotas.

Figura 14. Índices de abundancia del pez espada del norte disponibles para los modelos de producción excedente. Los índices representados se escalan a la media de cada índice con fines comparativos.

Figura 15. Análisis de correlación realizado en los nueve índices de abundancia disponibles para el stock de pez espada del norte. En la tabla superior aparecen los valores de correlación por pares. La matriz diagonal inferior muestra los puntos de correlación reales y la relación lineal prevista, mientras que los colores sombreados de la

matriz diagonal superior muestran el valor de correlación con los valores negativos en rojo y los valores positivos en azul.

Figura 16. Raíz de error cuadrático medio para ajustes a los índices (izquierda) y composiciones por tallas (derecha) para la evaluación del stock de referencia del pez espada del Atlántico norte mediante Stock Synthesis.

Figura 17. Pruebas de ensayos para ajustes a los índices para la evaluación del stock de referencia del pez espada del Atlántico norte mediante Stock Synthesis. No se utilizaron SPN_1 ni Combined_CPUE en el modelo SS3.

Figura 18. Resultados de la validación cruzada de la simulación retrospectiva (HCxval) para tres ajustes a la captura por unidad de esfuerzo (CPUE) del modelo SS3 del pez espada del Atlántico norte, que muestran los valores observados (puntos grandes conectados con línea discontinua), ajustados (líneas continuas) y de previsión a un año vista (puntos terminales pequeños). HCxval se realizó con un modelo de referencia (Ref) y cinco ensayos del modelo de simulación retrospectiva (líneas continuas) con respecto a la captura por unidad de esfuerzo (CPUE) prevista. Las observaciones utilizadas para la validación cruzada se resaltan como círculos sólidos con código de colores con intervalos de confianza asociados del 95 % (sombreado gris claro). El año de referencia del modelo se refiere a los puntos finales de cada previsión a un año vista y a la observación correspondiente (es decir, el año de eliminación + 1). La puntuación del error medio absoluto escalado (MASE) asociado con cada serie temporal de CPUE se indica en cada panel. No se utilizó la CPUE de SPN_1 en el modelo final.

Figura 19. Análisis retrospectivo de las estimaciones de la biomasa del stock reproductor (SSB) para los modelos SS3 del pez espada del Atlántico norte realizadas mediante el reajuste del modelo de referencia (Ref) tras eliminar cinco años de observaciones, un año cada vez de forma secuencial. La estadística rho de Mohn y los valores “rho retrospectivos” correspondientes (entre corchetes) se visualizan en la parte superior de los paneles. Las previsiones a un año vista que se indican mediante líneas discontinuas con código de colores y puntos terminales se muestran para cada modelo. Las zonas sombreadas en gris representan los intervalos de confianza del 95 % del modelo de referencia.

Figura 20. Diagramas MCMC para el caso de referencia del modelo JABBA para el pez espada del Atlántico norte.

Figura 21. Pruebas de ensayos para evaluar la aleatoriedad de la serie temporal de valores residuales de CPUE para el caso de referencia del modelo para la evaluación JABBA del pez espada del Atlántico norte. Un panel verde indicaría que no hay evidencias de falta de aleatoriedad de los valores residuales de la serie temporal ($p>0,05$), mientras que un panel rojo, como se muestra aquí, indica una posible autocorrelación. 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 de 3 sigmas).

Figura 22. Diagramas de diagnóstico de valores residuales de los índices de CPUE para el caso de referencia del modelo JABBA para el pez espada del Atlántico norte. Las líneas indican los valores residuales del índice combinado de cualquier año determinado, y las líneas negras continuas indican un alisado Loess.

Figura 23. Desviaciones de error de proceso (mediana: línea continua) del caso de referencia del modelo para la evaluación JABBA del pez espada del Atlántico norte. La zona sombreada en gris indica intervalos de credibilidad del 95 %.

Figura 24. Análisis retrospectivo realizado al caso de referencia del modelo de la evaluación del pez espada del Atlántico norte, eliminando un año cada vez de forma secuencial ($n=5$) y prediciendo las tendencias en la biomasa y la mortalidad por pesca (paneles superiores), la biomasa relativa a B_{RMS} (B/B_{RMS}) y la mortalidad por pesca relativa a F_{RMS} (F/F_{RMS}) (paneles medios) y la biomasa relativa a K (B/K) y la curva de producción excedente (paneles inferiores).

Figura 25. Distribución previa y posterior de varios parámetros del modelo y de ordenación para el caso de referencia del modelo para la evaluación JABBA del pez espada del Atlántico norte. PPRM: Ratio de la distribución posterior y de la distribución previa de las medias; PPRV: Ratio de la distribución posterior y de la distribución previa de las varianzas.

Figura 26. Comparación de las trayectorias de tendencias de biomasa y mortalidad por pesca del caso base ASPIC de 2017 (2017 SA) y del caso de continuidad (2022 SA) al actualizar únicamente las series de captura (2016-2020) con el índice de biomasa combinado de 2017.

Figura 27. Comparación de las trayectorias de tendencias de biomasa y mortalidad por pesca del caso base ASPIC de 2017 (2017 SA) y del caso de continuidad (2022 SA) al actualizar ambas series de captura (2016-2020) con el índice de biomasa combinado de 2022.

Figura 28. Ensayo de continuidad de ASPIC con el índice combinado de 2022 y las series de captura 1950-2020. El diagrama superior muestra los valores de ajuste a la serie del índice (pr) y los valores observados del índice (ob), y el diagrama inferior muestra las tendencias de la biomasa y la mortalidad por pesca relativas estimadas por el modelo.

Figura 29. Ensayo de continuidad de ASPIC: diagrama de diagnóstico. Ensayos retrospectivos de cinco años de los valores relativos de la biomasa o la mortalidad por pesca (fila superior) y absolutos (fila inferior).

Figura 30. Ensayo de índices del grupo 1 de ASPIC: el diagrama izquierdo muestra el ajuste a los índices de abundancia y el diagrama derecho las tendencias de biomasa y mortalidad por pesca relativas.

Figura 31. Ensayo de índices del grupo 1 de ASPIC: ensayo de diagnóstico retrospectivo de cinco años para las tendencias de mortalidad por pesca y biomasa absolutas (columna izquierda) y relativas (columna derecha).

Figura 32. Análisis de desfase de un año en los índices de abundancia de pez espada del norte. Los índices se han escalado a su mediana, los valores elevados (+, -) indican una gran variación de la biomasa relativa del stock en un año.

Figura 33. Ensayo de índices del grupo 2A de ASPIC: el diagrama izquierdo muestra el ajuste a los índices de abundancia y el diagrama derecho las tendencias de biomasa y mortalidad por pesca relativas.

Figura 34. Ensayo de índices del grupo 2A de ASPIC: ensayo de diagnóstico retrospectivo de cinco años para las tendencias de mortalidad por pesca y biomasa absolutas (columna izquierda) y relativas (columna derecha).

Figura 35. La prueba de diagnóstico *jackknife* de ASPIC se realizó en los índices de abundancia del Grupo 1 (Grp1, columna izquierda) y del Grupo 2A (Grp2A, columna derecha). Se muestran las tendencias relativas de pesca (fila superior) y biomasa (fila inferior), cada línea representa los resultados del ensayo cuando se excluye el índice que se indica en la leyenda.

Figura 36. Ajuste de ASPIC al índice de biomasa combinado de 2022 y ensayo de estimación del parámetro B1/K: el diagrama izquierdo muestra el ajuste al índice combinado de abundancia y el diagrama derecho las tendencias de biomasa y mortalidad por pesca relativas.

Figura 37. Ajuste de ASPIC al índice de biomasa combinado de 2022 y ensayo de estimación de parámetro B1/K: ensayo de diagnóstico retrospectivo de cinco años para las tendencias de mortalidad por pesca y biomasa relativas (fila superior) y absolutas (fila inferior).

Figura 38. Ajuste de ASPIC al índice de biomasa combinado de 2022 con ensayo de estimación de MLE: el diagrama izquierdo muestra el ajuste al índice combinado de abundancia y el diagrama derecho las tendencias de biomasa y mortalidad por pesca relativas.

Figura 39. Ajuste de ASPIC al índice de biomasa combinado de 2022 con ensayo de estimación de MLE: ensayo de diagnóstico retrospectivo de cinco años para las tendencias de mortalidad por pesca y biomasa relativas (fila superior) y absolutas (fila inferior).

Figura 40. Trayectorias del estado del stock (B/B_{RMS} y F/F_{RMS}) para la evaluación de stock actualizada SS3 para el pez espada del Atlántico norte.

Figura 41. Biomasa y mortalidad por pesca (paneles superiores), biomasa relativa a B_{RMS} (B/B_{RMS}) y mortalidad por pesca relativa a F_{RMS} (F/F_{RMS}) (paneles medios) y biomasa relativa a K (B/K) y curva de producción excedente (paneles inferiores) para el caso de referencia del modelo JABBA para el pez espada del Atlántico norte.

Figura 42. Diagrama de fase de Kobe de JABBA para el caso de referencia que muestra las trayectorias de las capturas en relación con B_{RMS} y RMS para el pez espada del Atlántico norte.

Figura 43. Diagrama de Kobe que muestra las trayectorias estimadas (1950-2020) de B/B_{RMS} y F/F_{RMS} para el caso de referencia del modelo JABBA para la evaluación del pez espada del Atlántico norte. La probabilidad de que los puntos del año terminal recaigan dentro de cada cuadrante se indica en el diagrama de tarta.

Figura 44. Proyecciones para B/B_{RMS} y F/F_{RMS} basadas en el caso de referencia del modelo JABBA para el pez espada del Atlántico norte para varios niveles de captura futura que oscilan entre 9.000 y 16.000 t, incluido un escenario de capturas cero. La captura inicial para los años 2021-2022 se fijó en 10.476 t, que es la captura del último año (2020) disponible en los datos de capturas. Las proyecciones se realizaron hasta 2033. Las líneas discontinuas representan B_{RMS} y F_{RMS} .

Figura 45. Trayectorias de B/B_{RMS} (panel superior) y F/F_{RMS} (panel inferior) utilizando Stock Synthesis (azul), ASPIC (rojo) y JABBA (verde).

Figura 46. Capturas (t) por flota para el pez espada del Atlántico sur.

Figura 47. Índices de CPUE estandarizados utilizados en el caso de referencia del modelo para el pez espada del Atlántico sur. Los índices que se dividieron (JPN, EU-SPN y CTP) se muestran en la parte superior y el resto (BRA, URU y ZAF) se muestran en la parte inferior.

Figura 48. Se propuso un ensayo adicional ponderando todos los índices con su coeficiente de varianza para tener en cuenta las incertidumbres recientes.

Figura 49. Capturas y esfuerzo nominales por las flotas palangreras de Japón en el Atlántico norte (parte superior) y sur (parte inferior).

Figura 50. Resumen de datos disponibles por año para el pez espada del sur para el modelo SS.

Figura 51. Diagramas de diagnóstico de residuos de los índices de CPUE para el caso de referencia del modelo JABBA para el pez espada del Atlántico sur. Los diagramas de caja indican la mediana y los cuantiles de todos los residuos disponibles para cualquier año determinado y las líneas negras continuas indican un alisado Loess en todos los residuos.

Figura 52. Pruebas de ensayos para evaluar la aleatoriedad de la serie temporal de residuos de CPUE por flota para el caso de referencia del modelo para la evaluación JABBA del pez espada del Atlántico sur. Los paneles verdes indican que no hay evidencias de falta de aleatoriedad de los residuos de la serie temporal ($p>0,05$) mientras que los paneles rojos indican una posible autocorrelación. La zona sombreada interior muestra tres errores estándar de la media global y los círculos rojos identifican un año específico con residuos superiores a este valor umbral (norma de 3 sigmas).

Figura 53. Análisis del índice *jackknife* realizado al caso de referencia del modelo JABBA de la evaluación del pez espada del Atlántico sur, eliminando una flota de CPUE cada vez y prediciendo las tendencias en la biomasa y la mortalidad por pesca (paneles superiores), la biomasa relativa a B_{RMS} (B/B_{RMS}) y la mortalidad por pesca relativa a F_{RMS} (F/F_{RMS}) (paneles medios) y la biomasa relativa a K (B/K) y la curva de producción excedente (paneles inferiores).

Figura 54. Desviaciones de error de proceso (mediana: línea continua) del caso de referencia del modelo para la evaluación JABBA del pez espada del Atlántico sur. La zona sombreada en gris indica intervalos de credibilidad del 95 %.

Figura 55. Análisis retrospectivo realizado al caso de referencia del modelo de la evaluación del pez espada del Atlántico sur, eliminando un año cada vez de forma secuencial ($n=5$) y prediciendo las tendencias en la biomasa y la mortalidad por pesca (paneles superiores), la biomasa relativa a B_{RMS} (B/B_{RMS}) y la mortalidad por pesca relativa a F_{RMS} (F/F_{RMS}) (paneles medios) y la biomasa relativa a K (B/K) y la curva de producción excedente (paneles inferiores).

Figura 56. Distribución previa y posterior de varios parámetros del modelo y de ordenación para el caso de referencia del modelo para la evaluación JABBA del pez espada del Atlántico sur. PPRM: Ratio de la distribución posterior y de la distribución previa de las medias; PPRV: Ratio de la distribución posterior y de la distribución previa de las varianzas.

Figura 57. Diagrama de residuos conjuntos para los ajustes de los índices y los perfiles de verosimilitud para R0 para los modelos SS3 del pez espada del Atlántico sur. Paneles superiores (“Sel_Asym_model”); Paneles inferiores (“Sel_DN_model”).

Figura 58. Ajustes de CPUE para cada flota para los modelos SS3 del pez espada del Atlántico sur. Paneles izquierdos (“Sel_Asym_model”); Paneles derechos (“Sel_DN_model”).

Figura 59. Pruebas de ensayos para evaluar cuantitativamente la aleatoriedad de la serie temporal de los residuos de CPUE por flota para los modelos SS3. Los paneles verdes indican que no hay evidencias de la falta de aleatoriedad de los residuos 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 residuos superiores a este valor umbral (norma de 3 sigmas). Paneles superiores (“Sel_Asym_model”); Paneles inferiores (“Sel_DN_model”).

Figura 60. Análisis retrospectivo para el modelo SS3 del pez espada del Atlántico sur (“Sel_Asym_model” – paneles superiores y “Sel_DN_model” – paneles inferiores), eliminando un año cada vez de forma secuencial ($n=8$) y prediciendo las tendencias de la biomasa y la mortalidad por pesca relativa.

Figura 61. Resultados de validación cruzada de la simulación retrospectiva para los dos modelos SS3 para el pez espada del Atlántico sur (“Sel_Asym_model” – paneles superiores y “Sel_DN_model” – paneles inferiores), que muestran las previsiones de los valores de CPUE con un año de antelación (2013-2020), 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 a un año vista y a la observación correspondiente (es decir, el año de eliminación + 1).

Figura 62. Ajustes del modelo a las composiciones por talla agregadas para cada flota (paneles superiores a la izquierda), diagrama de residuos conjuntos para los ajustes de la composición por tallas (panel superior a la derecha) y pruebas de ensayos de los ajustes de la composición por tallas (paneles inferiores) para SS3 del pez espada del Atlántico sur (“Sel_Asym_model”). Los paneles verdes indican que no hay evidencias de la falta de aleatoriedad de los residuos 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 residuos superiores a este valor umbral (norma de 3 sigmas).

Figura 63. Ajustes del modelo a las composiciones por talla agregadas para cada flota (paneles superiores a la izquierda), diagrama de residuos conjuntos para los ajustes de la composición por tallas (panel superior a la derecha) y pruebas de ensayos de los ajustes de la composición por tallas (paneles inferiores) para SS3 del pez espada del Atlántico sur (“Sel_DN_model”). Los paneles verdes indican que no hay evidencias de la falta de aleatoriedad de los residuos 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 residuos superiores a este valor umbral (norma de 3 sigmas).

Figura 64. Formas de selectividades por talla para el modelo “Sel_Asym_model” (panel superior) y modelo alternativo (“Sel_DN_model”; panel inferior).

Figura 65. Comparaciones de B/Br_MS y F/F_R_MS estimadas en los modelos de evaluación del stock de 2013, 2017 y 2022 (S1 – S3, no se incluyen modelos SS) para el stock de pez espada del Atlántico sur.

Figura 66. Biomasa y mortalidad por pesca (paneles superiores), biomasa relativa a Br_MS (B/B_R_MS) y mortalidad por pesca relativa a Fr_MS (F/F_R_MS) (paneles medios) y biomasa relativa a K (B/K) y curva de producción excedente (paneles inferiores) para el caso de referencia del modelo JABBA para el pez espada del Atlántico sur.

Figura 67. Diagrama de fase de Kobe de JABBA para el caso de referencia que muestra las trayectorias de las capturas en relación con Br_MS y RMS para el pez espada del Atlántico sur.

Figura 68. Tendencias en biomasa reproductora relativa a SSB_R_MS (SSB/SSB_R_MS) y mortalidad por pesca relativa a Fr_MS (F/F_R_MS), y desviaciones de reclutamiento estimadas anualmente de los modelos SS3 del pez espada del Atlántico sur.

Figura 69. Curva de rendimiento por niveles de merma de la biomasa reproductora para los dos modelos SS3 para el pez espada del Atlántico sur.

Figura 70. Comparación de la biomasa relativa a B_{RMS} (B/B_{RMS}) para el caso de referencia del modelo SS3 para el pez espada del Atlántico norte en 2022 (base v2h88) y los casos de referencia de 2013 y 2017.

Figura 71. Comparación de la mortalidad por pesca relativa a F_{RMS} (F/F_{RMS}) para el caso de referencia del modelo SS3 para el pez espada del Atlántico norte en 2022 (base v2h88) y los casos de referencia de 2013 y 2017.

Figura 72. Comparaciones de B/B_{RMS} y F/F_{RMS} entre el caso de referencia de JABBA y dos ensayos de Stock Synthesis para el stock de pez espada del Atlántico sur.

Figura 73. Tendencias de evaluación de stock de 2022 (B/B_{RMS} y F/F_{RMS}) para el caso de referencia del modelo JABBA para el pez espada del Atlántico sur.

Figura 74. Diagrama de Kobe que muestra las trayectorias estimadas (1950-2020) de B/B_{RMS} y F/F_{RMS} para el caso de referencia del modelo JABBA para la evaluación del pez espada del Atlántico sur. La probabilidad de que los puntos del año terminal recaigan dentro de cada cuadrante se indica en el diagrama de tarta.

Figura 75. Comparación de las desviaciones de error de proceso del caso de referencia del modelo JABBA (izquierda) y desviaciones de error de proceso proyectadas resultantes de la configuración de proyección de AR1 de JABBA (derecha). Las líneas verticales discontinuas representan un periodo de 10 años en cada figura.

Figura 76. Proyecciones para B/B_{RMS} y F/F_{RMS} basadas en el caso de referencia del modelo JABBA para el pez espada del Atlántico sur para varios niveles de captura futura que oscilan entre 6.000 y 15.000 t, incluido un escenario de capturas cero. La captura inicial para los años 2021-2022 se fijó en la media de la captura comunicada de los últimos tres años (2018-2020): 9.826 t. Las proyecciones se realizaron hasta 2033. La línea discontinua indica B_{RMS} .

Figura 77. Distribuciones del histograma de proyecciones estocásticas para F/F_{RMS} (superior) y B/B_{RMS} (inferior) basadas en el caso de referencia del modelo JABBA para el pez espada del Atlántico sur para varios niveles de captura futura que oscilan entre 8.000 y 13.00 t. Las proyecciones se realizan hasta 2033 en plazos variables (2023-2028; 2030; 2033).

APPENDICES

Appendice 1. Ordre du jour.

Appendice 2. Liste des participants.

Appendice 3. Liste des documents et des présentations.

Appendice 4. Résumés des documents SCRS tels que fournis par les auteurs.

APÉNDICES

Apéndice 1. Orden del día

Apéndice 2. Lista de participantes

Apéndice 3. Lista de documentos y presentaciones.

Apéndice 4. Resúmenes de documentos y presentaciones SCRS tal y como fueron presentadas por los autores.

Table 1. Fleet structure for the N-SWO stock synthesis model.

North Atlantic swordfish

FL	Fishery ID	Description	Time	Catch/Size (FlagName*)	Catch/Size (GearGrpCode*)	CPUE	CPUE: Retained/ Discards	Size: Retained/Discards
1	SPNLL	EU-Spain LL (longline)	1950-2020	EU-España	LL	1982-2019 by age	Retained	Retained
2	USALL	USA LL	1950-2020	USA	LL	1993-2020	Both	Both
3	CANLL	Canada LL	1950-2020	Canada	LL	1962-2020	Retained	Both
4	JPNLL1	Japan LL early	1950-1993	Japan	LL	1976-1993	Retained	Both
5	JPNLL2**	Japan LL late	1994-2020	Japan	LL	1994-2020 (no 2000-2005)	Retained	Both
6	PORLL	EU-Portugal LL	1950-2020	EU-Portugal	LL	1999-2020	Both	Both
7	CTPLL1	Chinese Taipei LL early	1950-1989	Chinese Taipei	LL	1968-1989	Retained	Both
8	CTPLL2	Chinese Taipei LL late	1990-2020	Chinese Taipei	LL	1997-2020	Retained	Both
9	MORLL	Morocco LL	1950-2020	Maroc	LL	2005-2020	Retained	Retained
10	Harpoon	Canada/USA Harpoon	1950-2020	Canada, USA	HP	-		
11	Others	LL by the other CPCs, and all other gears except HP	1950-2020	LL (except the flags listed above), and all other gears except HP	borrow USALL FL2	-		

*FlagName and GearGrpCode are in ICCAT database

**Time block is defined: 1994-2009, 2010-2020

Table 2. Fleet structure for the S-SWO stock synthesis model.

South Atlantic swordfish

FL	Fishery ID	Description	Time	Catch/Size (FlagName*)	Catch/Size (GearGrpCode*)	CPUE
1	SPNLL	EU-Spain LL	1950-2020	EU-Espana	LL	1989-2019
2	BRALL	Brazil LL	1950-2020	Brazil	LL	1994-2020
3	JPNLL1	Japan LL early	1950-1993	Japan	LL	1976-1993
4	JPNLL2	Japan LL late	1994-2020	Japan	LL	1994-2020
5	CTPLL1	Chinese Taipei LL early	1950-1990	Chinese Taipei	LL	1968-1990
6	CTPLL2	Chinese Taipei LL late	1991-2020	Chinese Taipei	LL	1997-2020
7	ZAFLL	South Africa LL	1950-2020	South Africa	LL	2004-2020
8	URYLL	Uruguay LL	1950-2013	Uruguay	LL	2001-2012
9	PORLL	Portugal LL	1950-2020	Portugal	LL	-
10	OthLL	LL by the other CPCs	1950-2020	all others	LL	-
11	Others	All others	1950-2020	all others	all	-

*FlagName and GearGrpCode in ICCAT database

Table 3. Model factors and their deviance profiles for the positive catch rate value component and the proportion positive component of the delta-lognormal model. Highlighted rows are for factors that explain a relatively high proportion of the total deviance i.e., approximately 5%.

Model factors positive catch rates values	d.f.	Residual deviance	Change in deviance	% of total deviance	p
1	0	67875.3			
Year	57	59072.9	8802.4	17.2%	< 0.001
Year Zone	13	52831.6	6241.3	12.2%	< 0.001
Year Zone Qtr	3	52456.8	374.7	0.7%	< 0.001
Year Zone Qtr FlagName	6	19399.0	33057.9	64.6%	< 0.001
Year Zone Qtr FlagName Year*Qtr	171	19111.4	287.5	0.6%	< 0.001
Year Zone Qtr FlagName Year*Qtr Zone*Qtr	39	19005.4	106.0	0.2%	< 0.001
Year Zone Qtr FlagName Year*Qtr Zone*Flagname	42	18019.7	1091.7	2.1%	< 0.001
Year Zone Qtr FlagName Year*Qtr Year*Zone	710	16729.0	2382.4	4.7%	< 0.001
Year Zone Qtr FlagName Year*Qtr Year*Flagname	205	16721.1	2390.3	4.7%	< 0.001

Model factors proportion positives	d.f.	Residual deviance	Change in deviance	% of total deviance	p
1	0	14245.7			
Year	57	12529.3	1716.4	20.8%	< 0.001
Year Qtr	3	12482.1	47.2	0.6%	< 0.001
Year Qtr Zone	13	11662.4	819.7	9.9%	< 0.001
Year Qtr Zone Flagname	6	7756.5	3905.8	47.4%	< 0.001
Year Qtr Zone Qtr*Zone	39	7645.2	111.4	1.4%	< 0.001
Year Qtr Zone Zone*Flagname	44	7213.4	543.1	6.6%	< 0.001
Year Qtr Zone Year*Zone	717	6196.6	1560.0	18.9%	< 0.001
Year Qtr Zone Year*Flagname	209	6006.0	1750.5	21.2%	< 0.001

Table 4. Summary statistics of fit regarding stepwise changes to the assessment of North Atlantic Swordfish in Stock Synthesis including an update of the maturity vector from initial model to Sharma and Arocha, (2017; Maturity), steepness fixed at 0.75 (Mat_h), and discard data being explicitly fit within the objective function (Mat_h_dis).

LIKELIHOOD	Base_v3	Maturity	Mat_h	Mat_h_dis
Component	logL*Lambda	logL*Lambda	logL*Lambda	logL*Lambda
TOTAL	2127.74	2127.84	2171.64	3438.33
Catch	1.24E-05	1.35E-05	1.48E-06	8.72E-06
Equil_catch	0	0	0	0
Survey	-332.297	-330.955	-332.004	-324.211
Discard	0	0	0	243.836
Mean_body_wt	123.529	123.527	123.833	128.692
Length_comp	2373.26	2372.04	2414.29	3413.24
Recruitment	-37.5346	-37.5408	-35.6646	-29.2278
SSB_MSY	23,213	23,590	20,927	22,669
SPR_MSY	0.218	0.223	0.219	0.246
annF_MSY	0.164	0.164	0.167	0.151
Dead_Catch_MSY	12,792	12,796	11,378	11,607
Ret_Catch_MSY	12,014	12,021	10,622	11,187
B_MSY/SSB_unfished	0.191	0.196	0.148	0.178
Bratio_2020	1.115	1.112	1.731	1.009
F_2020	0.777	0.783	0.620	0.890

Table 5. JABBA model setting scenarios evaluated for the North Atlantic stock.

Scenario	Steepness	CPUE indices used	Production curve	Notes
S1	$r = 0.424$; s.e. 0.4	All except combined	Schaefer	JABBA 2017 assumptions but with CPC-provided indices
S2	$r = 0.424$; s.e. 0.4	Only combined	Schaefer	2017 continuity with updated data (BSP2/JABBA)
S3	$h = 0.75$	All except combined	Pella-Tomlinson	Steepness sensitivity
S4	$h = 0.88$	All except combined	Pella-Tomlinson	Steepness sensitivity; continuity with a SS3 run
S5	$h = 0.60$	All except combined	Pella-Tomlinson	Steepness sensitivity
S6	$h = 0.75$	Grp 1 indices: US, Canada, EU_Portugal, EU_Spain	Pella-Tomlinson	Grp 1 correlated indices, median steepness
S7	$h = 0.75$	Grp 2 indices: Japan (1&2), Chinese Taipei (1&2), Morocco	Pella-Tomlinson	Grp 2 correlated indices, median steepness
S8	$h = 0.75$	Only combined	Pella-Tomlinson	Only combined, median steepness

Table 6. Abundance indices used in the stock assessment for the North Atlantic in 2022.

series	CAN LL	PRT LL	w_SPN LL	SPN LL Age1	SPN LL Age2	SPN LL Age3	SPN LL Age4	SPN LL Age5+	JPN LL1	JPN LL2	USA LL	CTP LL1	CTP LL2	MOR LL	Combined LL (T2CE)	
Use in 2022 stock assessment units of index source	Yes	Yes	Only for production models	Only for Stock Synthesis	Yes											
Year	SCRS/2022/048	SCRS/2022/054	SCRS/2021/087	SCRS/2021/089	SCRS/2021/089	SCRS/2021/089	SCRS/2021/089	SCRS/2021/089	SCRS/2021/089	SCRS/2022/046	SCRS/2022/046	SCRS/2022/055	SCRS/2022/050	SCRS/2022/050	SCRS/2022/115	
Year	Std.	CV	Std.	CV	Std.	CV	Std.	CV	Std.	CV	Std.	CV	Std.	CV	Std.	CV
1959																
1960																
1961																
1962	116.907	0.192														
1963	215.329	0.074														
1964	83.145	0.060														
1965	57.614	0.060														
1966	60.041	0.056														
1967	80.199	0.054														
1968	53.968	0.050														
1969	52.049	0.052														
1970	66.685	0.057														
1971																
1972																
1973																
1974																
1975																
1976																
1977																
1978																
1979	95.109	0.099														
1980	81.564	0.076														
1981	86.259	0.102														
1982	67.354	0.109														
1983	57.796	0.113														
1984	58.151	0.110														
1985	67.649	0.107														
1986	113.244	0.110														
1987	81.966	0.105														
1988	78.358	0.105														
1989	73.796	0.098														
1990	106.605	0.092														
1991	71.231	0.067														
1992	83.744	0.066														
1993	72.766	0.052														
1994	52.189	0.044														
1995	64.597	0.045														
1996	39.607	0.050														
1997	56.902	0.051														
1998	78.927	0.054														
1999	105.153	0.053	174.444	0.164	227.905	0.022	1.067	0.239	2.132	0.177	1.130	0.163	0.603	0.169	0.374	0.148
2000	77.968	0.056	255.882	0.202	313.035	0.020	1.074	0.240	2.537	0.177	1.435	0.163	0.847	0.169	0.641	0.148
2001	89.886	0.052	200.413	0.212	290.929	0.021	1.156	0.239	2.431	0.177	1.332	0.163	0.686	0.169	0.501	0.147
2002	142.518	0.058	179.819	0.188	274.227	0.023	0.838	0.239	1.881	0.176	1.192	0.163	0.700	0.168	0.539	0.147
2003	99.170	0.055	243.856	0.203	282.560	0.025	0.833	0.240	2.042	0.178	1.340	0.164	0.842	0.170	0.622	0.149
2004	91.752	0.053	368.221	0.204	287.224	0.025	0.812	0.243	1.451	0.179	0.867	0.165	0.657	0.171	0.517	0.149
2005	108.850	0.052	324.088	0.217	286.596	0.026	0.808	0.244	1.518	0.180	0.856	0.166	0.519	0.172	0.497	0.151
2006	94.680	0.052	282.679	0.176	261.191	0.030	1.222	0.246	1.593	0.182	0.768	0.168	0.503	0.174	0.510	0.153
2007	88.354	0.057	324.212	0.170	303.696	0.030	1.499	0.252	2.152	0.186	0.846	0.172	0.407	0.178	0.534	0.158
2008	111.881	0.059	312.692	0.180	347.409	0.029	1.350	0.253	2.313	0.187	1.177	0.172	0.560	0.179	0.586	0.159
2009	96.165	0.061	350.800	0.187	313.178	0.028	0.609	0.256	2.360	0.188	1.282	0.173	0.643	0.180	0.595	0.161
2010	143.174	0.059	306.155	0.200	312.269	0.028	0.738	0.249	2.365	0.183	1.124	0.169	0.529	0.175	0.490	0.156
2011	107.587	0.057	310.568	0.179	332.831	0.028	1.198	0.250	1.643	0.183	0.977	0.169	0.654	0.175	0.651	0.156
2012	112.765	0.057	336.720	0.174	338.169	0.028	0.850	0.254	2.416	0.186	1.050	0.172	0.654	0.178	0.920	0.156
2013	110.571	0.058	355.741	0.158	336.536	0.029	0.668	0.259	1.744	0.190	0.927	0.175	0.597	0.182	0.675	0.163
2014	89.168	0.055	310.863	0.155	325.510	0.030	0.630	0.260	1.930	0.188	1.162	0.173	0.838	0.180	0.972	0.161
2015	92.028	0.055	309.594	0.150	323.177	0.030	0.870	0.256	2.620	0.187	1.453	0.172	1.033	0.178	1.138	0.159
2016	69.059	0.055	344.115	0.150	357.174	0.035	1.304	0.188	0.923	0.173	0.720	0.180	1.003	0.160	0.460	0.435
2017	64.408	0.054	319.880	0.163	325.279	0.037	1.350	0.191	0.769	0.176	0.652	0.183	1.004	0.166	0.560	0.429
2018	56.807	0.060	344.478	0.145	317.192	0.038	1.785	0.197	0.872	0.182	0.609	0.189	0.745	0.171	0.510	0.451
2019	84.936	0.059	462.670	0.141	318.244	0.037	2.881	0.199	1.316	0.185	0.811	0.192	1.092	0.177	0.500	0.560
2020	80.734	0.058	449.623	0.116											0.550	1.110
															0.099	0.543.340
															0.121	0.778
															0.144	0.144

Table 7. Life history parameters used to estimate r prior distributions and median shape parameter with corresponding B_{MSY}/K values for the North Atlantic swordfish JABBA assessment. The priors are generated using an Age-Structured Equilibrium Model (ASEM).

Parameter	Mean	CV	Distribution	Description	Source
M	0.2	0.35	Lognormal	Natural Mortality (1/year)	-
L_{inf} (cm) female	312.27				
L_{inf} (cm) male	223.12	0.1	Lognormal	Von Bertalanffy asymptotic length	Arocha et al. (2003)
K female	0.0926				
K male	0.1522	0.1	Normal	Von Bertalanffy growth parameter	Arocha et al. (2003)
t_o female	-3.762				
t_o male	-3.4875	0.2	Normal	Von Bertalanffy age at zero length	Arocha et al. (2003)
A female	3.4E-06				
A male	3.4E-6	-	Exponential	Weight at length parameter (GG-LJFL)	Arocha et al. (2003)
B female	3.2623				
B male	3.2623	-	Exponential	Weight at length parameter (GG-LJFL)	Arocha et al. (2003)
L_{50} (cm) female	179				
L_{50} (cm) male	135	0.2	Lognormal	Length at 50% maturity	Arocha et al. (1996)
t_{max} (y)	15	0.2	Lognormal	Longevity	FishLife
L_c (cm)	119	Fixed	Lognormal	Length at 50% selectivity	25 th percentile LF
h	0.75, 0.6, 0.6, 0.88	Range	Fixed	Steepness	-

Table 8. Summary of model diagnostics for the base Stock synthesis model for North Atlantic Swordfish.

Diagnostic	Index	type	Stastistic	Value	Result
Runs Test	CAN_3	cpue	p-value	0.00	Failed
Runs Test	JPN_ERLY_4	cpue	p-value	0.03	Failed
Runs Test	JPN_LATE_5	cpue	p-value	0.07	Passed
Runs Test	CHT_EARLY_7	cpue	p-value	0.01	Failed
Runs Test	CHT_LATE_8	cpue	p-value	0.02	Failed
Runs Test	MOR_9	cpue	p-value	0.15	Passed
Runs Test	US_Survey_12	cpue	p-value	0.03	Failed
Runs Test	PORT_Survey_13	cpue	p-value	0.20	Passed
Runs Test	Age-1	cpue	p-value	0.51	Passed
Runs Test	Age-2	cpue	p-value	0.00	Failed
Runs Test	Age-3	cpue	p-value	0.03	Failed
Runs Test	Age-4	cpue	p-value	0.10	Passed
Runs Test	Age-5+	cpue	p-value	0.01	Failed
Runs Test	SPN_1	len	p-value	0.00	Failed
Runs Test	US_2	len	p-value	0.00	Failed
Runs Test	CAN_3	len	p-value	0.00	Failed
Runs Test	JPN_ERLY_4	len	p-value	0.02	Failed
Runs Test	JPN_LATE_5	len	p-value	0.32	Passed
Runs Test	PORT_6	len	p-value	0.00	Failed
Runs Test	CHT_EARLY_7	len	p-value	0.00	Failed
Runs Test	CHT_LATE_8	len	p-value	0.00	Failed
Runs Test	MOR_9	len	p-value	0.00	Failed
Runs Test	HRPN_10	len	p-value	0.01	Failed
Retrospective analysis		SSB	Mohn's rho	-0.11	Passed
Retrospective analysis		Bratio	Mohn's rho	0.00	Passed
Retrospective analysis		Fratio	Mohn's rho	0.16	Passed
Hcxval	CAN_3	CPUE	MASE	1.74	Fail
Hcxval	JPN_LATE_5	CPUE	MASE	0.70	Pass
Hcxval	CHT_LATE_8	CPUE	MASE	0.72	Pass
Hcxval	MOR_9	CPUE	MASE	1.61	Fail
Hcxval	US_Survey_12	CPUE	MASE	1.53	Fail
Hcxval	PORT_Survey_13	CPUE	MASE	2.90	Fail
Hcxval	Age-2	CPUE	MASE	2.53	Fail
Hcxval	Age-3	CPUE	MASE	0.58	Pass
Hcxval	Age-4	CPUE	MASE	1.18	Fail
Hcxval	Age-5+	CPUE	MASE	1.77	Fail

Table 9. Comparison of the ASPIC estimates and benchmarks from the continuity runs for the N-SWO stock updating the catch series (1950 – 2020) and using the 2017 Combined biomass index (Cont1), or updating the catch series and using the 2022 Combined biomass index (SCRS/2022/119) (Continuity). These runs assumed a logistic surplus production function and fixed the B1/K at 0.85, the same settings as the ASPIC base case for the 2017 assessment.

	Base 2017	Continuity	Cont 1
power	2	2	2
B1.K	0.85	0.85	0.85
MSY	13.358	11.223	13.387
Fmsy	0.1956	0.0786	0.1965
Bmsy	68.281	142.742	68.118
K	136.563	285.484	136.236
r	0.391	0.157	0.393
phi	0.5	0.5	0.5
q.01	0.01192523	0.005745929	0.011947
B.Bmsy	1.050	0.835	1.259
F.Fmsy	0.775	1.120	0.629
Y.eq	13.324557	10.91717	12.48666
Y.Fmsy	13.959813	9.429214	16.46778

Table 10. N-SWO ASPIC diagnostic Jackknife test on indices of abundance for Group 1 and 2A. Estimated parameter and derived benchmarks. Yellow highlighted cells indicated runs with solutions that hit boundary conditions and should be considered with caution.

	Group 1 index				Group 2A index				
	RM_CanLL	RM_PORLL	RM_SPNLL	RM_USALL	RM_JPN1LL	RM_JPN2LL	RM_CTP1LL	RM_CTP2LL	RM_MARLL
power	2	2	2	2	2	2	2	2	2
B1.K	0.85	0.85	0.85	0.85	0.85	0.85	0.85	0.85	0.85
MSY	15.875	19.017	20.235	16.552	18.965	13.517	19.947	15.208	12.517
Fmsy	0.2125	0.3586	0.2875	0.3145	2.0000	0.1524	2.0000	0.3107	0.0964
Bmsy	74.716	53.034	70.394	52.628	9.483	88.710	9.974	48.950	129.873
K	149.432	106.069	140.788	105.257	18.965	177.420	19.947	97.899	259.747
r	0.4249	0.7172	0.5749	0.6290	4.0000	0.3047	4.0000	0.6214	0.1928
phi	0.5	0.5	0.5	0.5	0.5	0.5	0.5	0.5	0.5
q.01	0.00929	0.01160	0.00850	0.01270	0.06772	0.00859	0.06765	0.01604	0.00571
q.02	0.01010	0.01245	0.00853	0.01256	0.06252	0.00683	0.06295	0.03202	0.00891
q.03	0.00985	0.01204	0.00885	0.01396	0.05722	0.01227	0.05351	0.01232	0.00464
q.04					0.06339	0.01333	0.05927	0.03100	0.00786
B.Bmsy	1.534	1.653	1.677	1.579	1.634	0.922	1.657	0.877	0.863
F.Fmsy	0.455	0.352	0.326	0.424	0.366	0.924	0.344	0.887	1.058
Y.eq	11.343	10.900	10.963	11.009	11.337	13.434	11.341	14.979	12.281
Y.Fmsy	23.150	28.548	31.235	24.189	23.111	12.534	24.433	13.576	10.870

Table 11. Summary of posterior quantiles presented in the form of marginal posterior medians and associated the 95% credibility intervals (5% LCI and 95% UCI) of parameters for the reference case JABBA model for North Atlantic swordfish.

	Median	LCI	UCI
K	184345.6	117248	306311.6
r	0.277828	0.160736	0.454829
Initial depletion	0.963947	0.815413	0.998656
σ_{proc}	0.057	0.036	0.1
m	2	2	2
F_{MSY}	0.139	0.08	0.227
B_{MSY}	92172.8	58623.99	153155.8
MSY	12799.37	10863.85	15289.38
B_{MSY}/K	0.5	0.5	0.5
B₁₉₅₀/K	0.963	0.814	1.007
B₂₀₂₀/K	0.456	0.336	0.615
B₂₀₂₀/B_{MSY}	0.912	0.672	1.229
F₂₀₂₀/F_{MSY}	0.899	0.599	1.313

Table 12. N-SWO ASPIC estimated parameters and derived benchmarks from the runs to All nine indices, group 1, 2, and 2A of individual indices of abundance compared to the 2017 SA base case.

	Base 2017	All index	Grp1	Grp2	Grp2A
power	2	2	2	2	2
B1.K	0.85	0.85	0.85	0.85	0.85
MSY	13.358	21.555	18.102	19.496	13.592
Fmsy	0.1956	1.1471	0.3026	2.0000	0.1400
Bmsy	68.281	18.790	59.831	9.748	97.064
K	136.563	37.580	119.662	19.496	194.129
r	0.391	2.294	0.605	4.000	0.280
phi	0.5	0.5	0.5	0.5	0.5
B.Bmsy	0.01192523	1.639	1.614	1.635	0.886
F.Fmsy	1.050	0.364	0.389	0.366	0.979

Table13. N-SWO ASPIC estimated parameters and derived benchmarks from the 2017 base case stock assessment and the 2022 runs of models with the estimated B1/K parameter and combined index (Cont B1/K) and the MLE estimation and fixed B1/K (Cont MLE) parameter at 0.85.

	Base 2017 SA	Cont B1/K	Cont MLE
power	2	2	2
B1.K	0.85	1.327136	0.85
MSY	13.358	10.959	11.633
Fmsy	0.1956	0.0700	0.0935
Bmsy	68.281	156.486	124.466
K	136.563	312.973	248.931
r	0.391	0.140	0.187
phi	0.5	0.5	0.5
q.01	0.01192523	0.0050419	0.006717919
B.Bmsy	1.050	0.861	0.859
F.Fmsy	0.775	1.112	1.053
Y.eq	13.324557	10.74594	11.39983
Y.Fmsy	13.959813	9.47655	10.05161

Table. 14. Kobe 2 Strategic Matrices for the JABBA reference case. Top: probability that overfishing is not occurring ($F \leq F_{MSY}$); middle: probability that the stock is not overfished ($B \geq B_{MSY}$); and bottom: the joint probability of being in the green quadrant of the Kobe plot (i.e. $F \leq F_{MSY}$ and $B \geq B_{MSY}$)

Probability $F \leq F_{MSY}$		2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033
TAC (t)		2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033
0	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%
9000	88%	88%	88%	88%	88%	88%	88%	88%	88%	88%	88%	88%
10000	80%	80%	80%	80%	80%	80%	80%	80%	80%	80%	80%	80%
11000	69%	69%	70%	70%	70%	70%	70%	70%	70%	70%	70%	70%
12000	58%	58%	58%	59%	59%	59%	59%	59%	59%	59%	59%	58%
12500	53%	53%	53%	53%	53%	53%	53%	53%	53%	53%	53%	53%
12600	52%	52%	52%	52%	52%	52%	52%	52%	52%	52%	52%	51%
12700	50%	51%	51%	51%	51%	51%	51%	51%	51%	51%	50%	50%
12800	49%	50%	50%	50%	50%	50%	50%	50%	49%	49%	49%	49%
12900	48%	48%	49%	49%	49%	49%	49%	48%	48%	48%	48%	48%
13000	47%	47%	47%	47%	47%	47%	47%	47%	47%	47%	47%	46%
13100	46%	46%	46%	46%	46%	46%	46%	46%	46%	46%	45%	45%
13200	45%	45%	45%	45%	45%	45%	45%	45%	45%	45%	44%	44%
13300	44%	44%	44%	44%	44%	44%	44%	44%	44%	43%	43%	43%
13400	43%	43%	43%	43%	43%	43%	43%	43%	43%	42%	42%	42%
13500	42%	42%	42%	42%	42%	42%	42%	42%	41%	41%	41%	41%
13600	41%	41%	41%	41%	41%	41%	41%	40%	40%	40%	40%	39%
13700	40%	40%	40%	40%	40%	40%	40%	39%	39%	39%	38%	38%
13800	39%	39%	39%	39%	39%	39%	39%	38%	38%	38%	38%	37%
14000	37%	37%	37%	37%	37%	37%	37%	36%	36%	35%	35%	35%
15000	29%	28%	28%	28%	28%	27%	27%	27%	26%	26%	25%	25%
16000	21%	21%	21%	21%	20%	20%	19%	19%	18%	18%	18%	17%

Probability $B \geq B_{MSY}$

TAC (t)	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033
0	49%	69%	81%	88%	92%	94%	96%	97%	97%	98%	98%
9000	49%	55%	60%	63%	66%	68%	70%	71%	73%	74%	75%
10000	49%	54%	57%	60%	62%	64%	65%	66%	67%	68%	68%
11000	49%	52%	54%	56%	58%	59%	60%	61%	61%	61%	61%
12000	49%	51%	52%	53%	53%	54%	54%	55%	55%	55%	55%
12500	49%	50%	51%	51%	51%	51%	51%	51%	51%	51%	51%
12600	49%	50%	50%	51%	51%	51%	51%	51%	51%	50%	50%
12700	49%	50%	50%	50%	50%	50%	50%	50%	50%	50%	49%
12800	49%	50%	50%	50%	50%	50%	50%	49%	49%	49%	49%
12900	49%	50%	49%	49%	49%	49%	49%	49%	49%	48%	48%
13000	49%	49%	49%	49%	49%	49%	49%	48%	48%	47%	47%
13100	49%	49%	49%	49%	48%	48%	48%	48%	47%	47%	46%
13200	49%	49%	49%	48%	48%	48%	48%	47%	47%	46%	46%
13300	49%	49%	49%	48%	47%	47%	47%	47%	46%	46%	45%
13400	49%	49%	48%	48%	47%	47%	46%	46%	45%	45%	44%
13500	49%	49%	48%	47%	47%	46%	46%	45%	45%	44%	44%
13600	49%	49%	48%	47%	46%	46%	45%	45%	44%	44%	43%
13700	49%	48%	48%	47%	46%	45%	45%	44%	43%	43%	42%
13800	49%	48%	47%	46%	45%	45%	44%	43%	43%	42%	42%
14000	49%	48%	47%	46%	45%	44%	43%	42%	42%	41%	40%
15000	49%	46%	44%	42%	40%	39%	38%	37%	36%	35%	34%
16000	49%	45%	42%	39%	37%	34%	33%	31%	30%	29%	27%

Probability $F \leq F_{MSY}$ and $B \geq B_{MSY}$

TAC (t)	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033
0	49%	69%	81%	88%	92%	94%	96%	97%	97%	98%	98%
9000	49%	55%	60%	63%	66%	68%	70%	71%	73%	74%	75%
10000	49%	54%	57%	60%	62%	64%	65%	66%	67%	68%	68%
11000	49%	52%	54%	56%	58%	59%	60%	60%	61%	61%	61%
12000	48%	50%	51%	52%	53%	53%	53%	54%	54%	54%	54%
12500	47%	48%	49%	49%	49%	50%	50%	50%	50%	50%	50%
12600	46%	47%	48%	48%	49%	49%	49%	49%	49%	49%	49%
12700	46%	47%	47%	48%	48%	48%	48%	48%	48%	48%	48%
12800	45%	46%	47%	47%	47%	47%	47%	47%	47%	47%	47%
12900	45%	45%	46%	46%	46%	46%	46%	46%	46%	46%	46%
13000	44%	45%	45%	45%	45%	45%	45%	46%	46%	45%	45%
13100	44%	44%	44%	45%	44%	45%	45%	45%	45%	44%	44%
13200	43%	43%	44%	44%	44%	44%	44%	44%	43%	43%	43%
13300	42%	43%	43%	43%	43%	43%	43%	43%	42%	42%	42%
13400	41%	42%	42%	42%	42%	42%	42%	42%	42%	41%	41%
13500	41%	41%	41%	41%	41%	41%	41%	41%	40%	40%	40%
13600	40%	40%	40%	40%	40%	40%	40%	40%	39%	39%	39%
13700	39%	39%	39%	39%	39%	39%	39%	39%	38%	38%	38%
13800	38%	38%	38%	38%	38%	38%	38%	38%	37%	37%	37%
14000	36%	37%	37%	37%	36%	36%	36%	36%	35%	35%	35%
15000	28%	28%	28%	28%	28%	27%	27%	26%	26%	26%	25%
16000	21%	21%	21%	21%	20%	20%	19%	19%	18%	18%	17%

Table 15. Estimates of benchmark by Stock Synthesis, ASPIC and JABBA.

Assessment model	JABBA	ASPIC	Stock Synthesis
unit discards	Biomass Reported	Biomass Reported	SSB reported plus estimated
K or B0	184,346	248,900	265,751
r or steepness	0.278	0.187	0.884
MSY	12,799	11,630	12,838
B_{MSY} or SSB_{MSY}	92,173	124,500	23,666
B_{2020}/B_{MSY} or SSB_{2020}/SSB_{MSY}	0.91	0.86	1.17
F_{2020}/F_{MSY}	0.90	1.05	0.78

Table 16. Summary of prior values, and associated distributions, used in the JABBA reference case model for the South Atlantic swordfish.

Parameter	Description	Prior	m	CV
K	Unfished biomass	lognormal	175,000	100%
$\psi (psi)$	Initial depletion	beta	0.95	5%
$s^2 (proc)^*$	Process error variance	inverse-gamma	0.001	0.001
r	Population growth rate	lognormal	0.155	12%
h	steepness	fixed	0.7	-
B_{MSY}/K	Ratio of BMSY to K	fixed	0.38	-
q	CPUE catchability coefficient	uniform	-	-
<i>Observation error</i>	Std. Dev for CPUE	fixed	0.25	-

* both scaling parameters set at 0.001 as Obs. Error is fixed at 0.25.

Table 17. Life history parameters used to estimate r prior distributions and median shape parameter with corresponding B_{MSY}/K values for S2 (Garcia *et al.* growth model) of the for South Atlantic swordfish assessment. The priors are generated using an Age-Structured Equilibrium Model (ASEM).

Parameter	Mean	CV	Distribution	Description	Source
M	0.2	0.35	Lognormal	Natural Mortality (1/year)	-
L_{inf} (cm) female	307.86	0.1	Lognormal	Von Bertalanffy asymptotic length	Garcia et al. (2016)
L_{inf} (cm) male	238.91				
K female	0.093	0.1	Normal	Von Bertalanffy growth parameter	Garcia et al. (2016)
K male	0.145				
t_o female	-2.246	0.2	Normal	Von Bertalanffy age at zero length	Garcia et al. (2016)
t_o male	-1.736				
A female	1.69E-06	-	Exponential	Weight at length parameter (GG-LJFL)	SCRS/2017/079
A male	4.61E-06				Forselledo et al.(2017)
B female	3.32	-	Exponential	Weight at length parameter (GG-LJFL)	SCRS/2017/079
B male	3.12				Forselledo et al.(2017)
L_{50} (cm) female	156	0.2	Lognormal	Length at 50% maturity	Hazin et al. (2002)
L_{50} (cm) male	125				
D	$L_{50} \times 0.05$	0.2	Lognormal	Logistic maturity ogive	Knife-edge
t_{max} (y)	15	0.2	Lognormal	Longevity	FishLife
L_c (cm)	119	fixed	Fixed	Length at 50% selectivity	25 th percentile LF
H	0.6-0.8	fixed	Range	Steepness	-

Table 18. Life history parameters used to estimate r prior distributions and median shape parameter with corresponding B_{MSY}/K values for S3 (Quelle *et al.* growth model) of the for South Atlantic swordfish assessment. The priors are generated using an Age-Structured Equilibrium Model (ASEM).

Parameter	Mean	CV	Distribution	Description	Source
M	0.2	0.35	Lognormal	Natural Mortality (1/year)	-
L_{inf} (cm)	358.7	0.1	Lognormal	Von Bertalanffy asymptotic length	Quelle et al. (2014)
K	0.092	0.1	Normal	Von Bertalanffy growth parameter	Quelle et al. (2014)
t_o	-1.929	0.2	Normal	Von Bertalanffy age at zero length	Quelle et al. (2014)
A female	1.69E-06	-	Exponential	Weight at length parameter (GG-LJFL)	SCRS/2017/079
A male	4.61E-06	-	Exponential	Weight at length parameter (GG-LJFL)	Forselledo et al.(2017)
B female	3.32	-	Exponential	Weight at length parameter (GG-LJFL)	SCRS/2017/079
B male	3.12	-	Exponential	Weight at length parameter (GG-LJFL)	Forselledo et al.(2017)
L_{50} (cm) female	156	-	Lognormal	Length at 50% maturity	Hazin et al. (2002)
L_{50} (cm) male	125	0.2	Lognormal	Length at 50% maturity	Hazin et al. (2002)
D	$L_{50} \times 0.05$	0.2	Lognormal	Logistic maturity ogive	Knife-edge
t_{max} (y)	15	0.2	Lognormal	Longevity	FishLife
L_c (cm)	119	fixed	Fixed	Length at 50% selectivity	25 th percentile LF
H	0.6-0.8	fixed	Range	Steepness	-

Table 19. Results for r prior distributions and median shape parameter with corresponding B_{MSY}/K values generated an Age-Structured Equilibrium Model (ASEM).

Parameter	Scenario		
	S1 (Continuity)	S2 (Garcia)	S3 (Quelle)
r	0.42	0.155	0.138
sd of log(r)	0.37	0.117	0.1
B_{MSY}/K	0.4	0.38	0.37
shape m	2	1.05	1.03

Table 20. Abundance indices used in the stock assessment for the South Atlantic in 2022.

series Use in 2022 stock assessment units of index source	BRA LL	w_SPN LL1	w_SPN LL2	JPN LL1	JPN LL2	JPN LL3*	URU LL**	ZAF LL	CTP LL1	CTP LL2
Year	SCRS/2022/057	SCRS/2021/088	weight SA meeting	count SCRS/2022/046	count SCRS/2022/046	count SA meeting	count SCRS/2017/078	SCRS/2022/049	SCRS/2022/051	SCRS/2022/051
	Std.	CV	Std.	CV	Std.	CV	Std.	CV	Std.	CV
1968									0.329	0.091
1969									0.264	0.067
1970									0.275	0.064
1971									0.324	0.069
1972									0.249	0.068
1973									0.270	0.091
1974									0.250	0.075
1975									0.212	0.079
1976				1.110	1.045				0.117	0.076
1977				1.260	1.151				0.127	0.068
1978				1.090	1.229				0.145	0.068
1979				1.210	0.686				0.191	0.079
1980				1.430	0.531				0.190	0.070
1981				1.020	0.343				0.204	0.067
1982				0.910	0.253				0.180	0.067
1983				0.890	0.247				0.176	0.080
1984				1.210	0.207				0.207	0.088
1985				1.610	0.224				0.155	0.077
1986				1.210	0.364				0.142	0.070
1987				2.010	0.219				0.161	0.074
1988				1.600	0.144				0.188	0.092
1989	522.857	0.053		1.190	0.143				0.213	0.093
1990	396.324	0.037		1.750	0.143				0.181	0.077
1991	384.849	0.034		0.810	0.136					
1992	349.279	0.031		0.740	0.176					
1993	302.030	0.026		0.800	0.250					
1994	1.052	0.106	345.977	0.027		0.680	0.353			
1995	1.436	0.078	395.588	0.026		0.580	0.310			
1996	1.581	0.071	355.344	0.025		0.560	0.196			
1997	1.492	0.075	337.808	0.022		0.470	0.170			
1998	1.261	0.089	328.532	0.024		0.460	0.174		0.149	0.076
1999	1.056	0.106	355.546	0.025		0.470	0.170		0.103	0.061
2000	0.948	0.118	429.918	0.027		0.450	0.156		0.126	0.056
2001	0.884	0.127	380.510	0.024		0.460	0.174	6.47	0.101	0.051
2002	0.901	0.124	364.596	0.024		0.480	0.167	4.13	0.101	0.048
2003	1.042	0.107	320.908	0.026		0.390	0.205	6.17	0.099	0.054
2004	0.842	0.133	312.412	0.034		0.370	0.270	5.22	0.075	0.045
2005	0.858	0.130	379.162	0.033		0.480	0.250	5.21	0.071	0.046
2006	0.980	0.114	382.244	0.032		0.720	0.208	5.50	0.101	0.052
2007	1.205	0.093	371.557	0.033		0.650	0.262	4.96	0.079	0.050
2008	1.097	0.102	359.345	0.029		0.590	0.237	3.23	0.093	0.052
2009	1.080	0.104	393.047	0.028		0.490	0.265	3.51	0.076	0.051
2010	1.060	0.120	381.832	0.029		0.550	0.255	3.29	0.063	0.053
2011	1.038	0.122	369.940	0.028		0.340	0.265	2.00	0.067	0.049
2012	0.991	0.113	394.411	0.031		0.450	0.356	5.08	0.065	0.053
2013	0.871	0.128	397.743	0.032		0.480	0.292	379.342	0.089	0.055
2014	0.953	0.117	416.847	0.033		0.600	0.317	319.594	0.072	0.054
2015	1.120	0.100	450.238	0.034		0.580	0.362	406.649	0.075	0.058
2016	0.993	0.113	491.217	0.037		0.630	0.381	436.313	0.078	0.057
2017	0.793	0.141	479.270	0.036		0.720	0.375	323.263	0.072	0.056
2018	0.877	0.127	421.234	0.033		0.670	0.522	263.436	0.063	0.055
2019	0.684	0.164	419.139	0.028		0.710	0.648	376.817	0.060	0.057
2020	0.628	0.178				0.780	0.731	240.583	0.070	0.058

* the 2020 year value was not used in the final stock assessment

** this index was not updated because the fishery has ceased.

Table 21. Life-history parameters for the South Atlantic swordfish SS3 models.

	Females	Males	Reference
L_{inf}	308	239	Garcia et al. (2016)
K	0.093	0.145	Garcia et al. (2016)
t_0	-2.246	-1.736	Garcia et al. (2016)
a	1.69e-06	4.61e-06	Forselledo et al. (2017)
b	3.32	3.12	Forselledo et al. (2017)
L_{50}	156	-	Hazin et al. (2002)
L_{100}	180	-	Hazin et al. (2002)
A_{50}	5	-	ICCAT (2017, 2022)
A_{100}	6	-	ICCAT (2017, 2022)
M	0.2	0.2	ICCAT (2017, 2022)
$MaxAge$	25	25	ICCAT (2017, 2022)

Table 22. Summary of posterior quantiles presented in the form of marginal posterior medians and associated 95% credibility intervals (5% LCI and 95% UCI) of the parameters for the reference case JABBA model for South Atlantic swordfish, σ_{proc} is the process error, m is the Pella-Tomlinson shape parameter, FMSY is the fishing mortality rate that produces Maximum Sustainable Yield (MSY), BMSY is the biomass at MSY, and K is the unfished biomass.

	Median	LCI	UCI
K	196401.3	158348.5	244567.7
r	0.163942	0.132067	0.202944
Initial depletion	0.96357	0.825653	0.998642
σ_{proc}	0.066	0.027	0.116
m	1.068	1.068	1.068
F_{MSY}	0.154	0.124	0.19
B_{MSY}	74641.26	60179.47	92946.64
MSY	11480.9	9793.981	13265.93
B_{MSY}/K	0.38	0.38	0.38
B₁₉₅₀/K	0.954	0.782	1.11
B₂₀₂₀/K	0.293	0.203	0.423
B₂₀₂₀/B_{MSY}	0.772	0.534	1.113
F₂₀₂₀/F_{MSY}	1.027	0.666	1.51

Table 23. Summaries of parameters and benchmarks with the standard deviations for the South Atlantic swordfish SS3 models.

	Sel_Asym_Model		Sel_DN_Model	
	estimate	std dev	estimate	std dev
SSB₀	9.03E+04	4.10E+03	1.04E+05	3.74E+03
Total biomass at virgin conditions	2.05E+05	9.34E+03	2.38E+05	8.52E+03
SSB_{MSY}	2.47E+04	1.14E+03	2.82E+04	1.02E+03
F_{MSY}	1.28E-01	1.47E-03	1.24E-01	1.47E-03
MSY	9.56E+03	4.16E+02	1.04E+04	3.51E+02
SSB_{MSY}/SSB₀	2.74E-01	7.07E-04	2.70E-01	9.35E-04
SSB₂₀₂₀/SSB_{MSY}	7.93E-01	8.74E-02	8.35E-01	1.15E-01
F₂₀₂₀/F_{MSY}	1.31E+00	1.41E-01	1.14E+00	0.153227

Table 24. Estimated projection probabilities (%) of stock depletion ($B < 10\% \text{ of } B_{MSY}$) for the reference case model for South Atlantic swordfish. Stochastic projections were conducted over the period 2023-2033 with a range of fixed TACs (6,000 – 15,000 t), including a zero catch-scenario.

Probability of Stock Depletion ($B < 10\% \text{ of } B_{MSY}$)											
TAC (t)	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033
0	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
6000	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
6500	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
7000	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
7500	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
8000	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
8500	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
9000	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	1%	1%
9500	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	1%	1%	1%	1%
9826	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	1%	1%	1%	2%
10000	0%	0%	0%	0%	0%	0%	1%	1%	1%	2%	2%
10500	0%	0%	0%	0%	0%	0%	1%	1%	2%	3%	3%
11000	0%	0%	0%	0%	0%	1%	1%	2%	3%	4%	5%
11500	0%	0%	0%	0%	0%	1%	2%	3%	4%	6%	8%
12000	0%	0%	0%	0%	1%	1%	2%	4%	6%	8%	11%
12500	0%	0%	0%	0%	1%	2%	4%	6%	8%	12%	15%
13000	0%	0%	0%	0%	1%	2%	5%	8%	12%	16%	21%
13500	0%	0%	0%	0%	1%	4%	7%	10%	15%	21%	27%
14000	0%	0%	0%	1%	2%	5%	8%	14%	20%	27%	33%
14500	0%	0%	0%	1%	2%	6%	11%	18%	25%	33%	41%
15000	0%	0%	0%	1%	3%	8%	14%	22%	31%	40%	49%

Table 25. Estimated projection probabilities (%) for the reference case model for South Atlantic swordfish. Projection probabilities are provided for $F \leq F_{MSY}$ (top); $B \geq B_{MSY}$ (middle); $F \leq F_{MSY}$ and $B \geq B_{MSY}$ (bottom).

Stochastic projections were conducted over the period 2023–2033 with a range of fixed TACs (6,000 – 15,000 t), including a zero catch-scenario. 9826 tonnes is the mean of the last 3 years, taken as the current catch.

Probability $F \leq F_{MSY}$											
TAC (t)	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033
0	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%
6000	95%	97%	98%	98%	99%	99%	99%	99%	100%	100%	100%
6500	92%	94%	96%	97%	98%	98%	99%	99%	99%	99%	99%
7000	88%	91%	93%	95%	96%	97%	97%	98%	98%	98%	98%
7500	82%	86%	89%	91%	93%	94%	95%	96%	96%	97%	97%
8000	75%	80%	83%	86%	88%	90%	91%	92%	93%	94%	95%
8500	68%	72%	76%	79%	82%	84%	85%	87%	88%	89%	90%
9000	59%	64%	68%	71%	74%	76%	78%	80%	81%	83%	84%
9500	51%	55%	59%	62%	65%	67%	69%	71%	72%	74%	75%
9826	46%	50%	53%	56%	58%	60%	62%	64%	65%	67%	68%
10000	43%	47%	49%	52%	54%	57%	59%	60%	62%	64%	65%
10500	35%	38%	40%	42%	44%	46%	48%	49%	50%	52%	53%
11000	29%	31%	32%	33%	35%	36%	37%	38%	39%	40%	40%
11500	23%	24%	25%	25%	26%	27%	27%	28%	28%	29%	29%
12000	18%	18%	19%	19%	19%	19%	19%	20%	20%	20%	20%
12500	13%	14%	14%	14%	14%	14%	14%	13%	13%	13%	13%
13000	11%	10%	10%	10%	10%	10%	9%	9%	9%	9%	9%
13500	8%	8%	7%	7%	7%	6%	6%	6%	6%	6%	5%
14000	6%	6%	5%	5%	5%	4%	4%	4%	4%	3%	3%
14500	5%	4%	4%	3%	3%	3%	3%	2%	2%	2%	2%
15000	4%	3%	3%	2%	2%	2%	2%	1%	1%	1%	1%

Probability $B \geq B_{MSY}$											
TAC (t)	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033
0	21%	48%	74%	90%	96%	99%	99%	100%	100%	100%	100%
6000	21%	33%	46%	59%	70%	77%	83%	88%	92%	94%	95%
6500	21%	32%	44%	56%	66%	74%	80%	85%	88%	91%	93%
7000	21%	31%	41%	52%	62%	70%	75%	80%	85%	88%	90%
7500	21%	30%	39%	48%	57%	65%	70%	76%	80%	83%	86%
8000	21%	29%	37%	45%	53%	60%	65%	70%	74%	78%	81%
8500	21%	28%	34%	41%	48%	54%	59%	64%	68%	72%	75%
9000	21%	27%	32%	38%	44%	49%	53%	58%	61%	65%	68%
9500	21%	26%	31%	35%	39%	44%	48%	51%	55%	58%	60%
9826	21%	25%	29%	33%	36%	40%	43%	47%	50%	52%	55%
10000	21%	25%	29%	32%	35%	39%	41%	45%	47%	49%	52%
10500	21%	24%	27%	29%	31%	34%	36%	38%	40%	41%	43%
11000	21%	23%	25%	26%	28%	29%	30%	32%	33%	34%	35%
11500	21%	22%	23%	24%	24%	25%	25%	26%	26%	27%	27%
12000	21%	21%	21%	21%	21%	21%	21%	21%	21%	21%	21%
12500	21%	20%	19%	19%	18%	18%	17%	17%	16%	16%	16%
13000	21%	19%	18%	17%	16%	15%	14%	13%	13%	12%	12%
13500	21%	18%	17%	15%	14%	12%	11%	10%	10%	9%	9%
14000	21%	18%	15%	13%	12%	10%	9%	8%	7%	7%	6%
14500	21%	17%	14%	12%	10%	8%	7%	6%	6%	5%	4%
15000	21%	16%	13%	10%	8%	7%	6%	5%	4%	3%	3%

Probability $F \leq F_{MSY}$ and $B \geq B_{MSY}$

TAC (t)	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033
0	21%	48%	74%	90%	96%	99%	99%	100%	100%	100%	100%
6000	21%	33%	46%	59%	70%	77%	83%	88%	92%	94%	95%
6500	21%	32%	44%	56%	66%	74%	80%	85%	88%	91%	93%
7000	21%	31%	41%	52%	62%	70%	75%	80%	85%	88%	90%
7500	21%	30%	39%	48%	57%	65%	70%	76%	80%	83%	86%
8000	21%	29%	37%	45%	53%	60%	65%	70%	74%	78%	81%
8500	21%	28%	34%	41%	48%	54%	59%	64%	68%	72%	75%
9000	21%	27%	32%	38%	44%	49%	53%	58%	61%	65%	68%
9500	21%	26%	31%	35%	39%	44%	48%	51%	55%	58%	60%
9826	21%	25%	29%	33%	36%	40%	43%	47%	50%	52%	55%
10000	20%	25%	28%	32%	35%	39%	41%	45%	47%	49%	52%
10500	20%	23%	26%	29%	31%	33%	35%	38%	40%	41%	43%
11000	20%	22%	24%	25%	27%	28%	30%	31%	32%	33%	35%
11500	18%	19%	21%	22%	23%	23%	24%	24%	25%	26%	26%
12000	16%	16%	17%	18%	18%	18%	18%	18%	19%	19%	19%
12500	13%	13%	13%	13%	13%	13%	13%	13%	13%	13%	13%
13000	10%	10%	10%	10%	9%	9%	9%	9%	9%	9%	8%
13500	8%	8%	7%	7%	7%	6%	6%	6%	6%	5%	5%
14000	6%	6%	5%	5%	5%	4%	4%	4%	4%	3%	3%
14500	5%	4%	4%	3%	3%	3%	3%	2%	2%	2%	2%
15000	4%	3%	3%	2%	2%	2%	2%	1%	1%	1%	1%

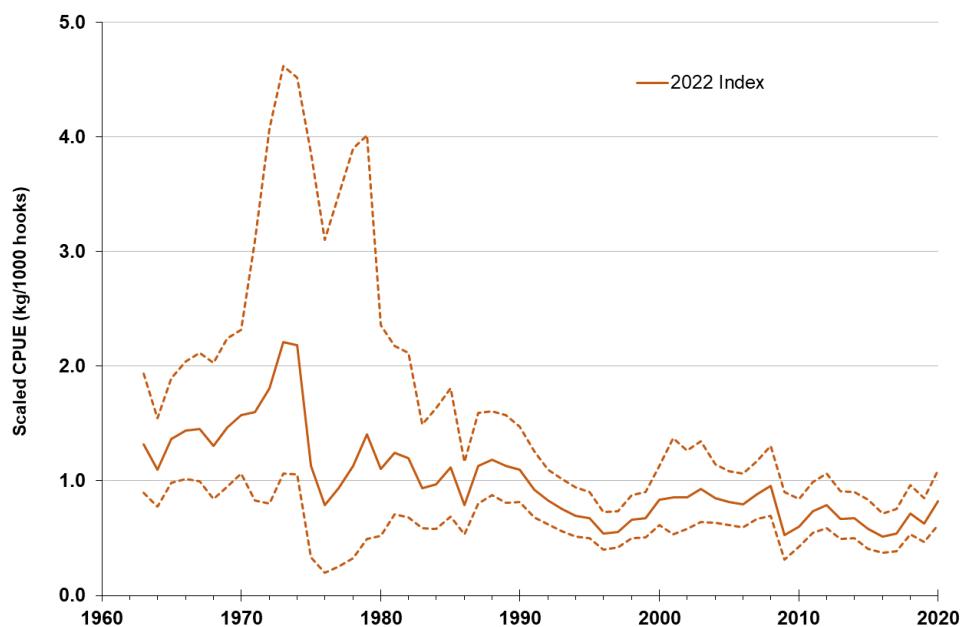


Figure 1. Standardized model trend for the 2022 combined index. The dashed line is the 95% confidence bounds of the model estimates.

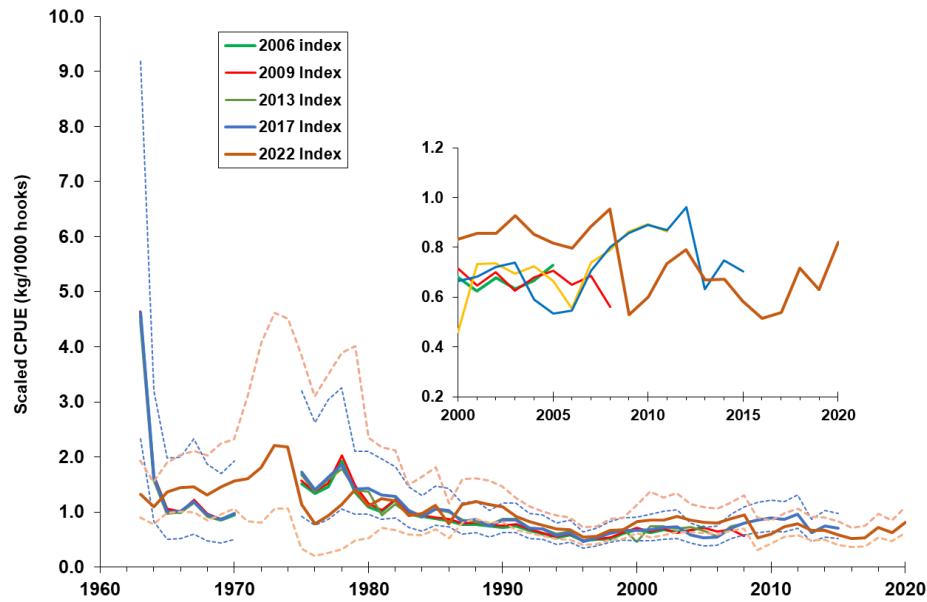


Figure 2. The 2022 standardized model plotted with previous standardization exercises. The 2017 and 2022 model confidence bounds are plotted as dashed lines.

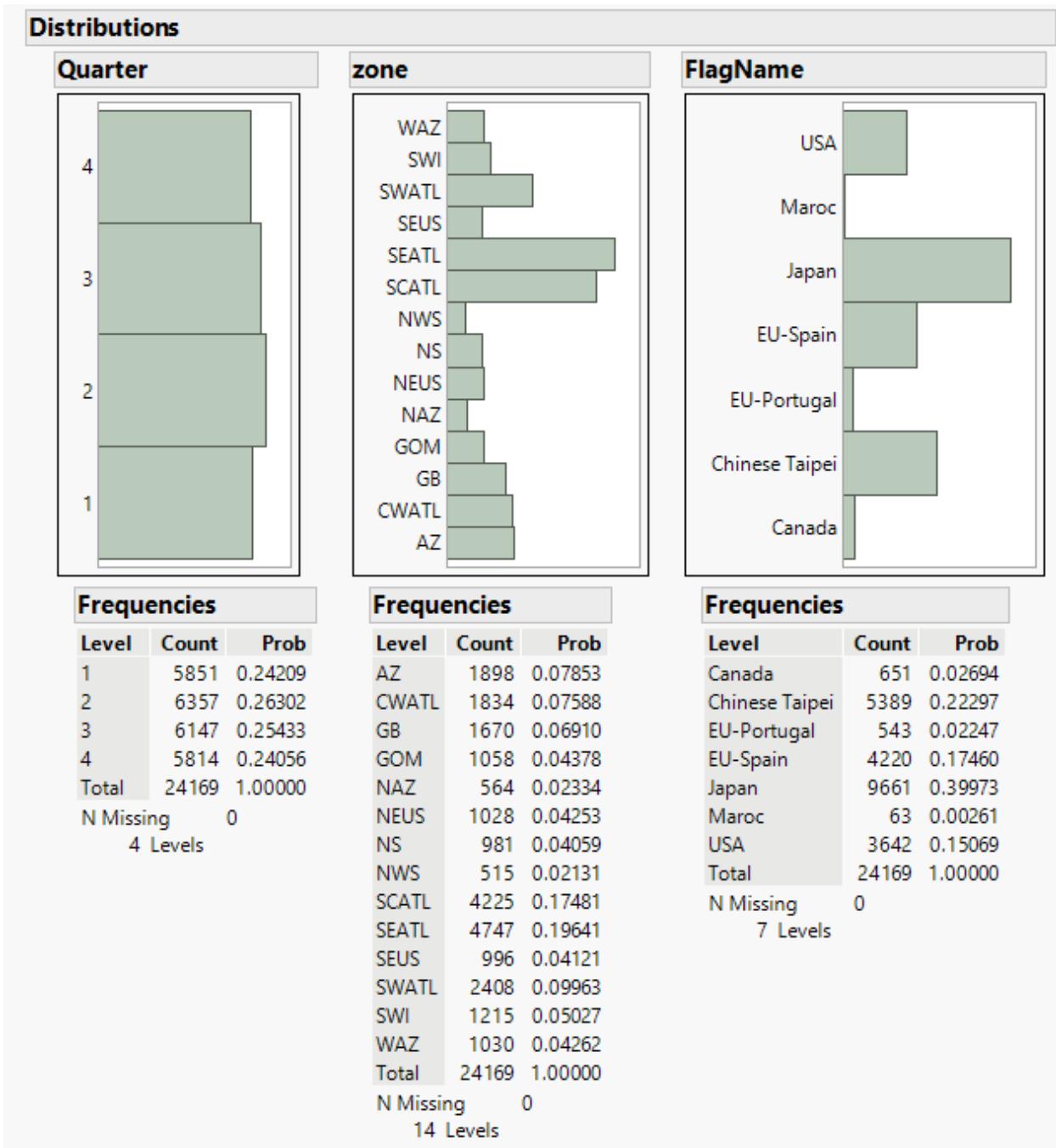


Figure 3. Data frequency input observations for the 2022 standardized index by factor used in the model: quarter, zone, and flag name.

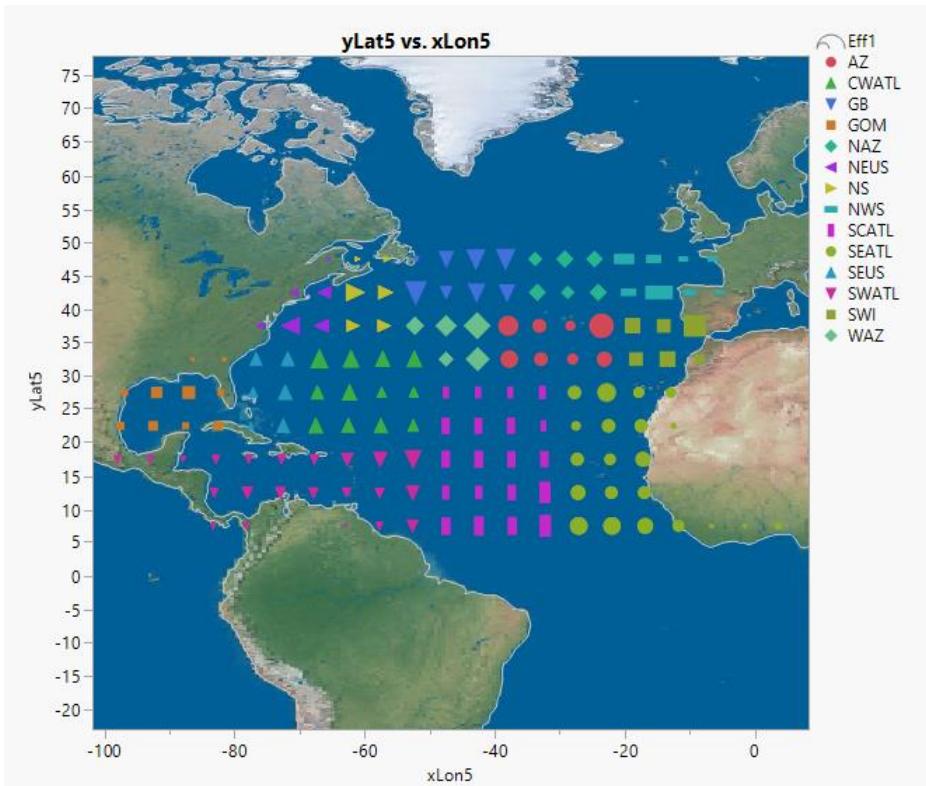


Figure 4. Spatial distribution of the fishing effort (task 2 CE) of the input CPUE for the N-SWO combined index. Size of marker is proportional to the sum of fishing effort (number of hooks) in each 5x5 cell. Color-shape of marker corresponds to the geographical areas considered in the standardization model (see SCRS/2022/115 for details).

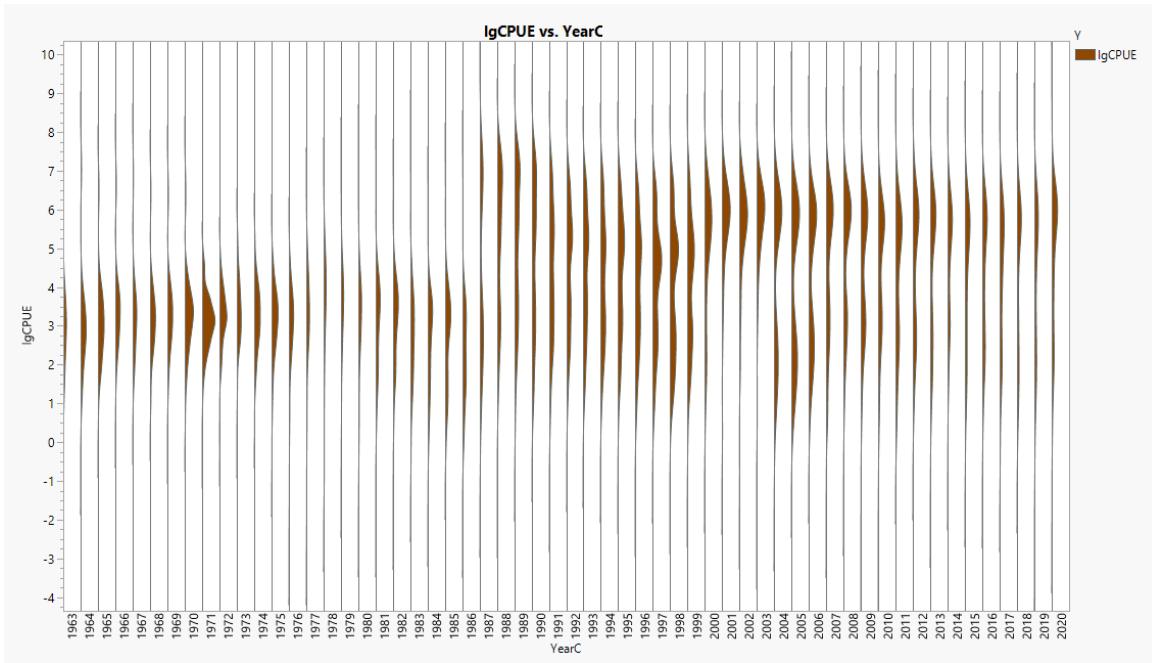


Figure 5. Nominal log(CPUE) distribution by year. N-SWO input Combined biomass index 2022.

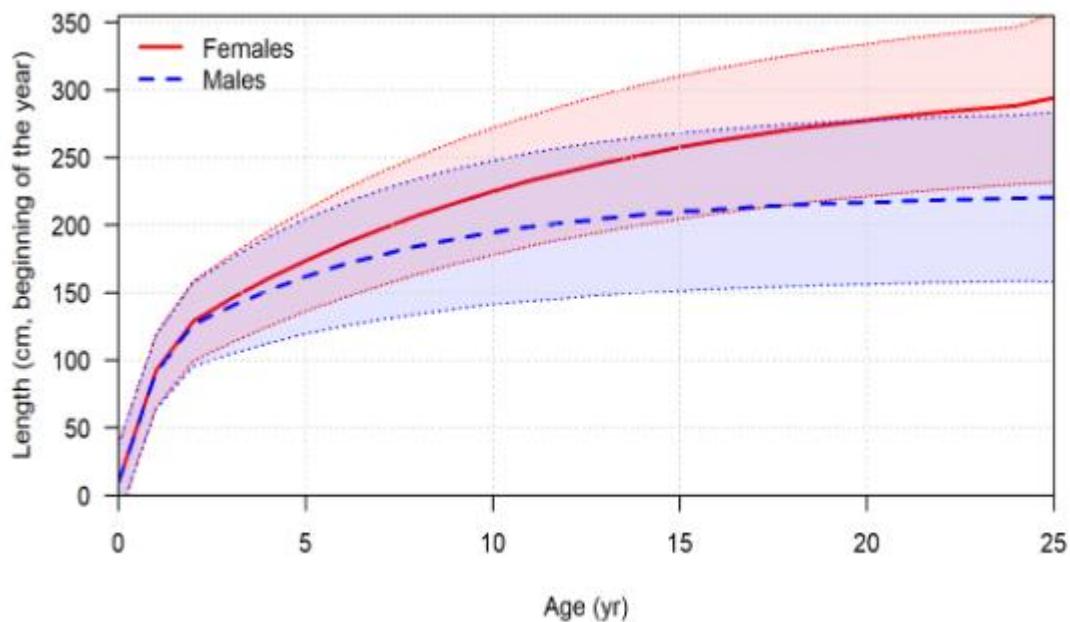


Figure 6. Sex specific growth assumed for the stock assessment of North Atlantic Swordfish conducted using stock synthesis.

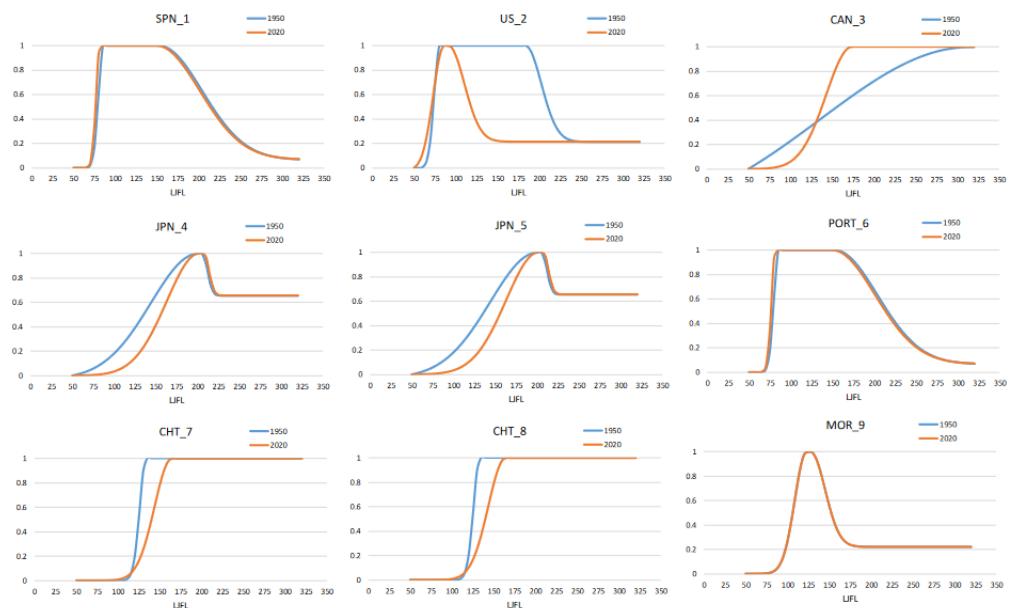


Figure 7. Model estimates of selectivity for each fleet in the NA-SWO stock assessment using stock synthesis. The blue lines depict selectivity prior to the minimum size regulation implemented in 1992 and the orange lines depicts electivity after this period.

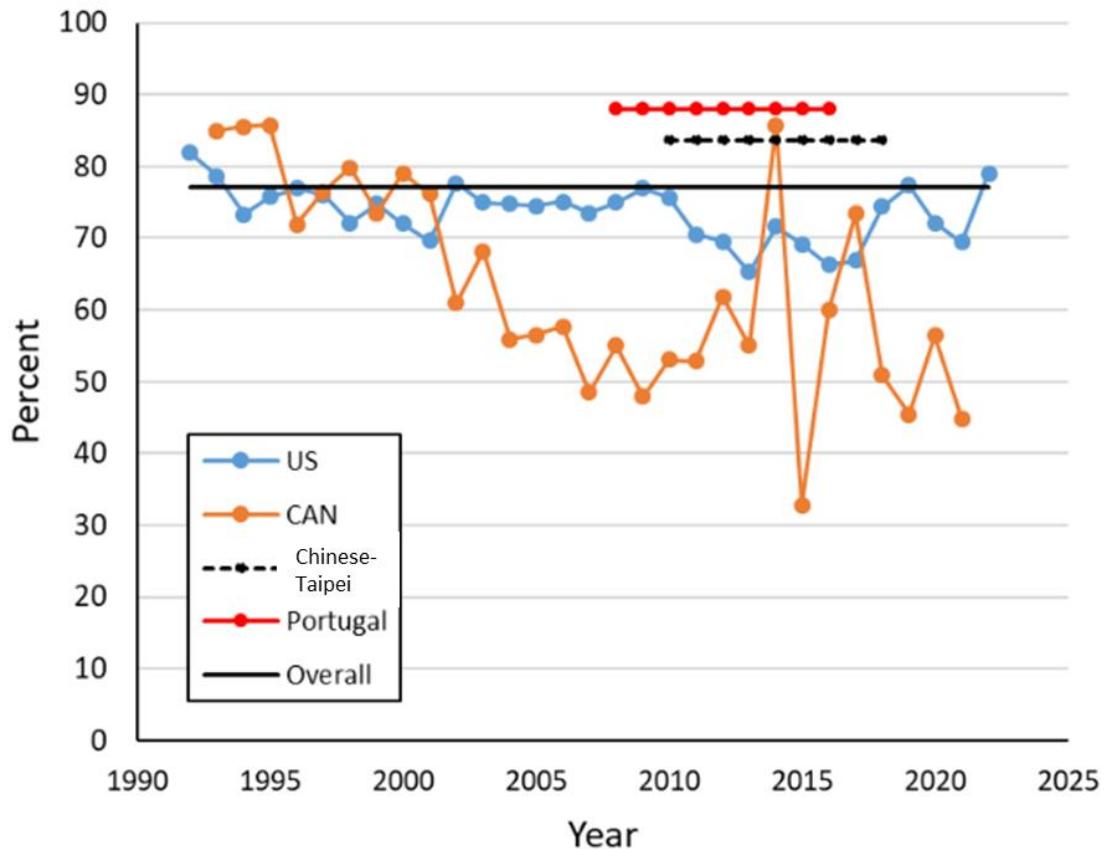


Figure 8. Direct observations of at-haulback mortality for swordfish from the US and CAN LL fleets, which estimated it from observer data, and from Chinese Taipei longline and EU-Portugal longline fleets taken from previous studies (Coelho and Muñoz-Lechuga, 2019; Pan *et al.*, 2022) for the initial Stock Synthesis model for the North Atlantic swordfish stock. The black line depicts the overall mean across all values.

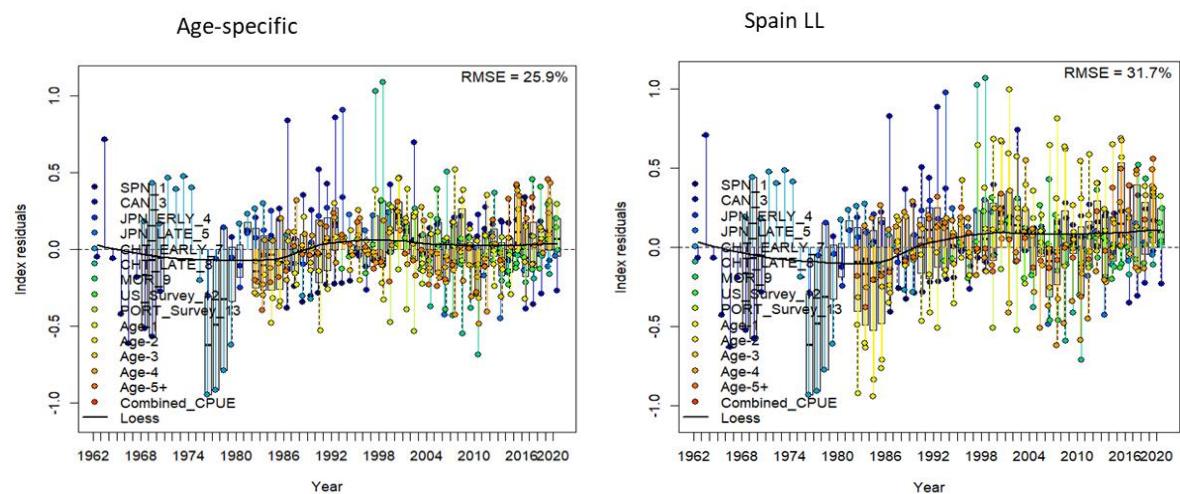


Figure 9. Comparison of RMSE for the models with age-specific (left) and age-aggregated (right) EU-Spain longline index.

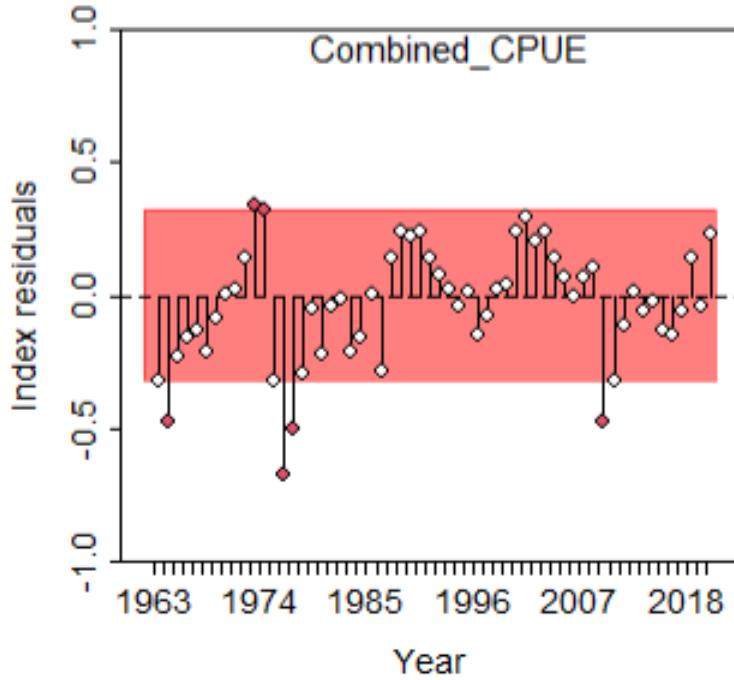


Figure 10. The result of the runs test for the model with fit with a combined index in the SS3 model (SCRS/2022/124).

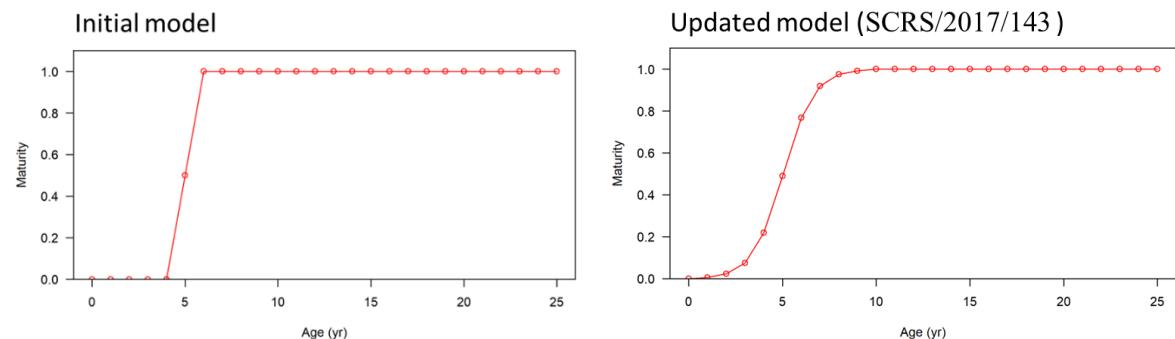


Figure 11. Two different maturity vectors used in the Stock Synthesis model: initial setting (left) and the vector from Sharma and Arocha, (2017).

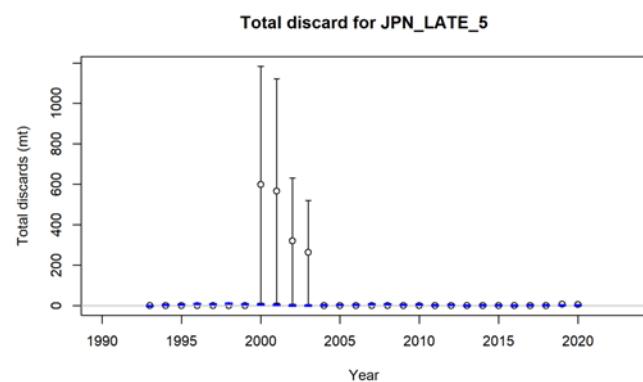


Figure 12. Japan longline fleet reported discards (black circles) and associated uncertainty (error bars of CVs) assigned in the Stock Synthesis model of swordfish in the North Atlantic. Blue dashes are estimated discards.

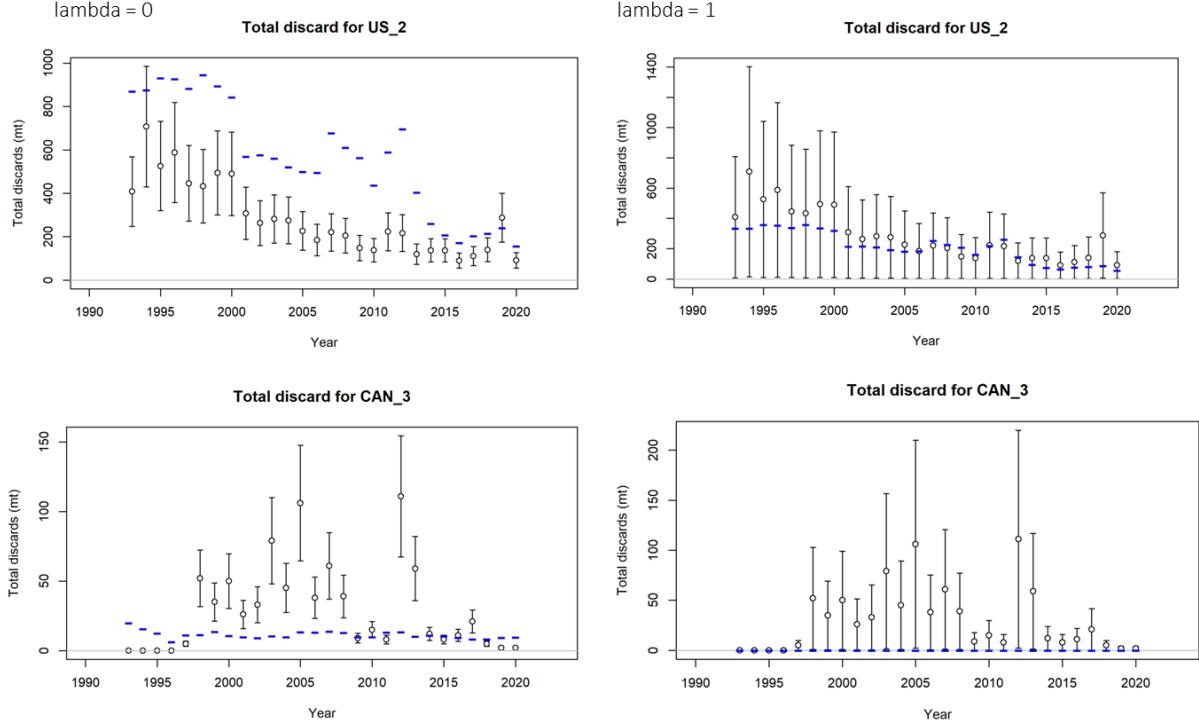


Figure 13. US and CAN reported discard data (black circles) with error bars (CVs) and estimated discards (blue dashes). The left panel represents a model where the discards were freely estimated for all fleets in the SS3 model (not fit in objective function) and the right panel represents a model where the reported discard data for only the US (top row) and CAN (bottom row) longline fleets were fit in the objective function but freely estimated in the other fleets.

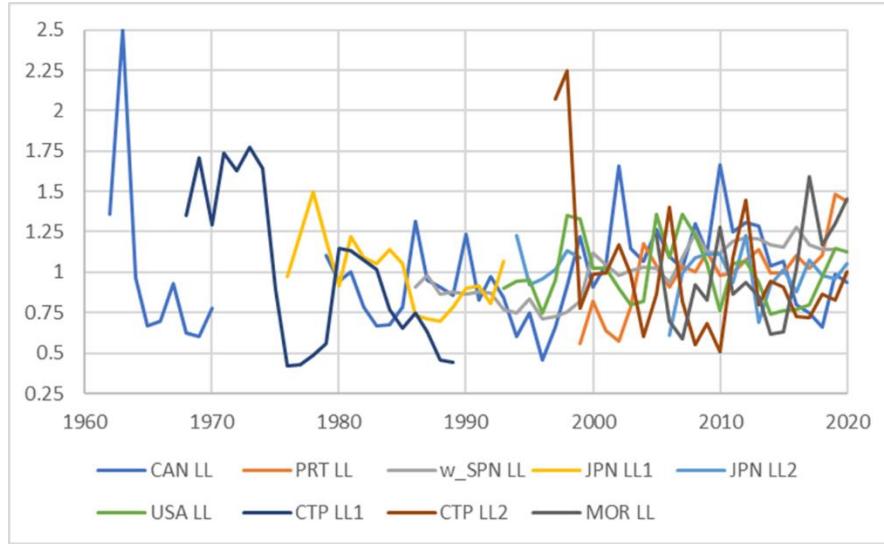


Figure 14. N-SWO indices of abundance available for the surplus production models. Plotted indices are scaled to each index's mean for comparison purposes.

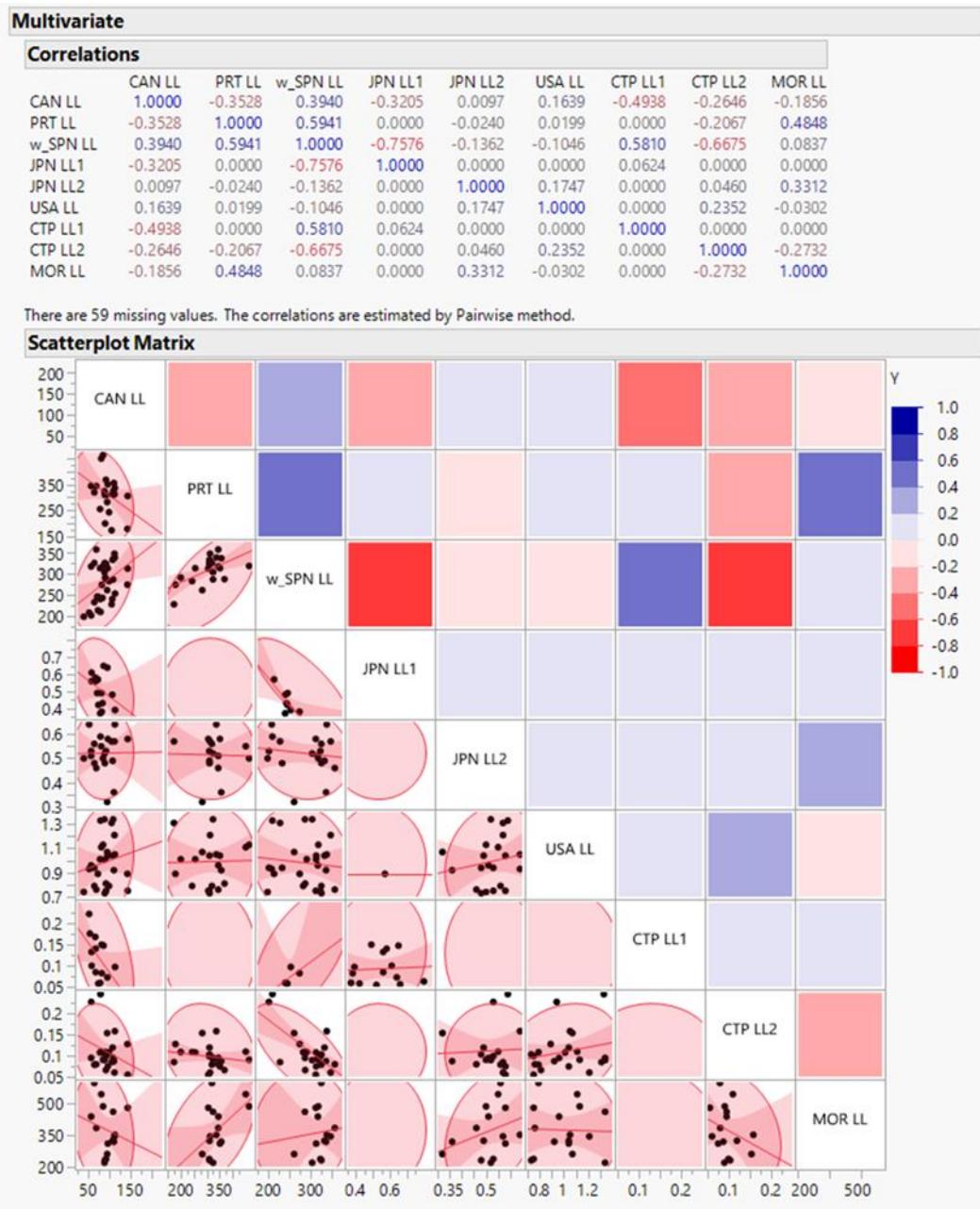


Figure 15. Correlation analysis performed on the nine indices of abundance available for the N-SWO stock. The top table shows the pair-wise correlation values. The lower diagonal matrix shows the actual correlation points and the predicted linear relationship, while the shade colors of the upper diagonal matrix show the correlation value with negative values in red and positive values in blue.

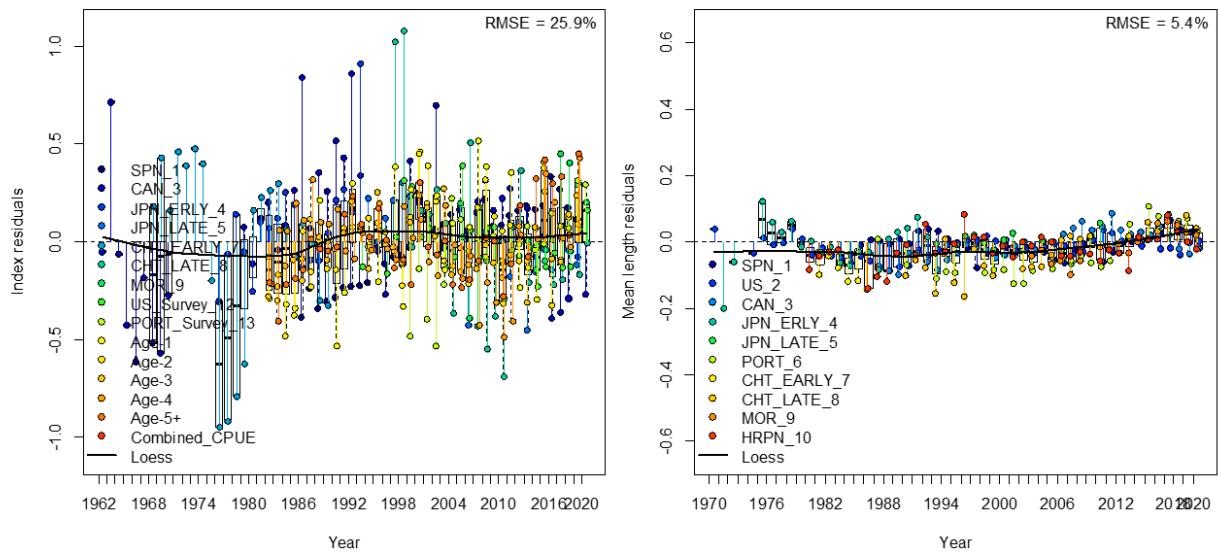


Figure 16. Root mean squared error for fits to the indices (left) and length compositions (right) for the North Atlantic swordfish reference stock assessment using stock synthesis.

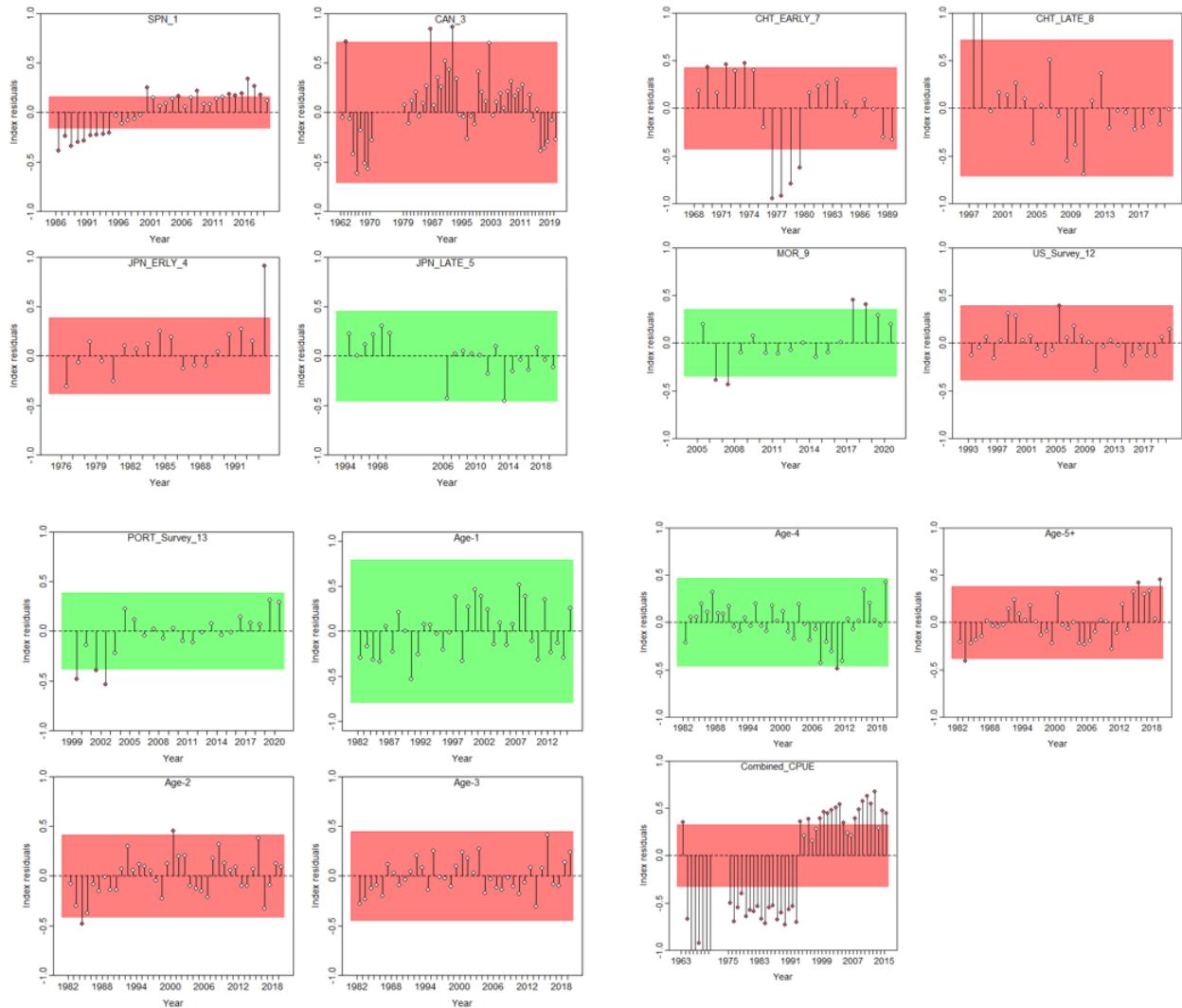


Figure 17. Runs tests for fits to the indices for the North Atlantic swordfish reference stock assessment using stock synthesis. SPN_1 and Combined_CPUE were not used in the SS3 model.

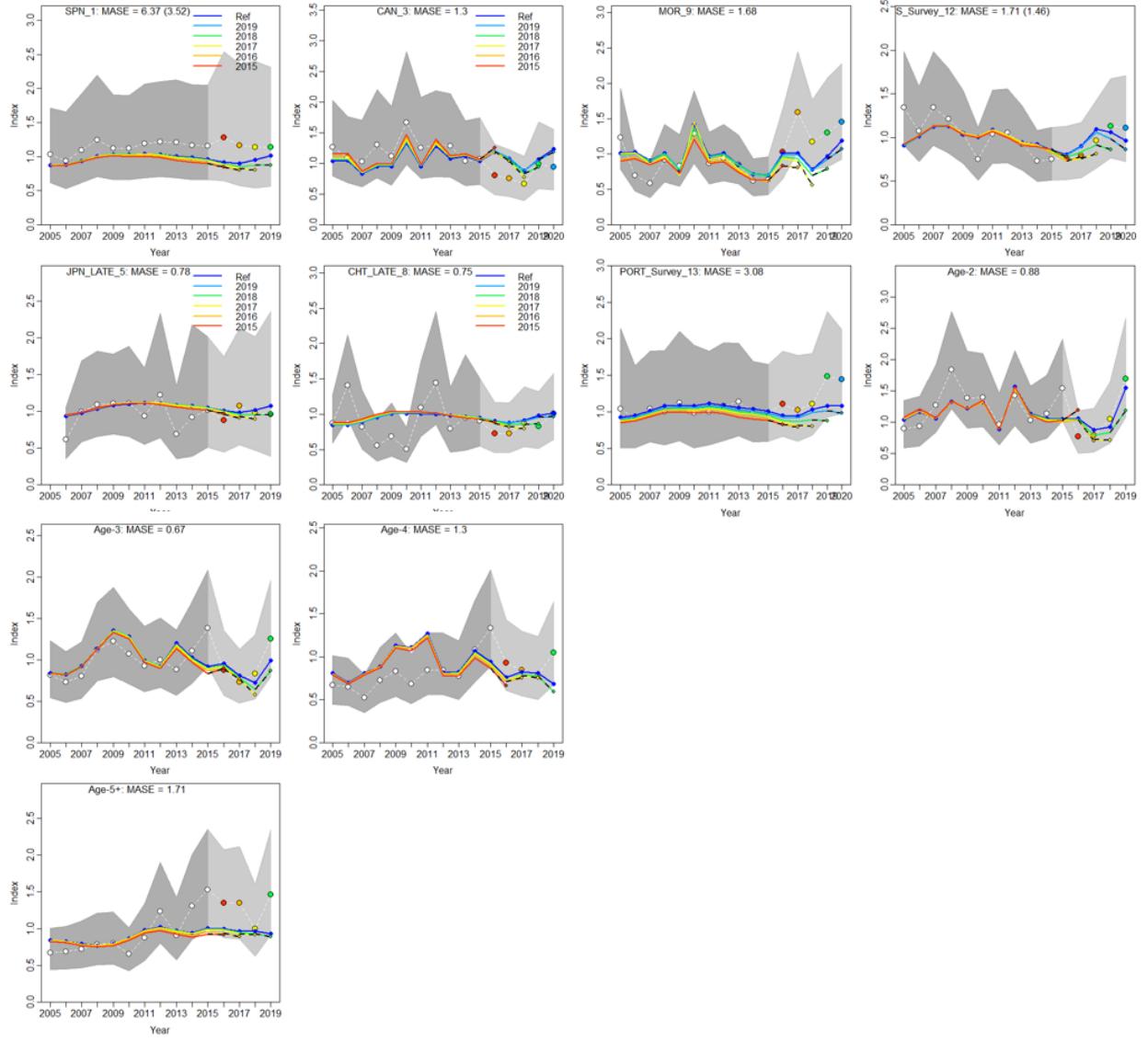


Figure 18. Hindcasting cross-validation (HCxval) results for three catch-per-unit-effort (CPUE) fits from the North Atlantic swordfish SS3 model, showing observed (large points connected with dashed line), fitted (solid lines) and one-year ahead forecast values (small terminal points). HCxval was performed using one reference model (Ref) and five hindcast model runs (solid lines) relative to the expected catch-per-unit effort (CPUE). The observations used for cross validation are highlighted as color-coded solid circles with associated 95% confidence intervals (light-gray shading). The model reference year refers to the endpoints of each one-year-ahead forecast and the corresponding observation (i.e., year of peel + 1). The mean absolute scaled error (MASE) score associated with each CPUE time series is denoted in each panel. The SPN_1 CPUE was not used in the final model.

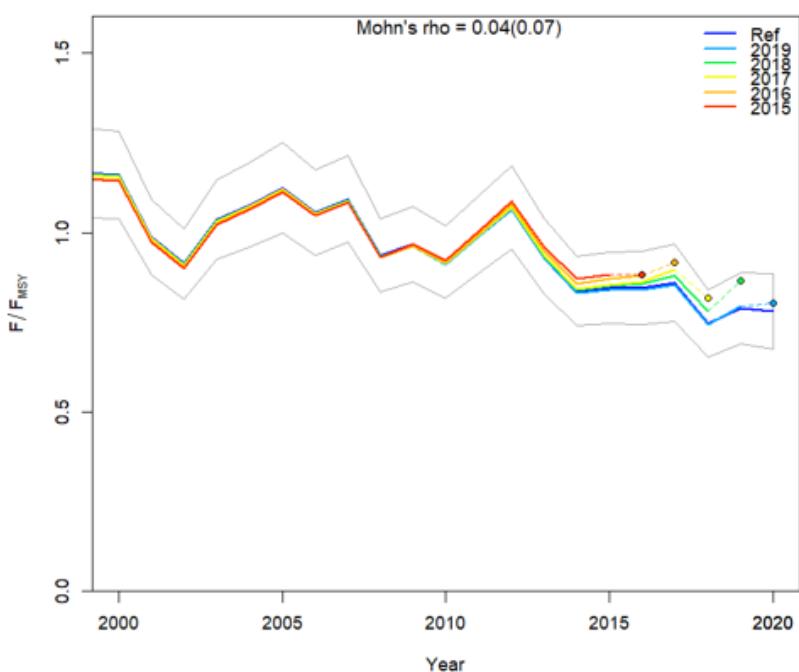
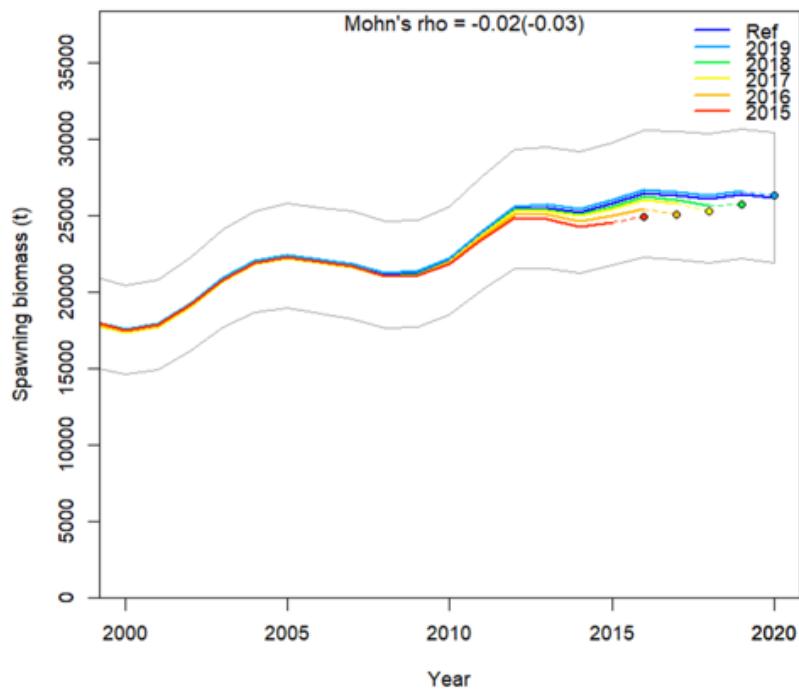


Figure 19. Retrospective analysis of spawning stock biomass (SSB) estimates for North Atlantic swordfish SS3 models conducted by re-fitting the reference model (Ref) after removing five years of observations, one year at a time sequentially. Mohn's rho statistic and the corresponding 'hindcast rho' values (in brackets) are printed at the top of the panels. One-year-ahead projections denoted by color-coded dashed lines with terminal points are shown for each model. Grey shaded areas are the 95 % confidence intervals from the reference model.

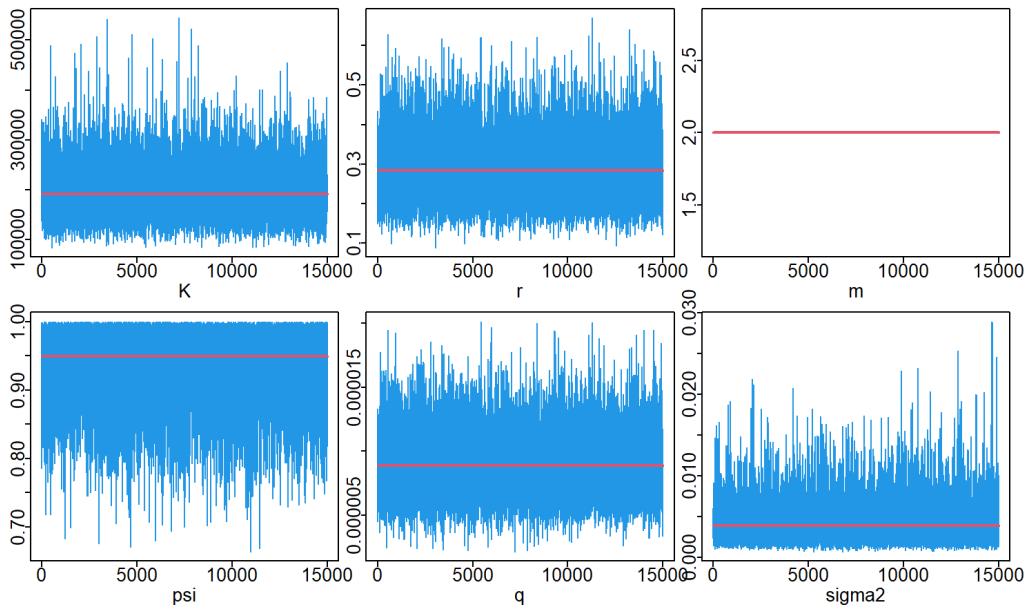


Figure 20. MCMC trace plots for the North Atlantic swordfish JABBA reference case model.

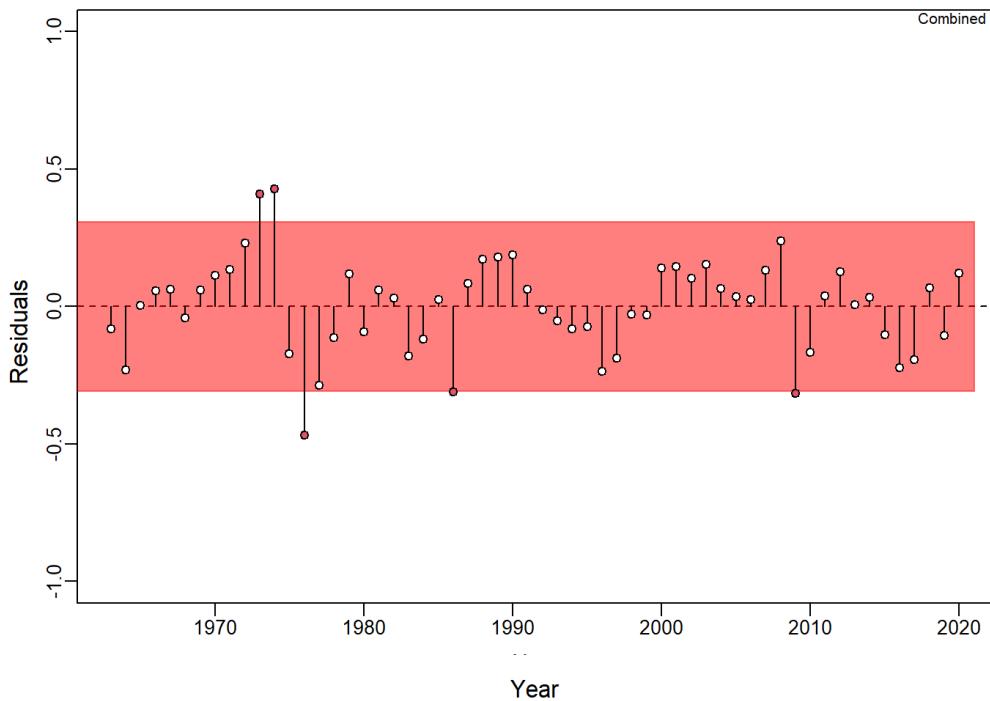


Figure 21. Runs test to evaluate the randomness of the time series of CPUE residuals for the reference case model for the North Atlantic swordfish JABBA assessment. A green panel would indicate no evidence of lack of randomness of time-series residuals ($p>0.05$) while a red panel, as shown here, indicates possible autocorrelation. 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 (3 σ rule).

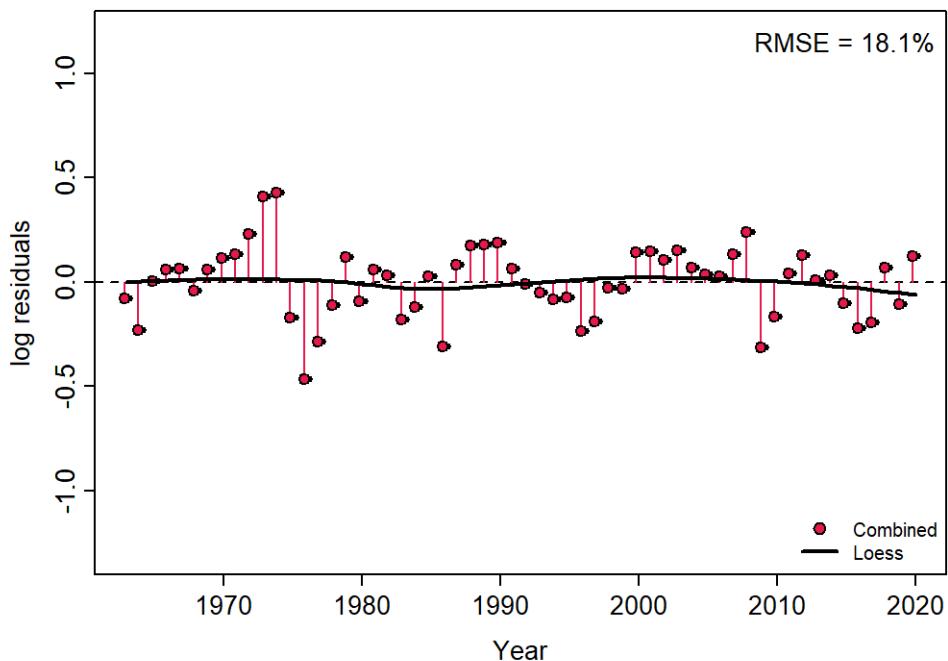


Figure 22. Residual diagnostic plots of CPUE indices for the North Atlantic swordfish JABBA reference case model. Lines indicate the residuals for the combined index for any given year, and solid black lines indicate a Loess smoother.

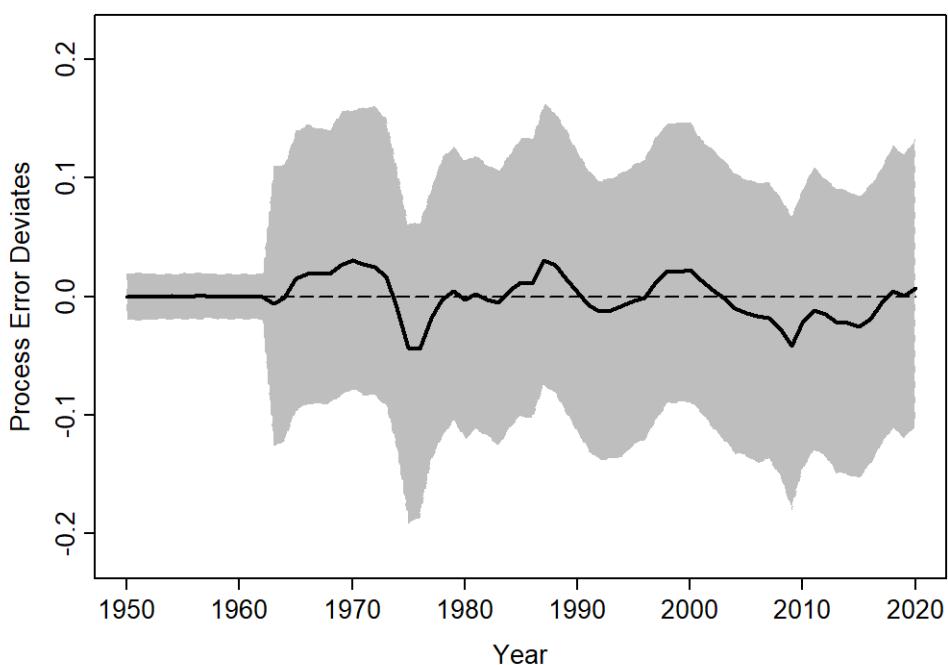


Figure 23. Process error deviations (median: solid line) from the reference case model for the North Atlantic swordfish JABBA assessment. Shaded grey area indicates 95% credibility intervals.

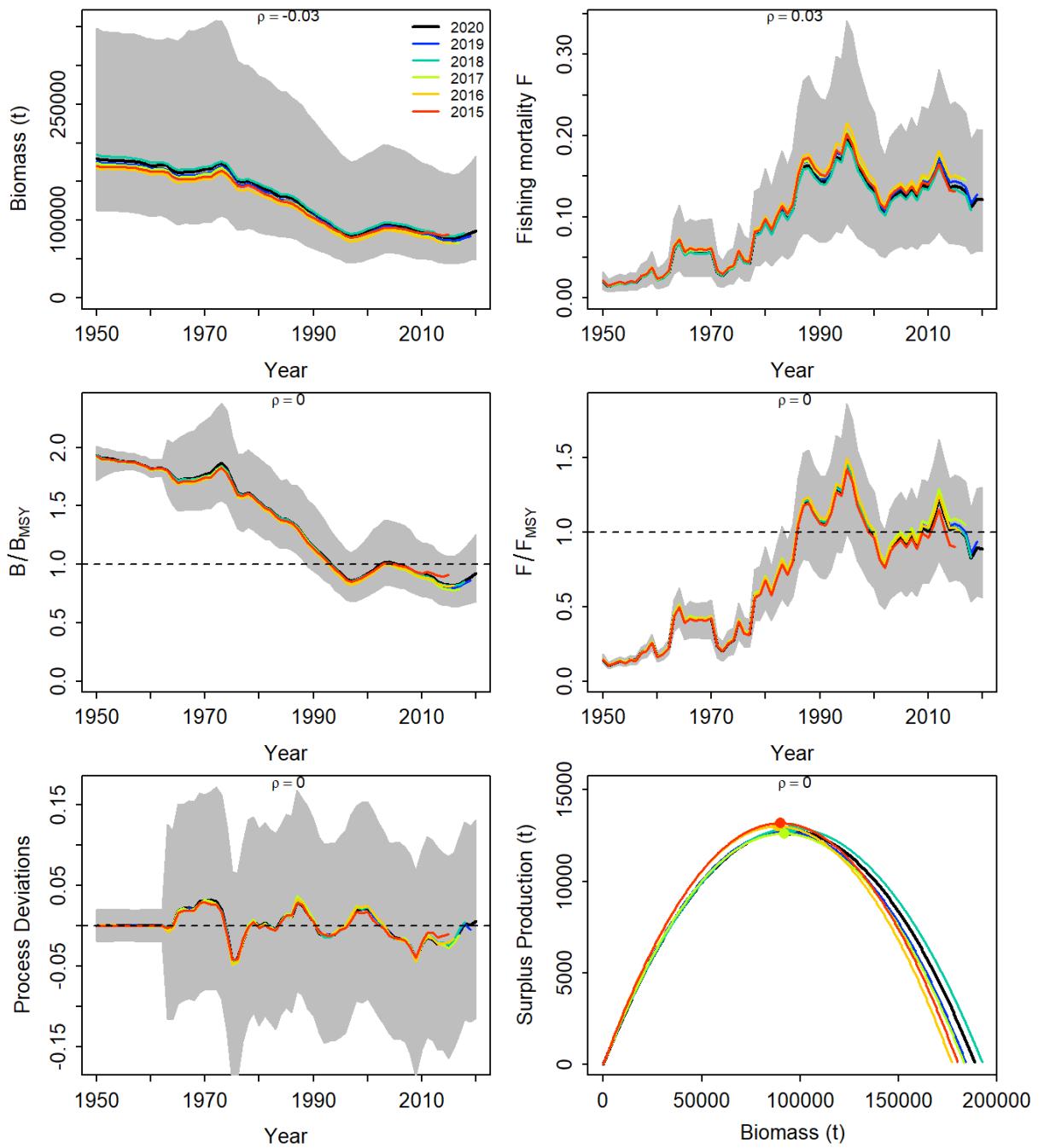


Figure 24. Retrospective analysis performed to the reference case model of the North Atlantic swordfish assessment, by removing one year at a time sequentially ($n=5$) and predicting the trends in biomass and fishing mortality (upper panels), biomass relative to B_{MSY} (B/B_{MSY}) and fishing mortality relative to F_{MSY} (F/F_{MSY}) (middle panels) and biomass relative to K (B/K) and surplus production curve (bottom panels).

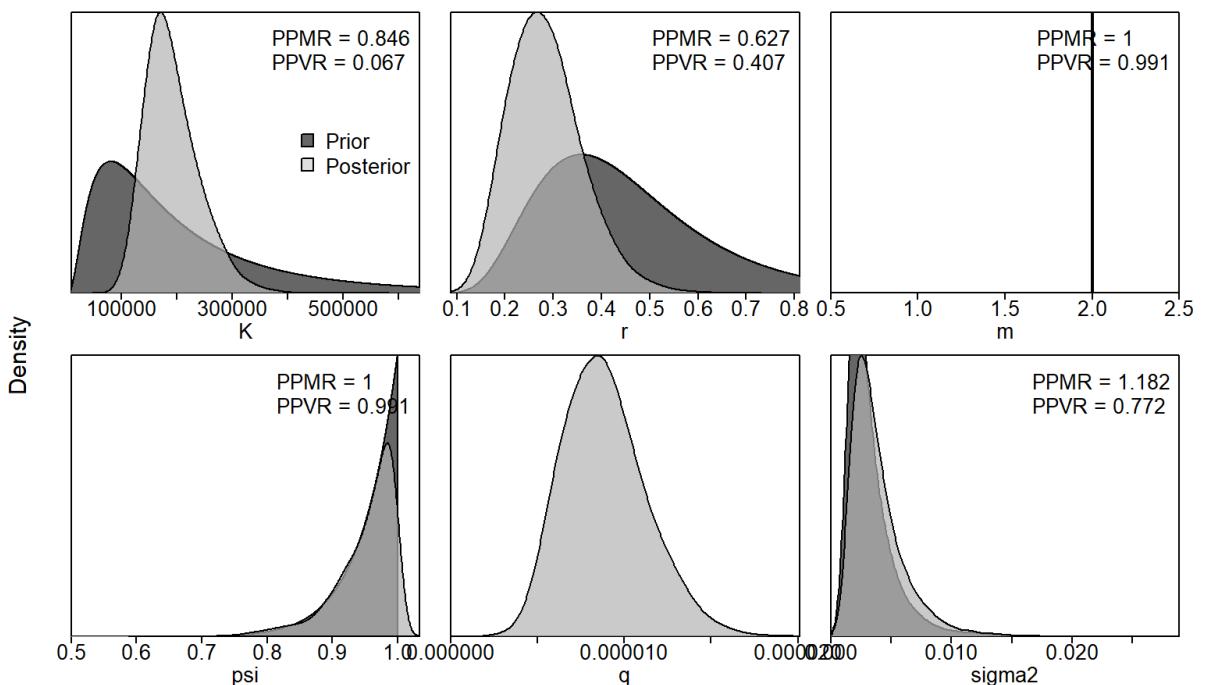


Figure 25. Prior and posterior distributions of various model and management parameters for the reference case model for the North Atlantic swordfish JABBA assessment. PPRM: Posterior to Prior Ratio of Means; PPVR: Posterior to Prior Ratio of Variances.



Figure 26. Comparison of the biomass and fishing mortality trends trajectories of the 2017 ASPIC base case (2017 SA) and the continuity case (2022 SA) when updating only the catch series (2016-2020) and using the 2017 Combined biomass index.

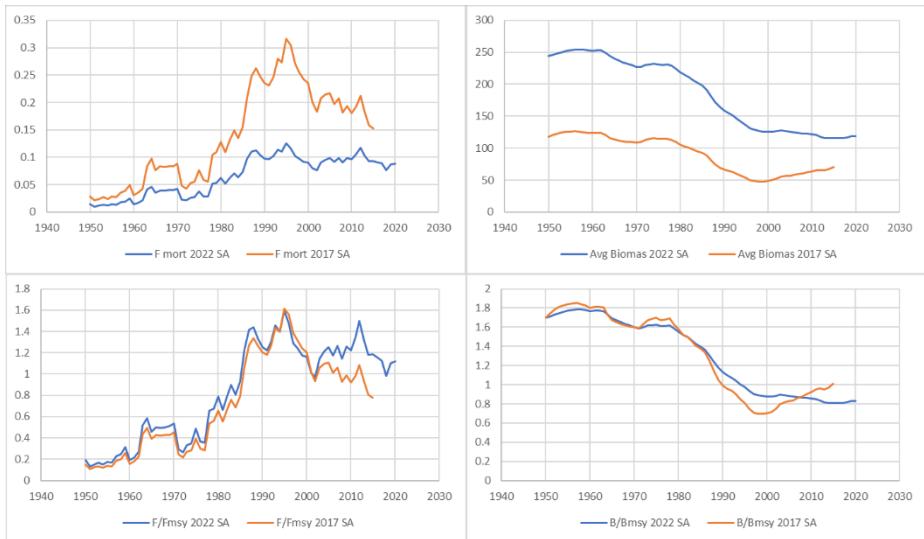


Figure 27. Comparison of the biomass and fishing mortality trends trajectories of the 2017 ASPIC base case (2017 SA) and the continuity case (2022 SA) when updating both the catch series (2016 – 2020) and using the 2022 Combined biomass index.

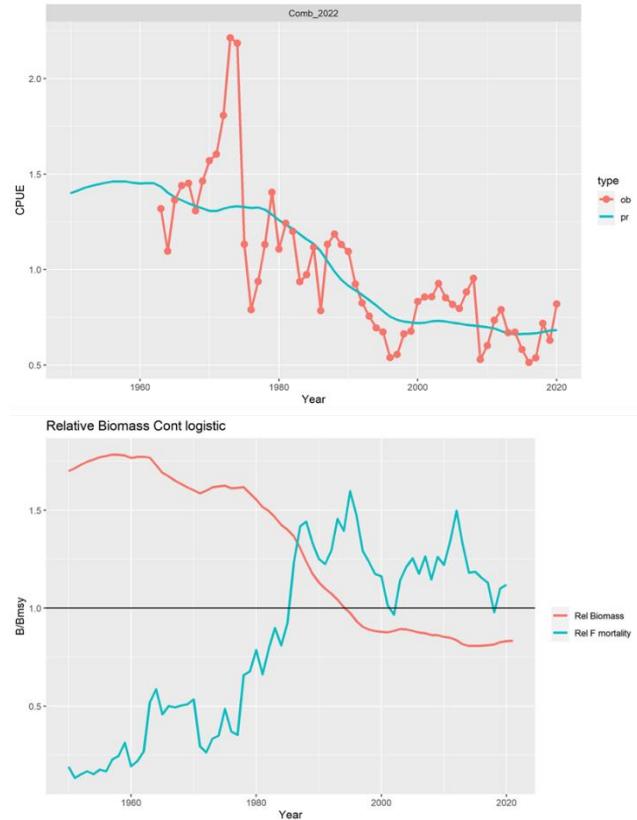


Figure 28. ASPIC continuity run with the 2022 combined index and catch series 1950 -2020. The top plot shows the fit to the index series (pr) and the index observed values (ob), and the bottom plot shows the relative biomass and fishing mortality trends estimated by the model.

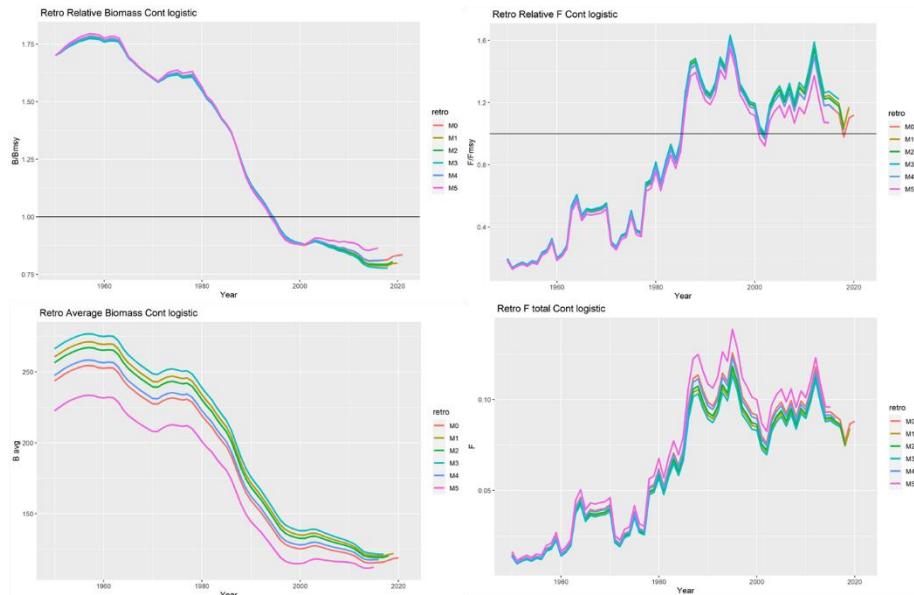


Figure 29. ASPIC continuity run: diagnostic plot. Five-year retrospective runs of the relative biomass and fishing mortality (top row) and absolute values (bottom row).

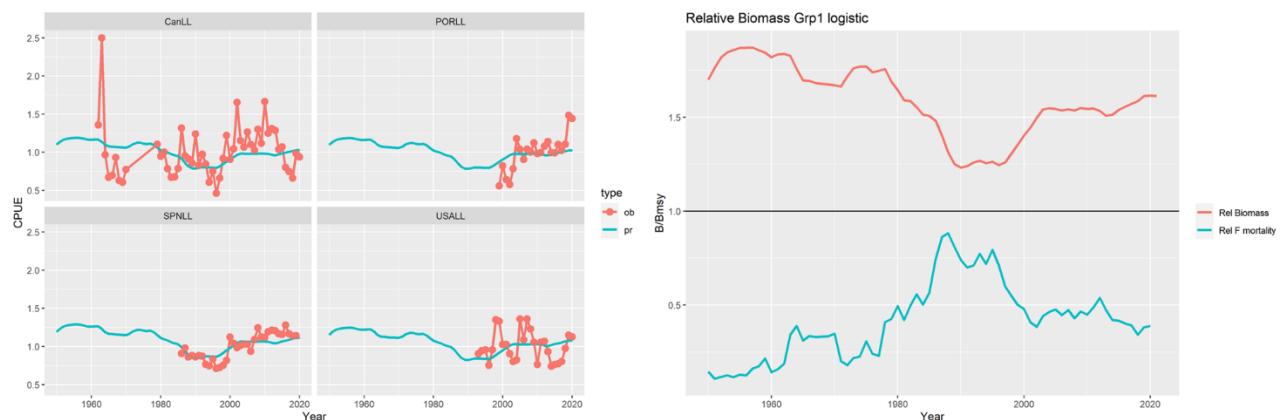


Figure 30. ASPIC group 1 indices run: left plot shows the fit to the indices of abundance and the right plot the relative biomass and fishing mortality trends.

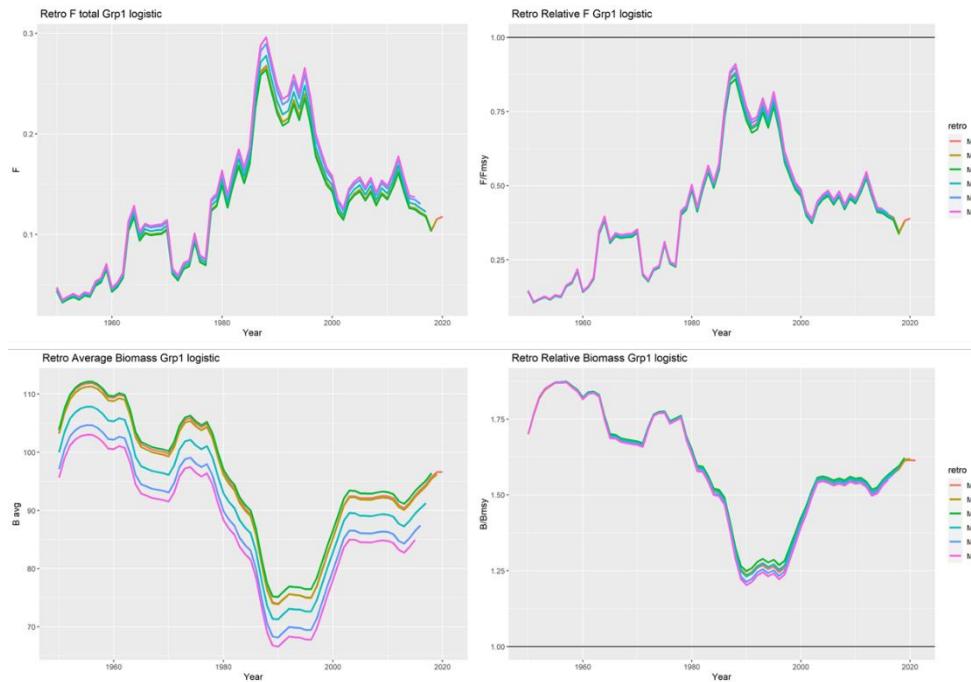


Figure 31. ASPIC group 1 indices run: diagnostic five-year retrospective run for the absolut (left column) and relative (right column) fishing mortality and biomass trends.

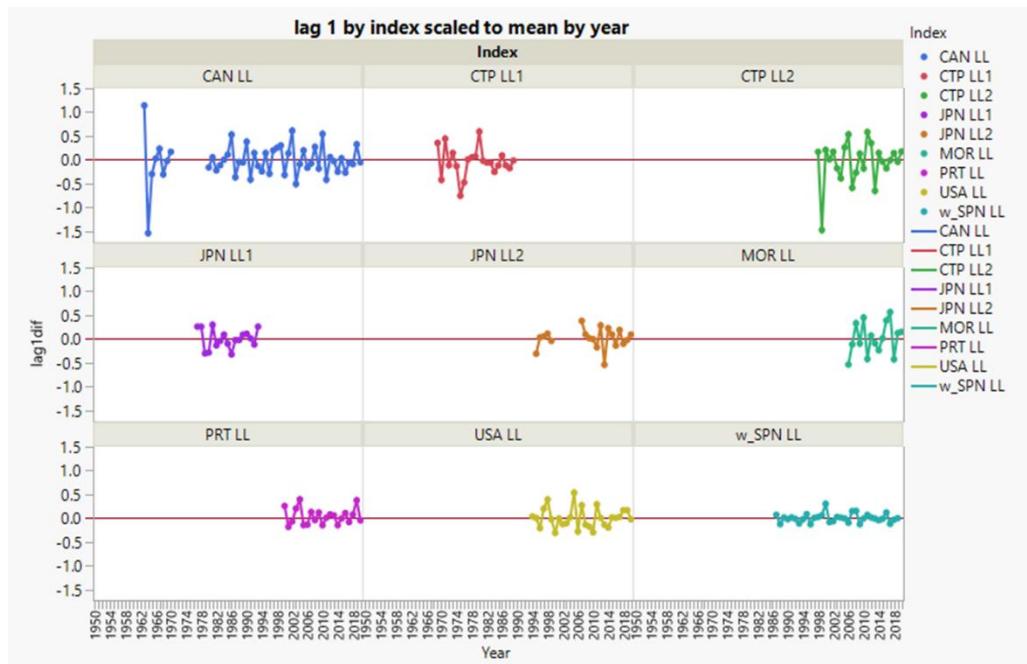


Figure 32. N-SWO indices of abundance lag 1-year analysis. Indices were scaled to their mean, large values (+, -) indicate a large variation of the relative stock biomass in one year.

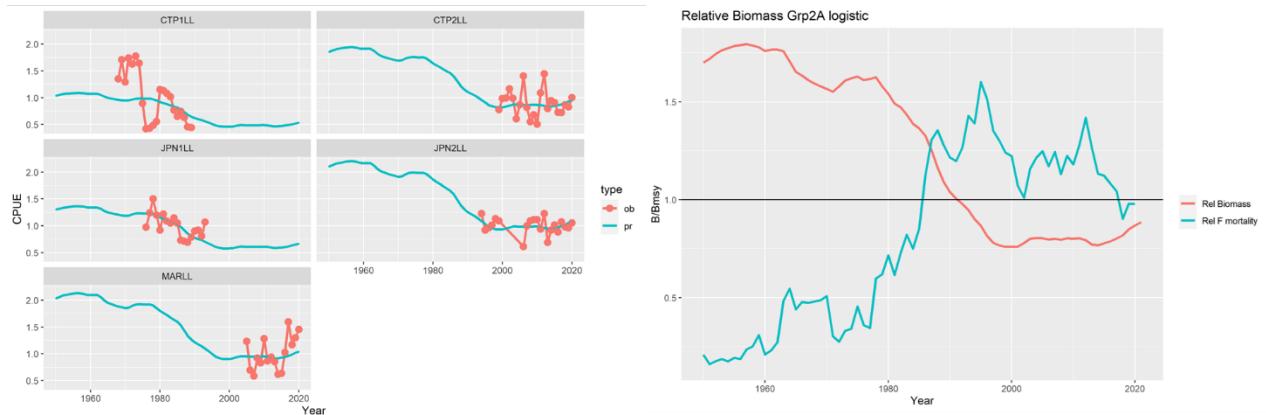


Figure 33. ASPIC group 2A indices run: left plot shows the fit to the indices of abundance and the right plot the relative biomass and fishing mortality trends.

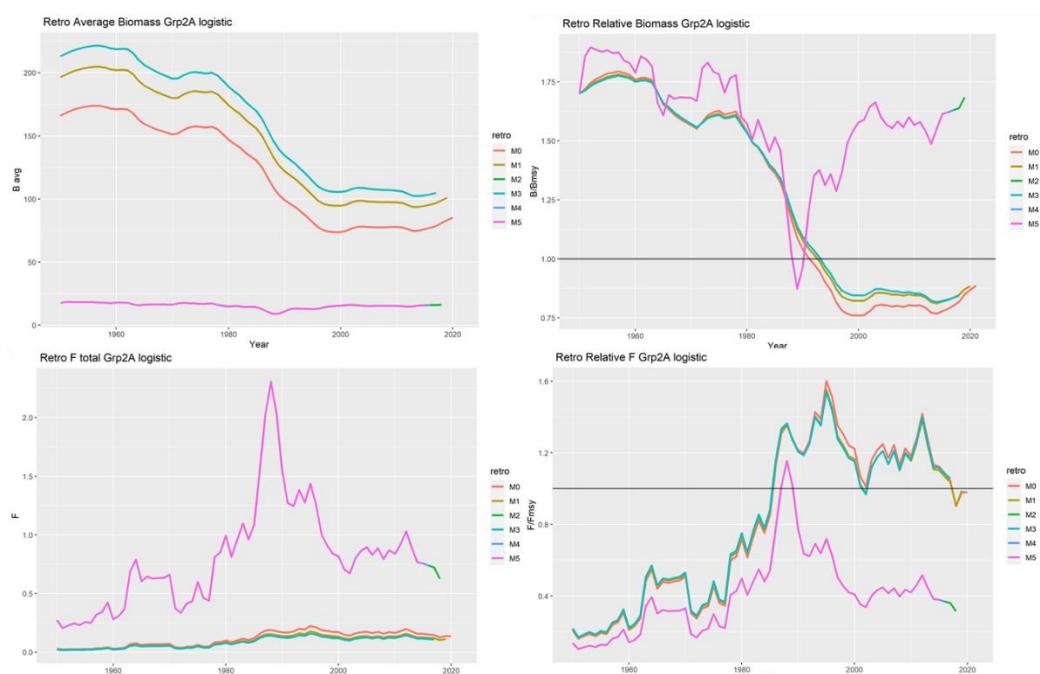


Figure 34. ASPIC group 2A indices run: diagnostic five-year retrospective run for the absolute (left column) and relative (right column) fishing mortality and biomass trends.

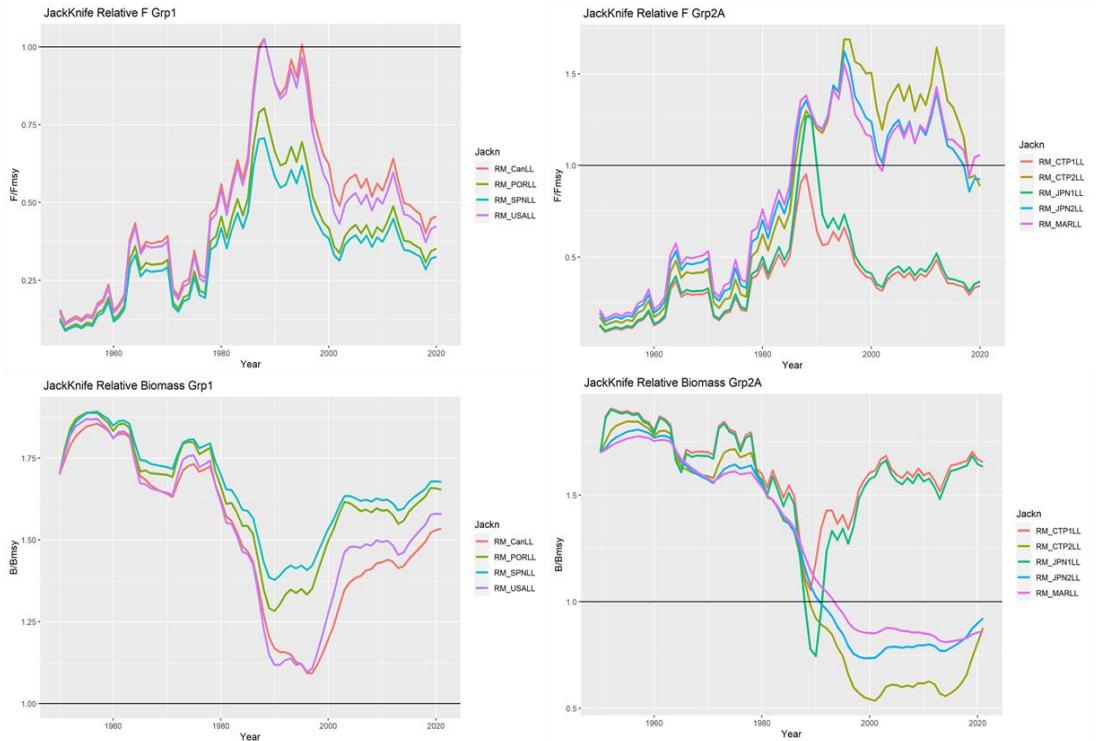


Figure 35. ASPIC diagnostic Jackknife test was performed on the Group 1 (Grp1, left column) and Group 2A (Grp2A, right column) indices of abundance. Plotted are the relative fishing (top row) and biomass (bottom row) trends, each line represents the run results when excluded the index indicated in the legend.

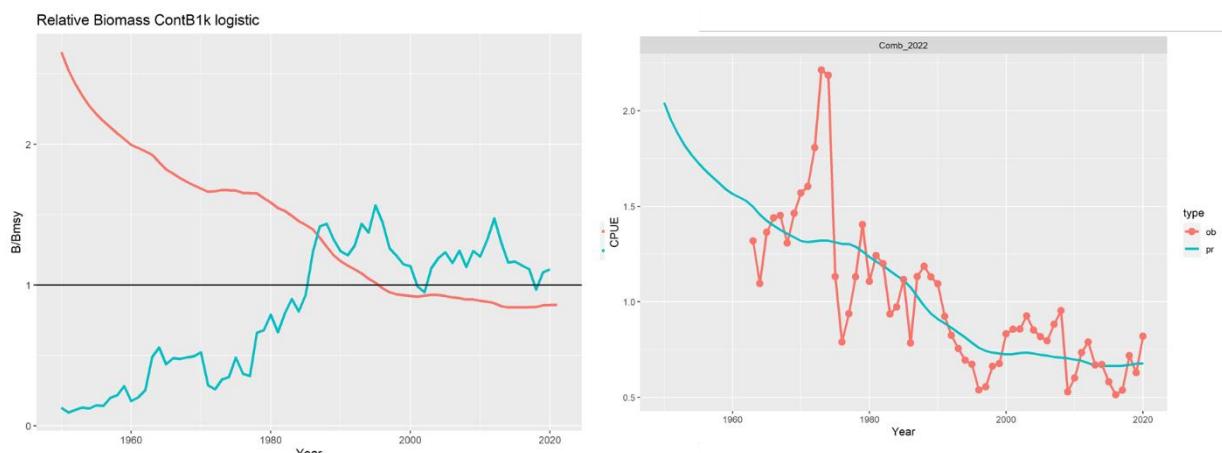


Figure 36. ASPIC fit 2022 combined biomass index and estimating B1/K parameter run: left plot shows the fit to the combined index of abundance and the right plot the relative biomass and fishing mortality trends.

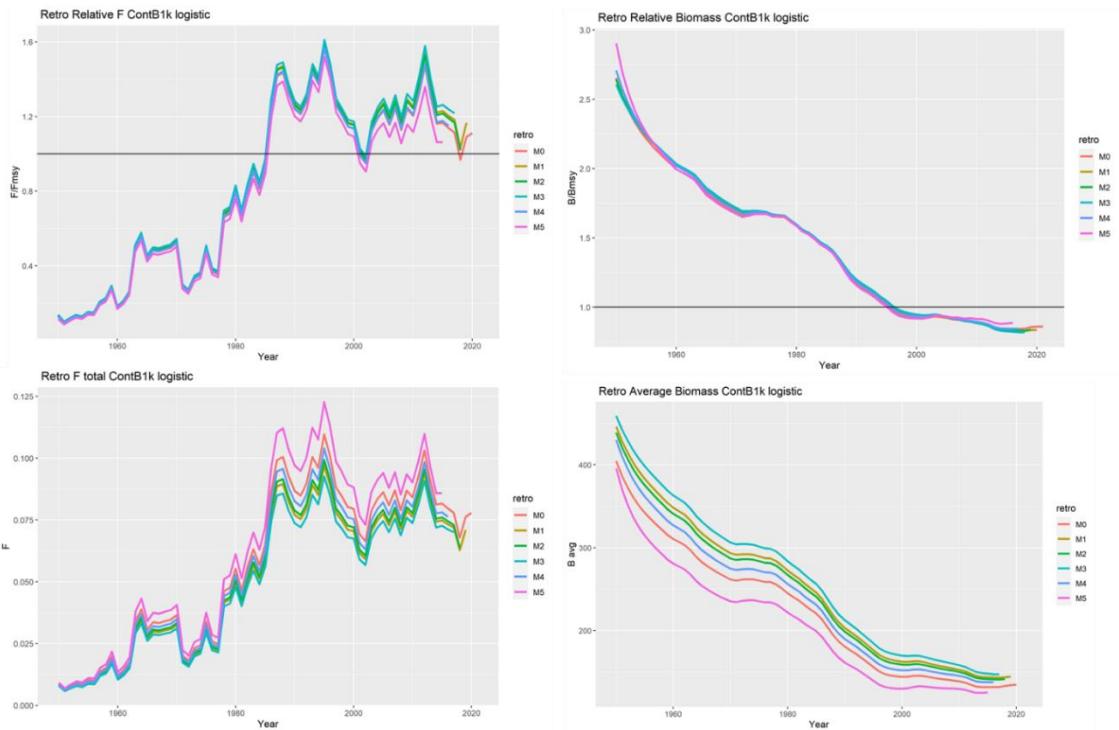


Figure 37. ASPIC fit 2022 combined biomass index and estimating B1/K parameter run: diagnostic five-year retrospective run for the relative (top row) and absolute (bottom row) fishing mortality and biomass trends.

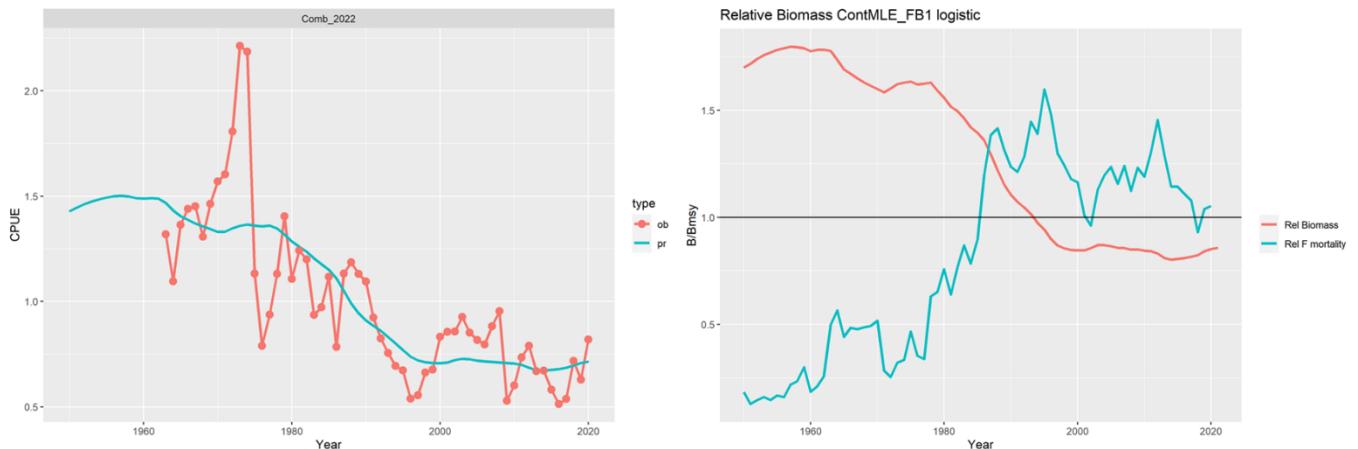


Figure 38. ASPIC fit 2022 combined biomass index with MLE estimation run: left plot shows the fit to the combined index of abundance and the right plot the relative biomass and fishing mortality trends.

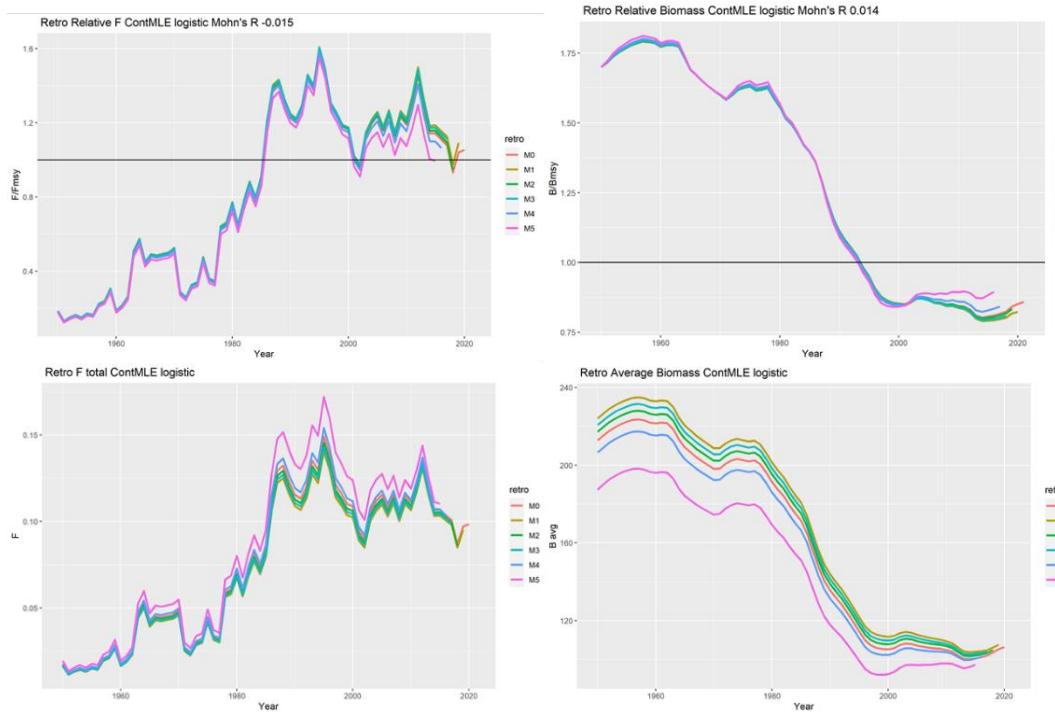


Figure 39. ASPIC fit 2022 combined biomass index with MLE estimation run: diagnostic five-year retrospective run for the relative (top row) and absolute (bottom row) fishing mortality and biomass trends

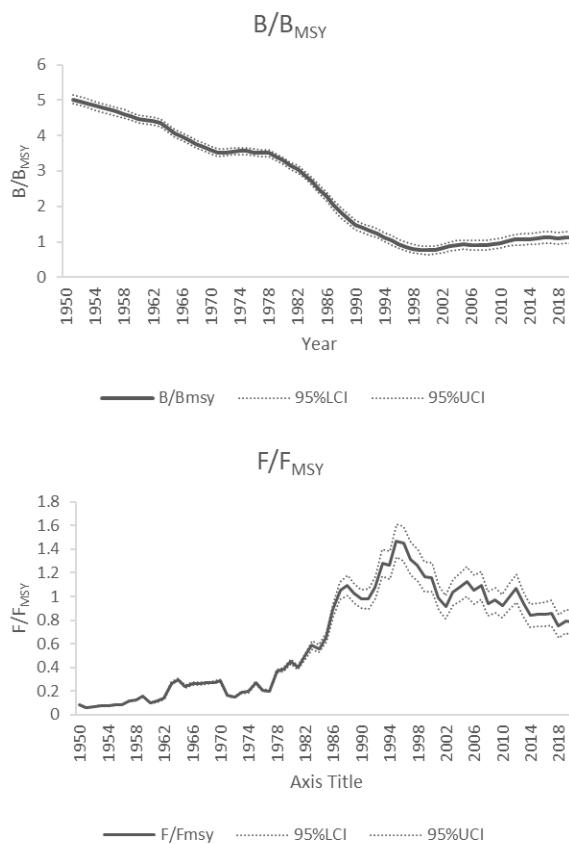


Figure 40. Stock Status (B/B_{MSY} and F/F_{MSY}) trajectories for the updated SS3 stock assessment for the North Atlantic Swordfish.

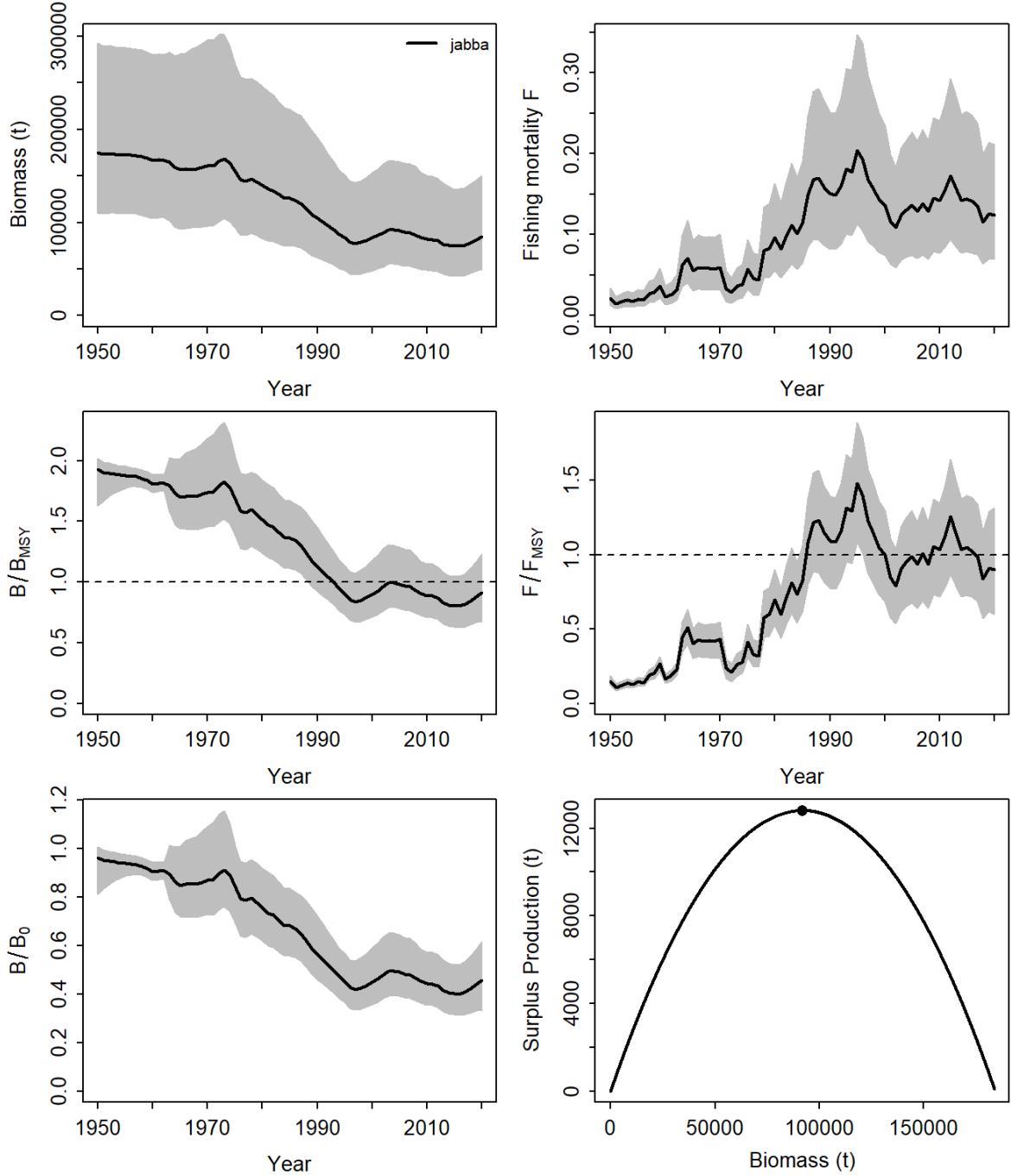


Figure 41. Biomass and fishing mortality (upper panels), biomass relative to B_{MSY} (B/B_{MSY}) and fishing mortality relative to F_{MSY} (F/F_{MSY}) (middle panels), and biomass relative to K (B/K) and surplus production curve (bottom panels) for the JABBA reference case model for North Atlantic swordfish.

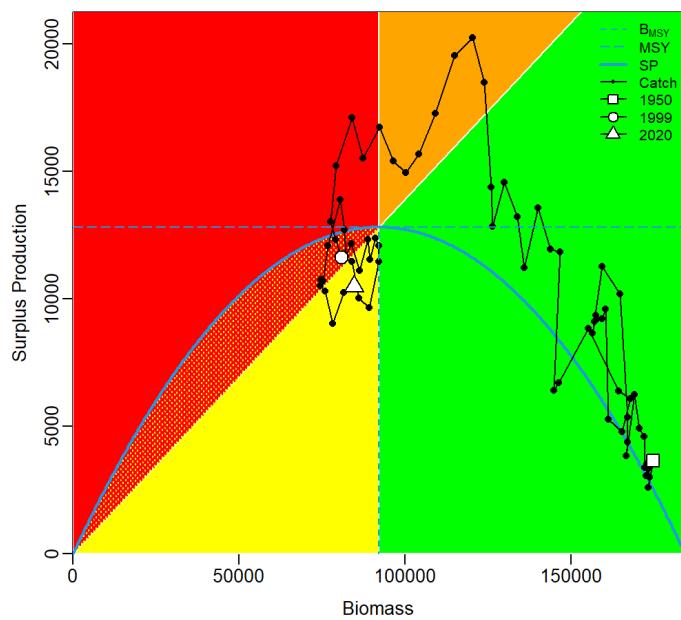


Figure 42. JABBA Kobe phase plot for the reference case showing trajectories of the catches in relation to B_{MSY} and MSY for the North Atlantic swordfish.

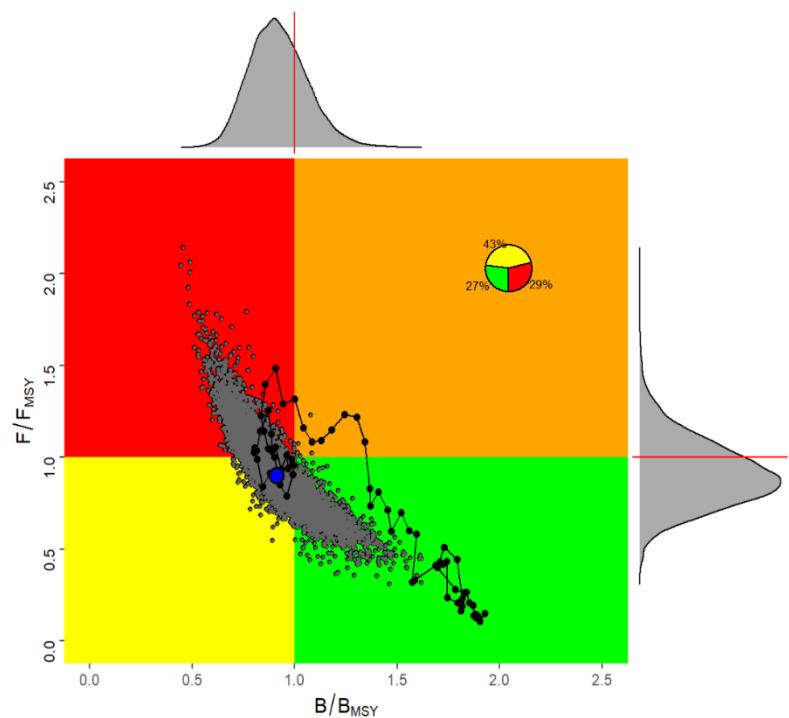


Figure 43. Kobe plot showing estimated trajectories (1950-2020) of B/B_{MSY} and F/F_{MSY} for the JABBA reference case model for the North Atlantic swordfish assessment. The probability of terminal year points falling within each quadrant is indicated in the pie chart.

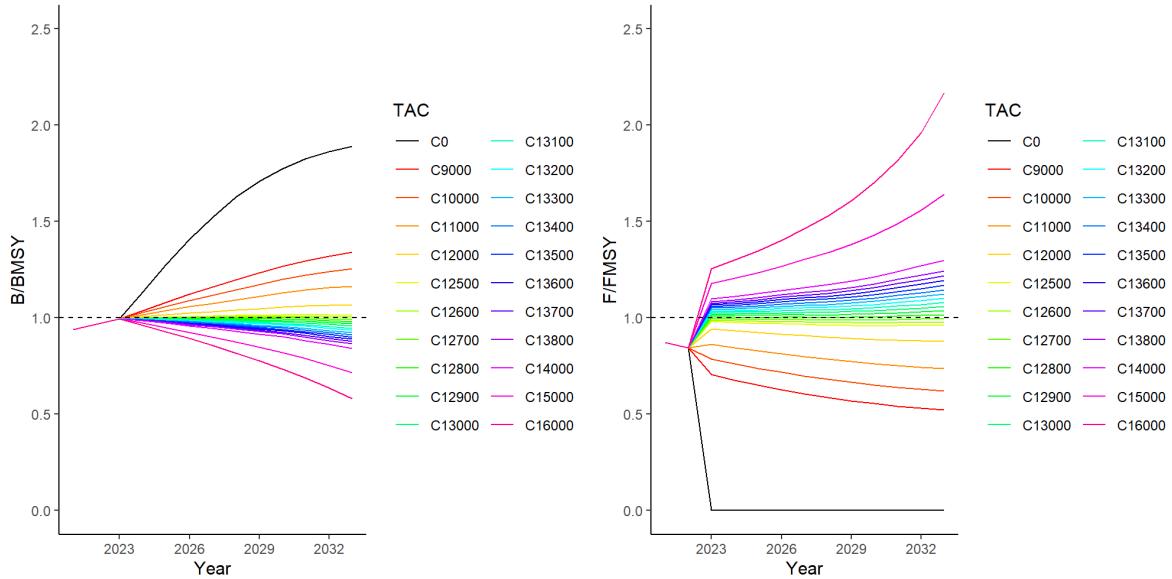


Figure 44. Projections for B/B_{MSY} and F/F_{MSY} based on the JABBA reference case model for North Atlantic swordfish for various levels of future catch ranging from 9,000 – 16,000 tons, including a zero-catch scenario. The initial catch for the years 2021-2022 were set to 10,476 t, which is the catch of the final year (2020) available in the catch data. The projections are run until 2033. The dashed lines denotes B_{MSY} and F_{MSY} .

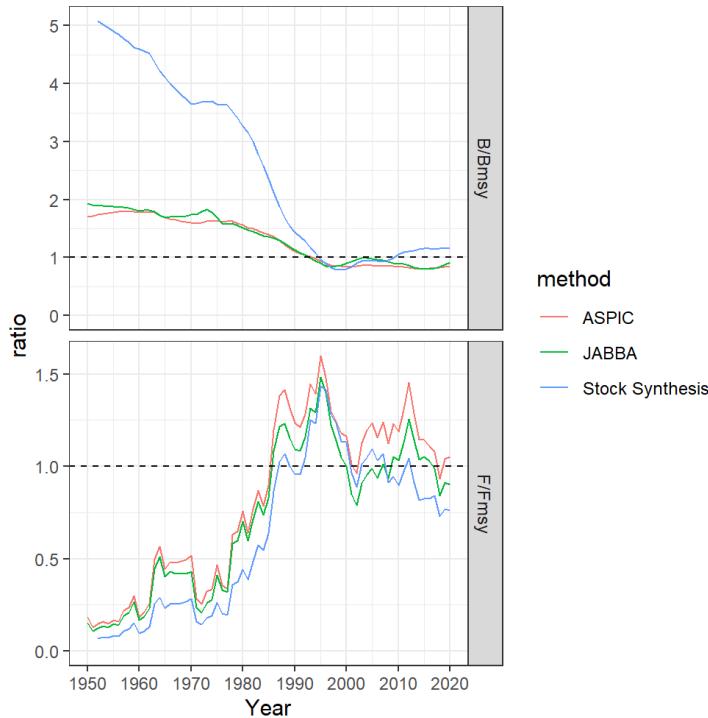


Figure 45. Trajectories of B/B_{MSY} (top panel) and F/F_{MSY} (bottom panel) using Stock Synthesis (blue), ASPIC (red) and JABBA (green).

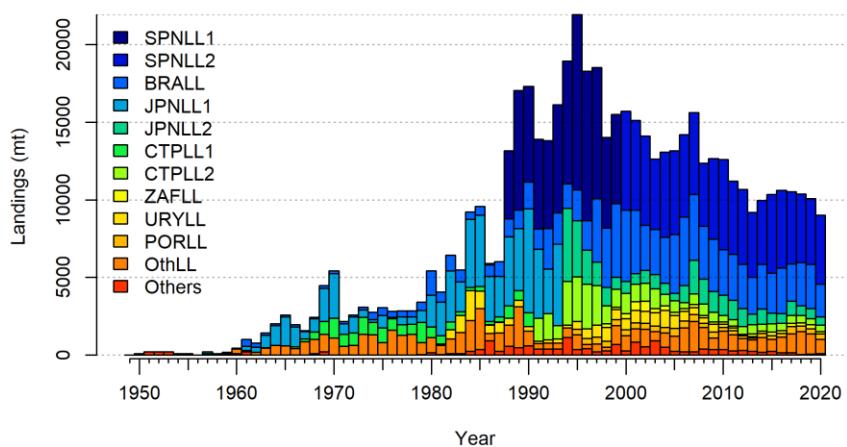


Figure 46. Catch (t) by fleet for South Atlantic swordfish.

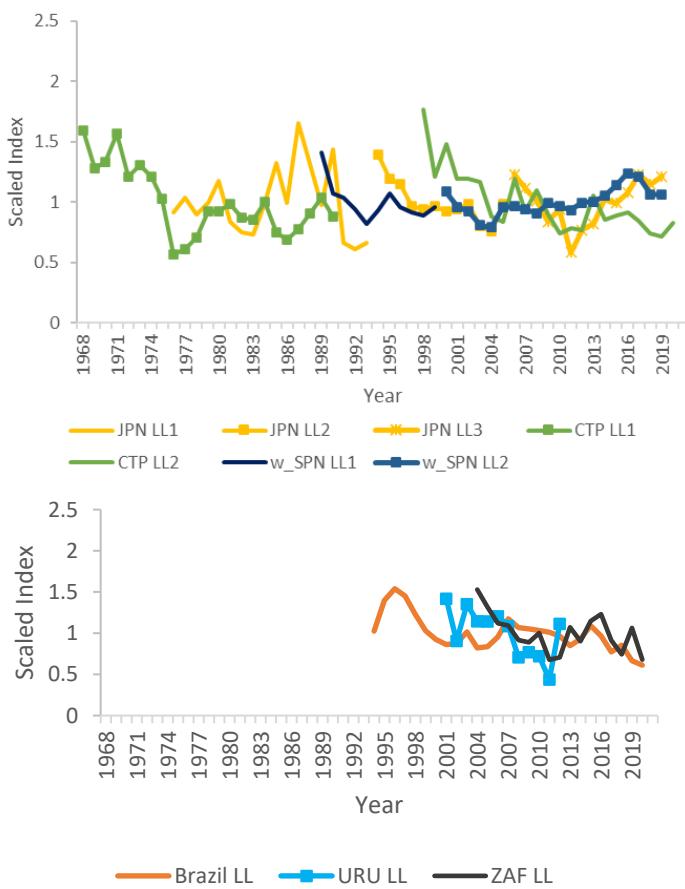


Figure 47. Normalized CPUE indices used in the reference case model for South Atlantic swordfish. Indices that were split (JPN, EU-SPN and CTP) are shown on the top, and the rest (BRA, URU and ZAF) are shown at the bottom.

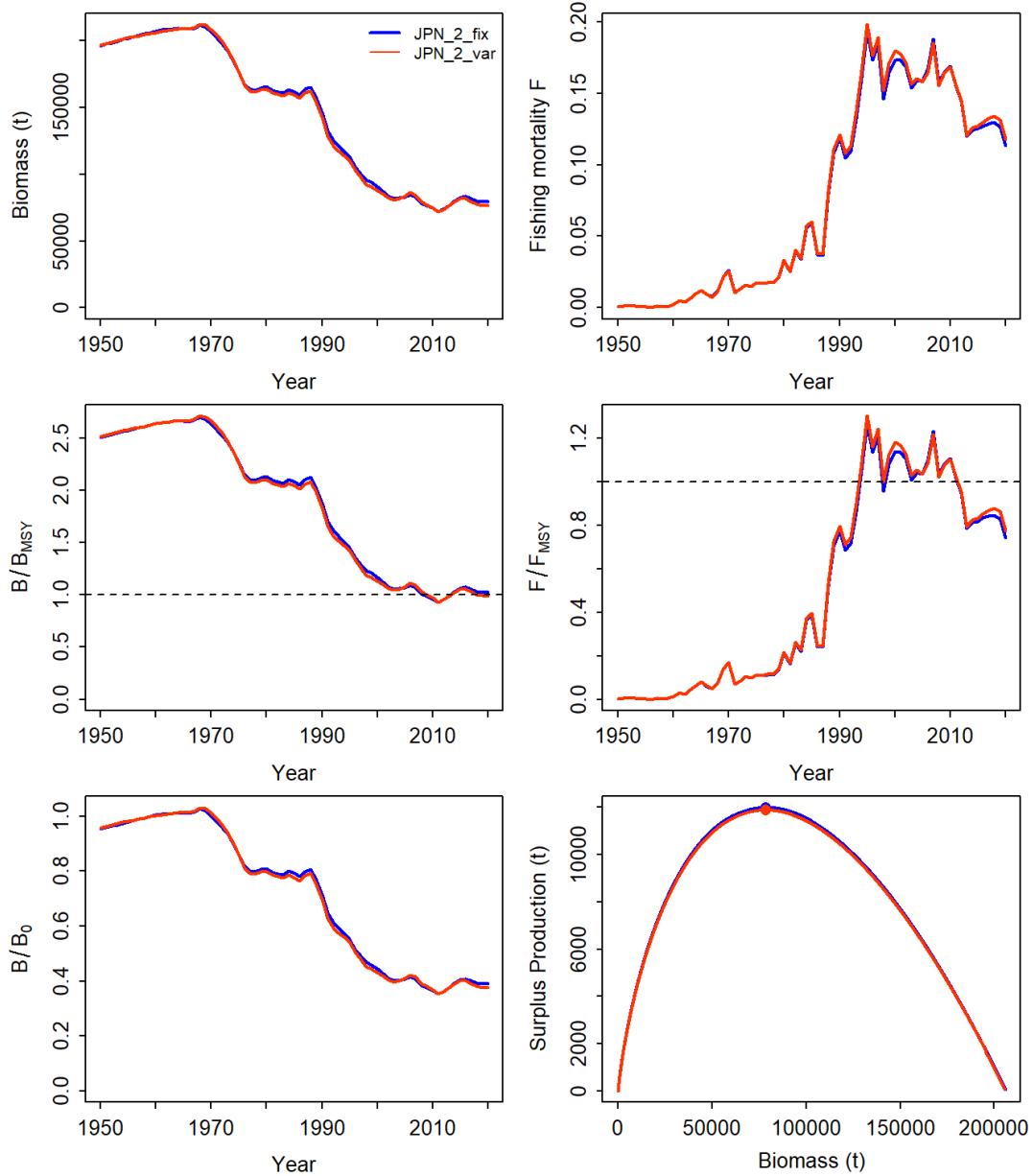
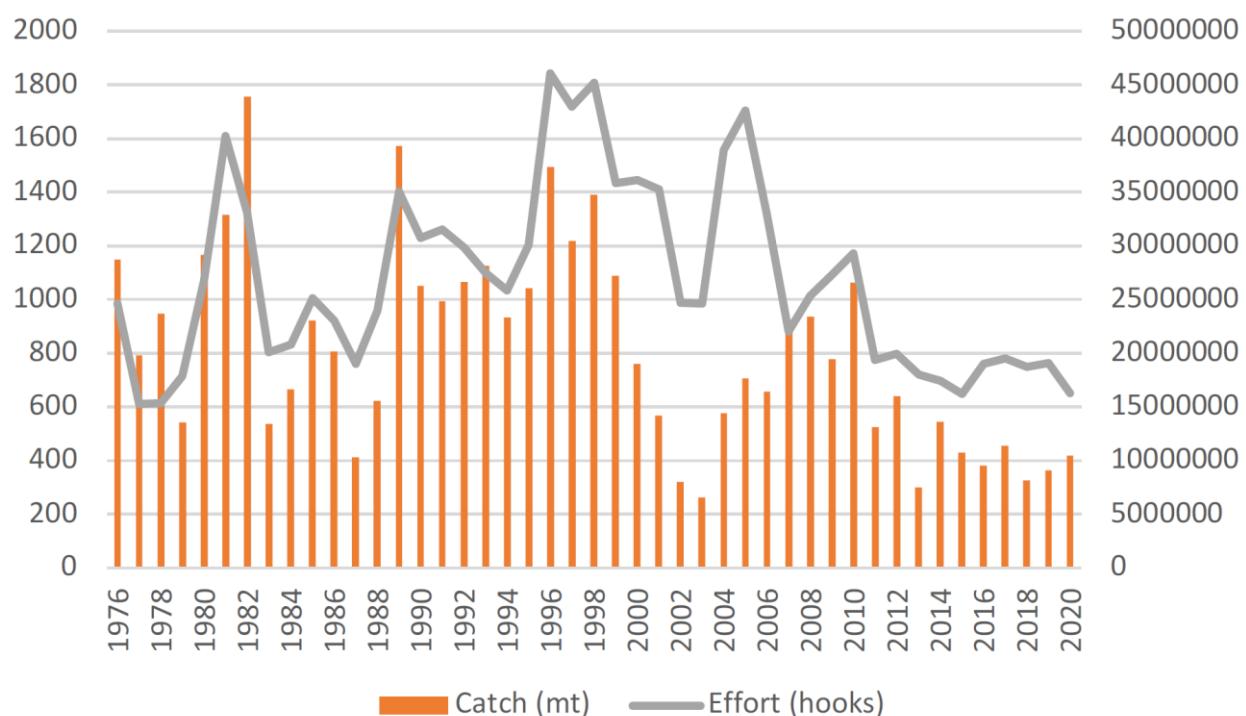


Figure 48. An additional run was suggested by weighting all indices with their coefficient variance to account for recent uncertainties.

North Atlantic



South Atlantic

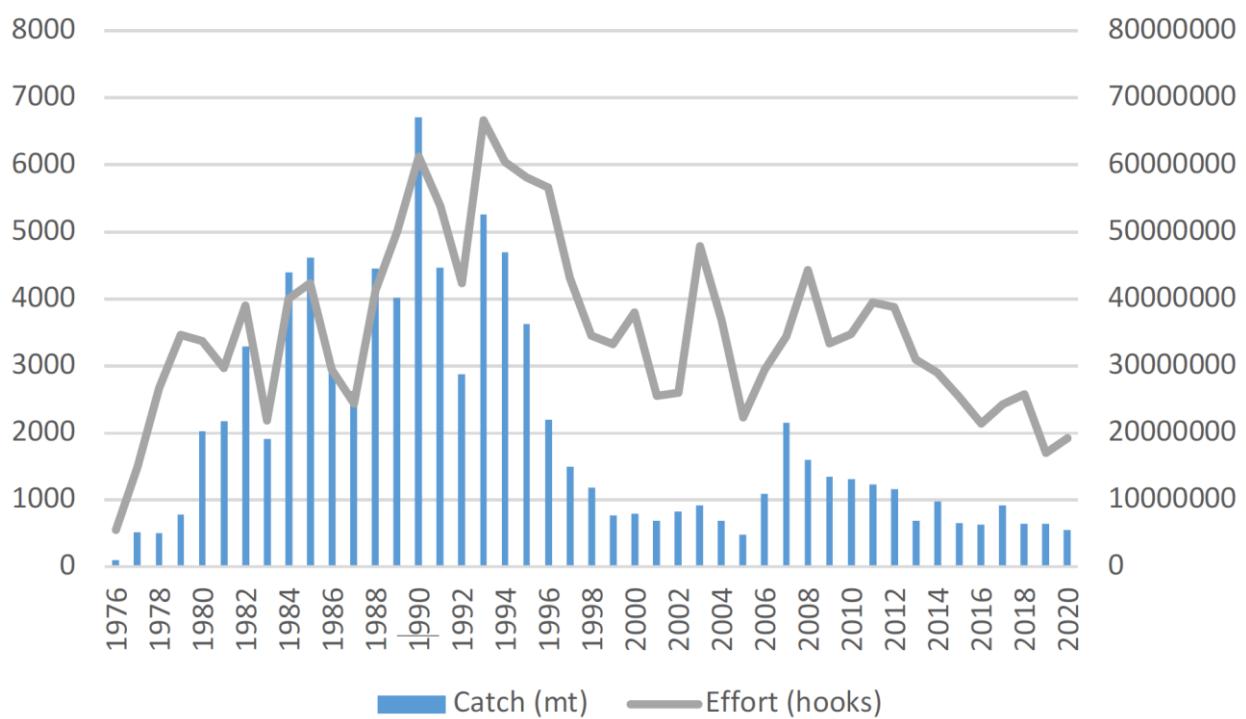


Figure 49. Nominal catch and effort by the Japan longline fleets in the North (top) and South (bottom) Atlantic.

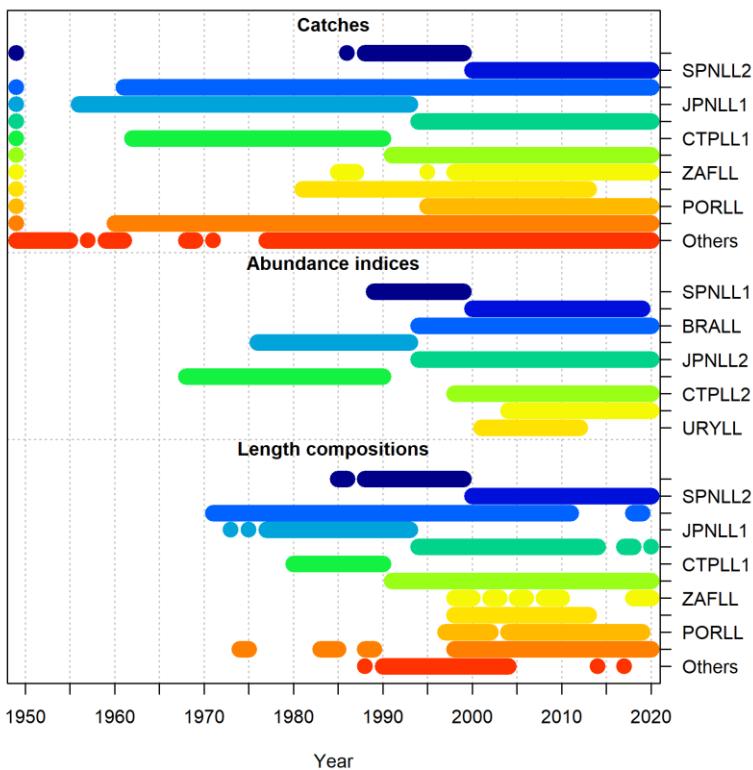


Figure 50. Summary of data available by year for southern swordfish for the SS model.

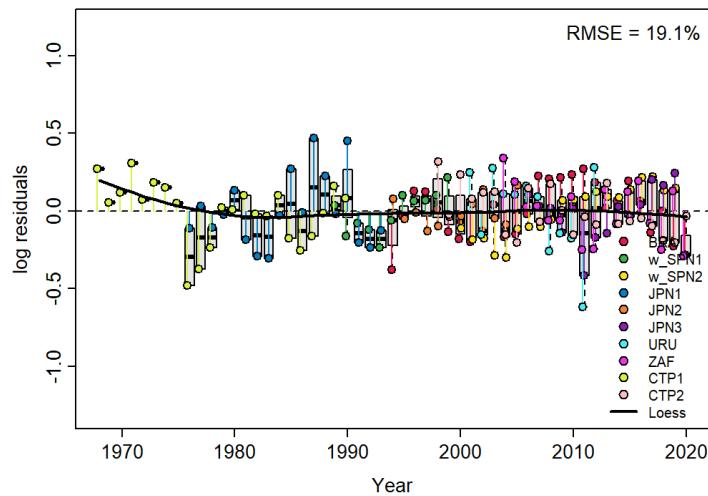


Figure 51. Residual diagnostic plots of CPUE indices for the South Atlantic swordfish JABBA reference case model. Boxplots indicate the median and quantiles of all residuals available for any given year, and solid black lines indicate a Loess smoother through all residuals.

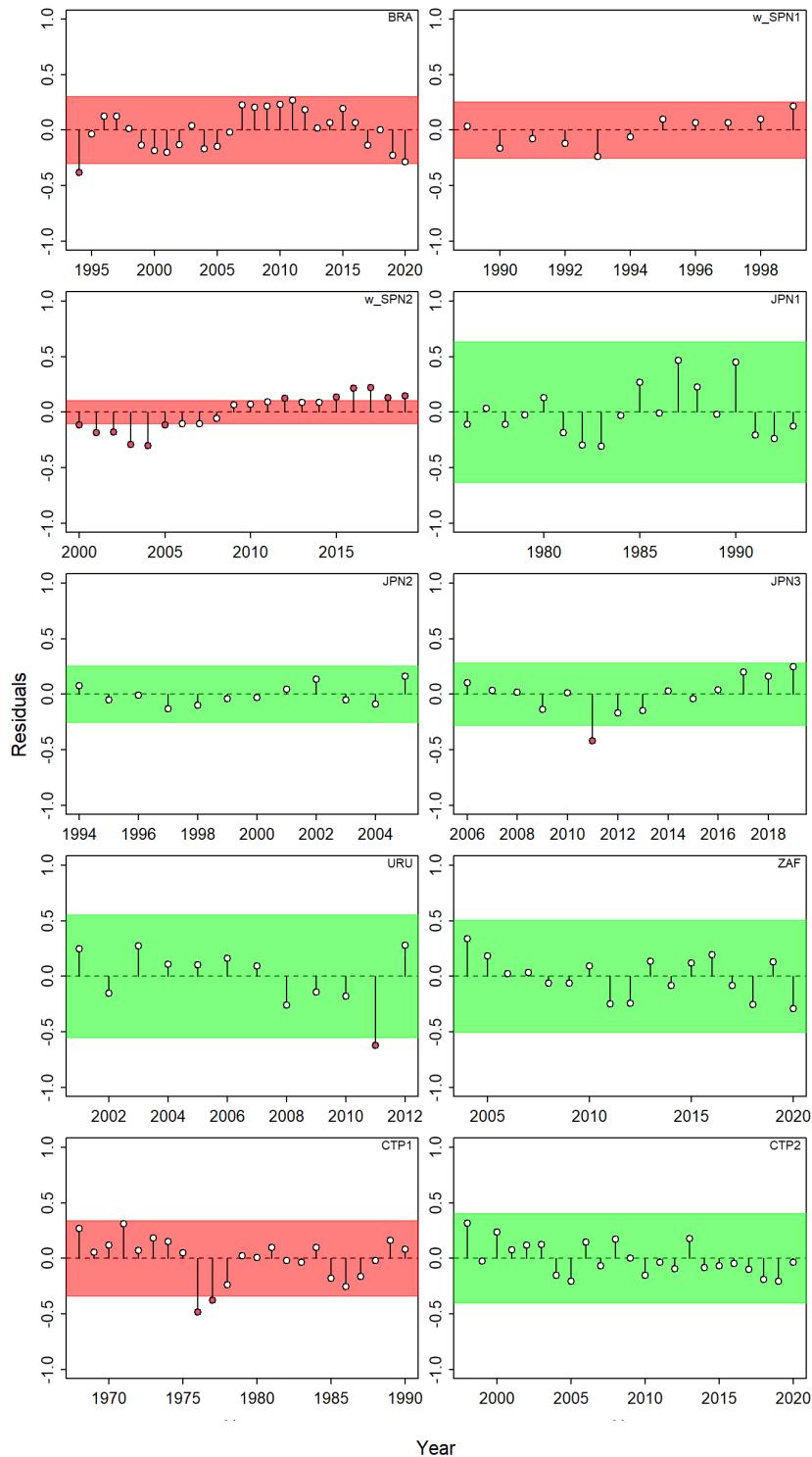


Figure 52. Runs tests to evaluate the randomness of the time series of CPUE residuals by fleet for the reference case model for the South Atlantic swordfish JABBA assessment. Green panels indicate no evidence of lack of randomness of time-series residuals ($p>0.05$) while red panels indicate possible autocorrelation. 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 (3 σ rule).

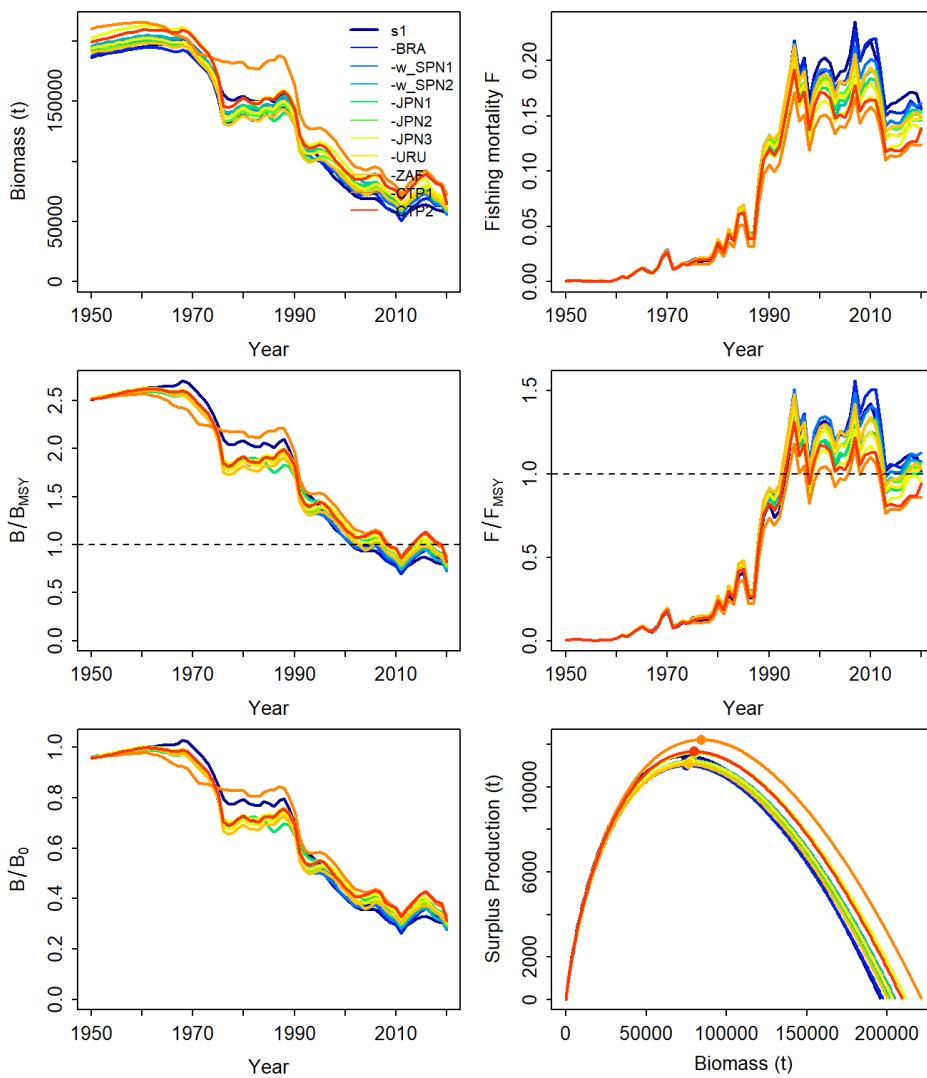


Figure 53. Jackknife index analysis performed to the reference case JABBA model of the South Atlantic swordfish assessment, by removing one CPUE fleet at a time and predicting the trends in biomass and fishing mortality (upper panels), biomass relative to B_{MSY} (B/B_{MSY}) and fishing mortality relative to F_{MSY} (F/F_{MSY}) (middle panels) and biomass relative to K (B/K) and surplus production curve (bottom panels).

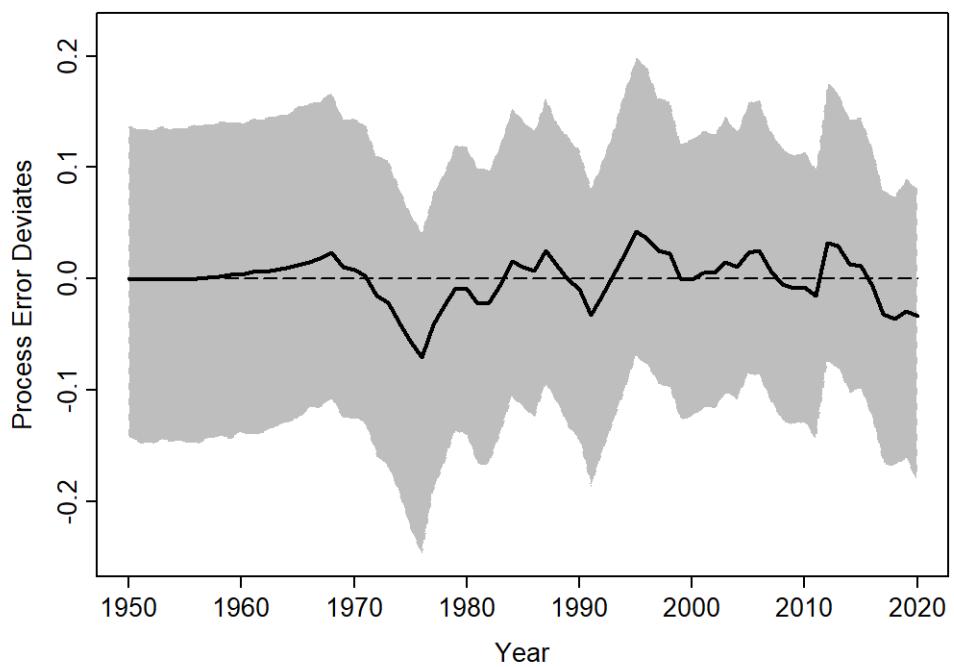


Figure 54. Process error deviations (median: solid line) from the reference case model for the South Atlantic swordfish JABBA assessment. Shaded grey area indicates 95% credibility intervals.

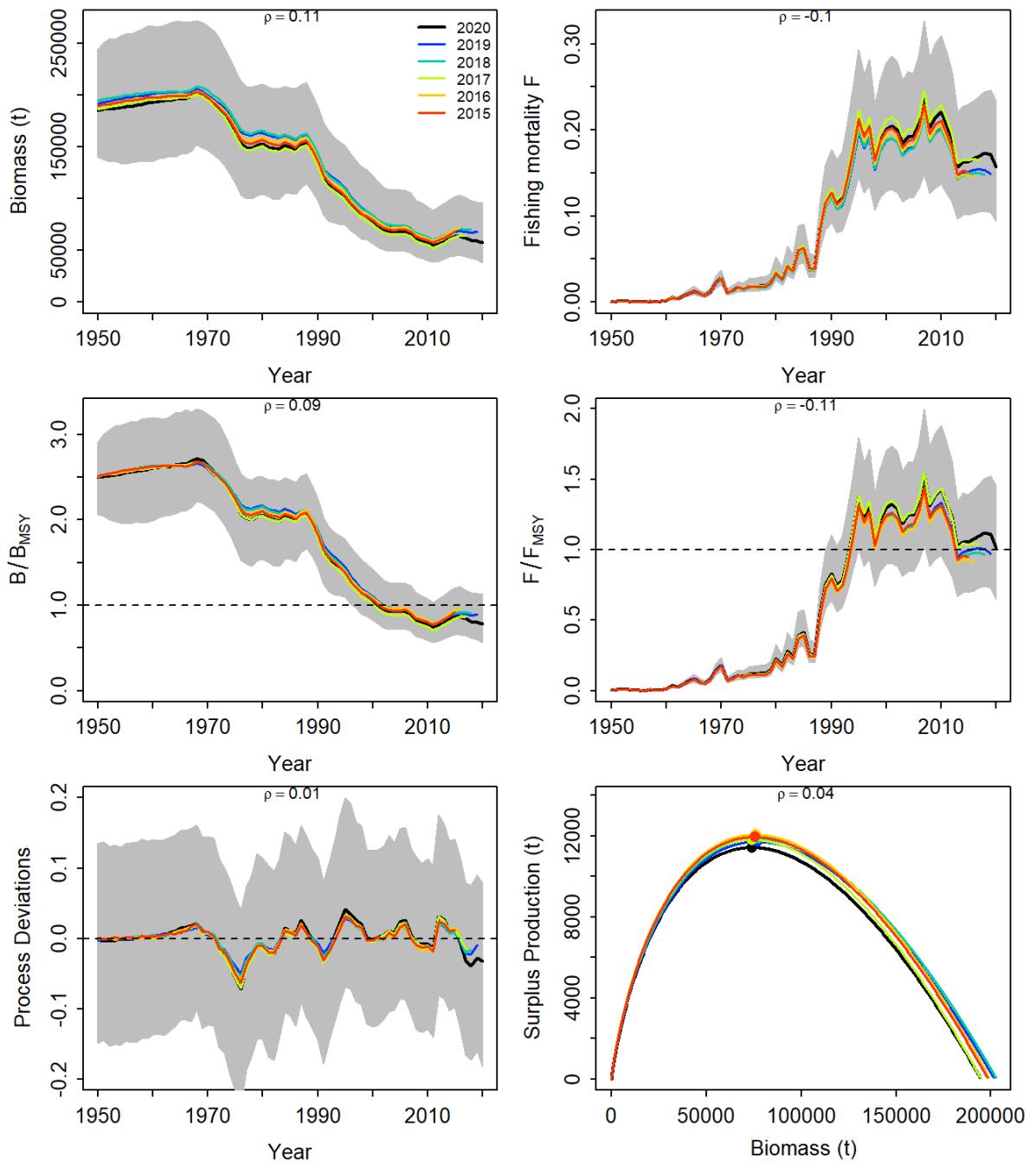


Figure 55. Retrospective analysis performed to the reference case model of the South Atlantic swordfish assessment, by removing one year at a time sequentially ($n=5$) and predicting the trends in biomass and fishing mortality (upper panels), biomass relative to B_{MSY} (B/B_{MSY}) and fishing mortality relative to F_{MSY} (F/F_{MSY}) (middle panels) and biomass relative to K (B/K) and surplus production curve (bottom panels).

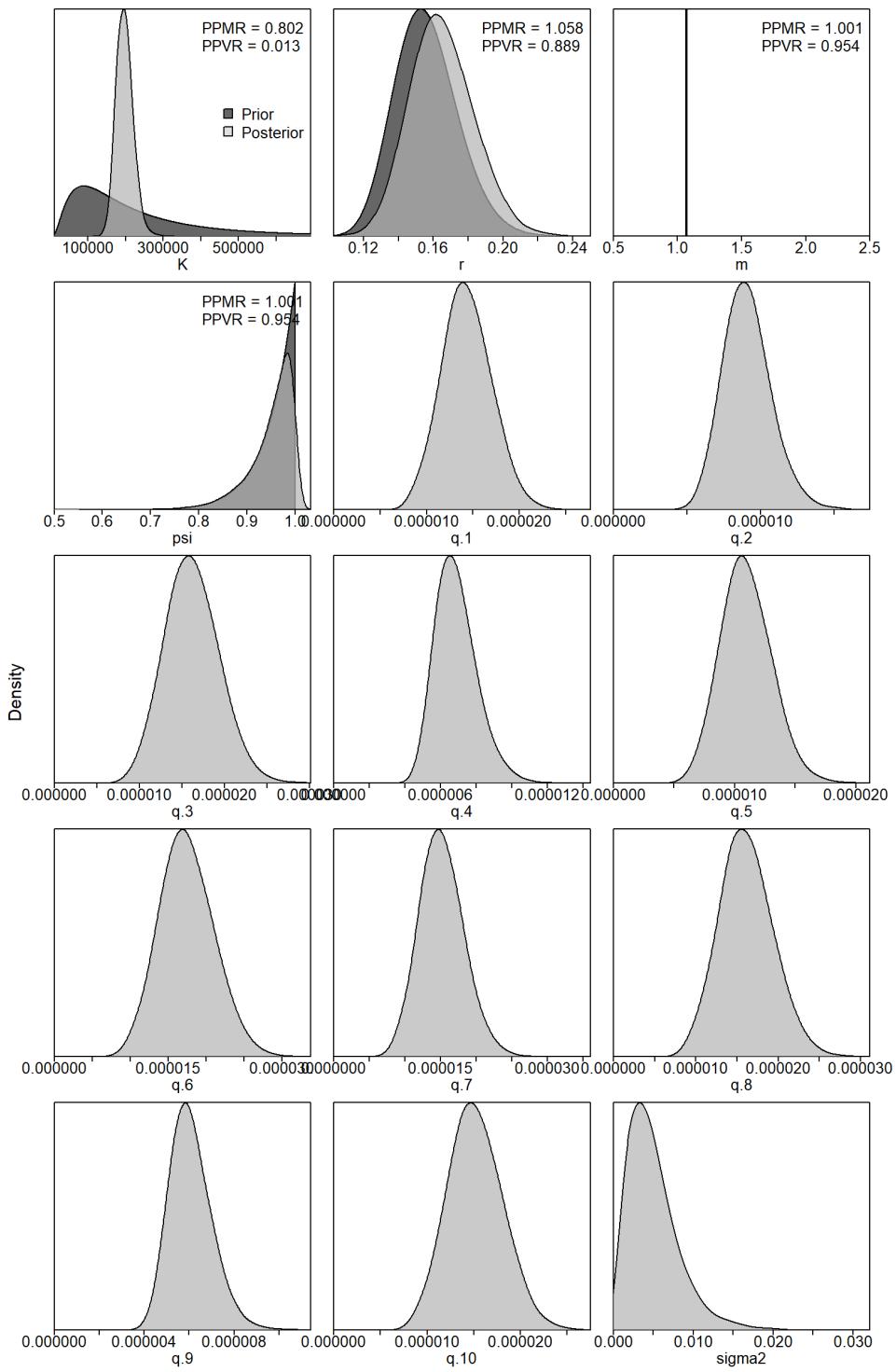


Figure 56. Prior and posterior distributions of various model and management parameters for the reference case model for the South Atlantic swordfish JABBA assessment. PPRM: Posterior to Prior Ratio of Means; PPVR: Posterior to Prior Ratio of Variances.

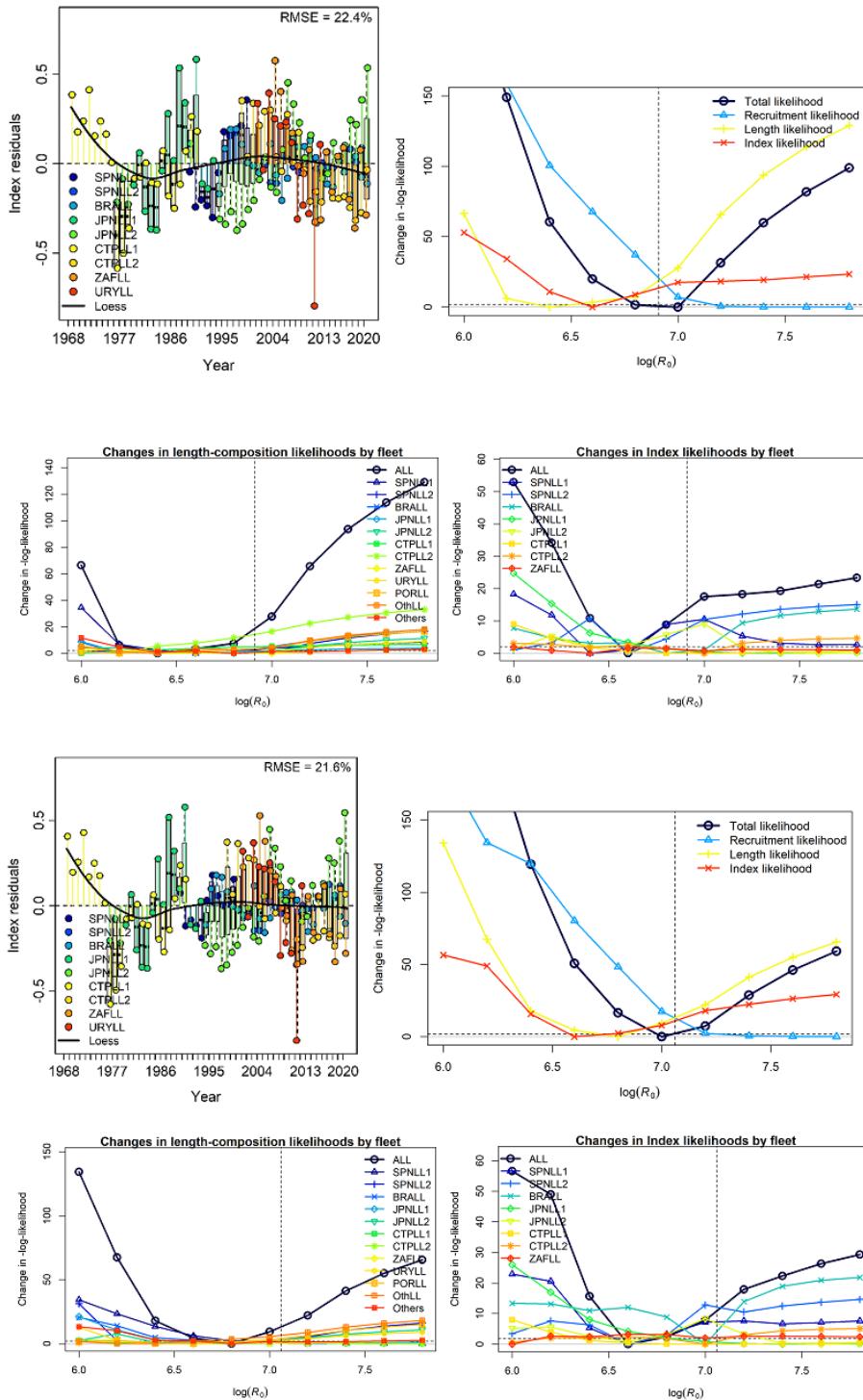


Figure 57. Joint residuals plot for the index fits and likelihood profiles for R_0 for the South Atlantic swordfish SS3 models. Upper panels (“Sel_Asym_model”): Lower panels (“Sel_DN model”).

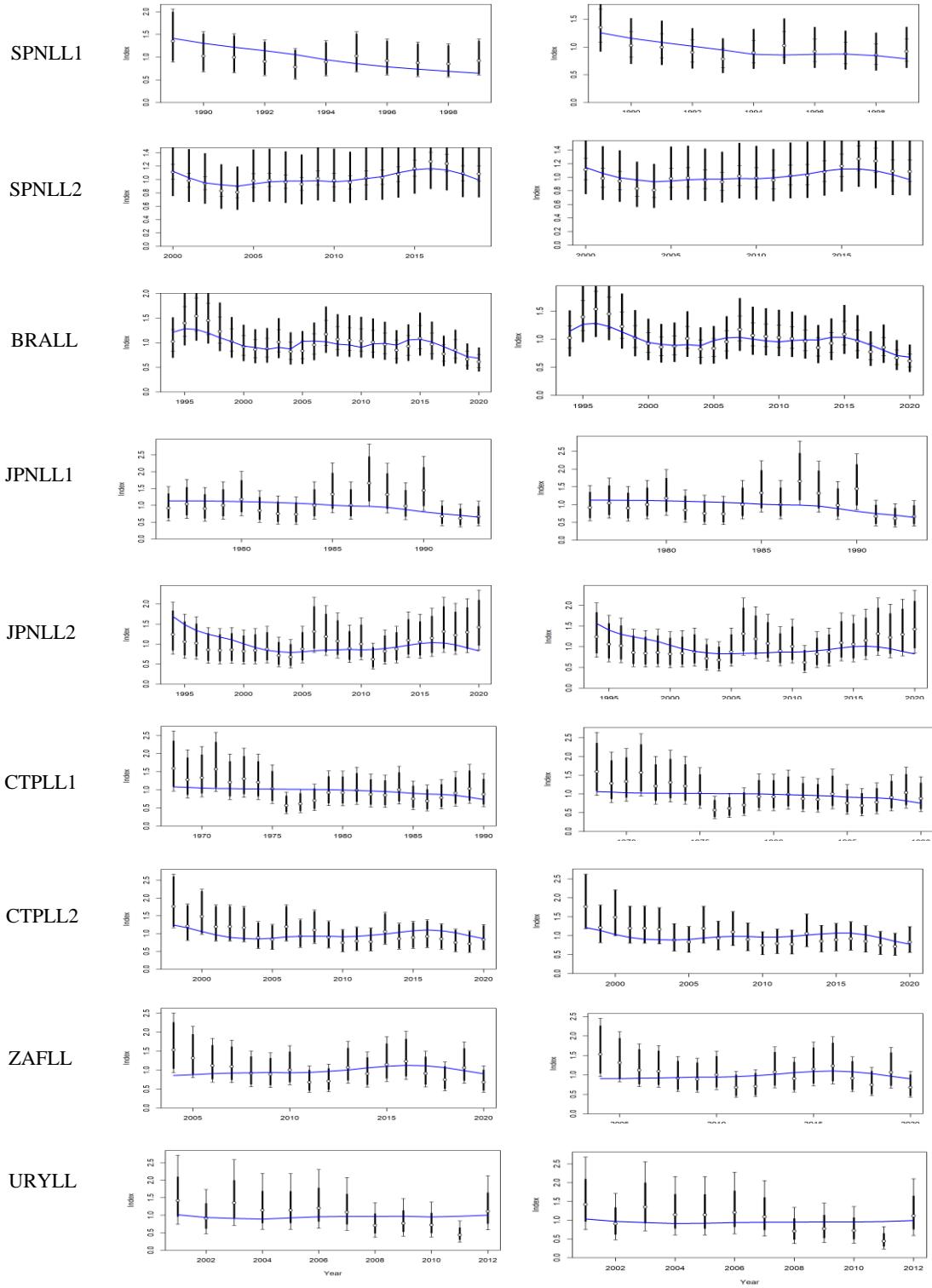


Figure 58. CPUE fits for each fleet for the South Atlantic swordfish SS3 models. Left panels (“Sel_Asym_model”); Right panels (“Sel_DN model”).

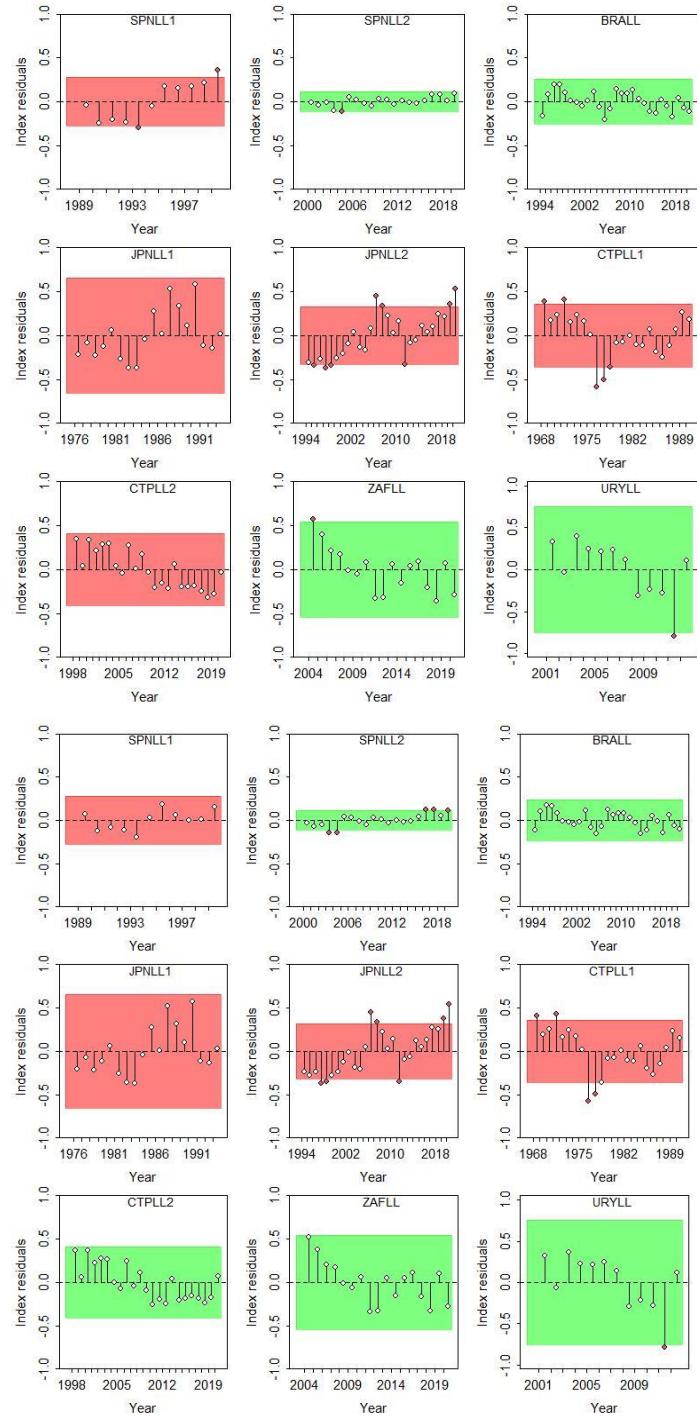


Figure 59. Runs tests to quantitatively evaluate the randomness of the time series of CPUE residuals by fleet for the SS3 models. Green panels indicate no evidence of lack of randomness of time-series residuals ($p>0.05$) while red panels indicate the opposite. The inner shaded area shows three standard errors from the overall mean and red circles identify a specific year with residuals greater than this threshold value (3 σ rule). Upper panels (“Sel_Asym_model”); Lower panels (“Sel_DN model”).

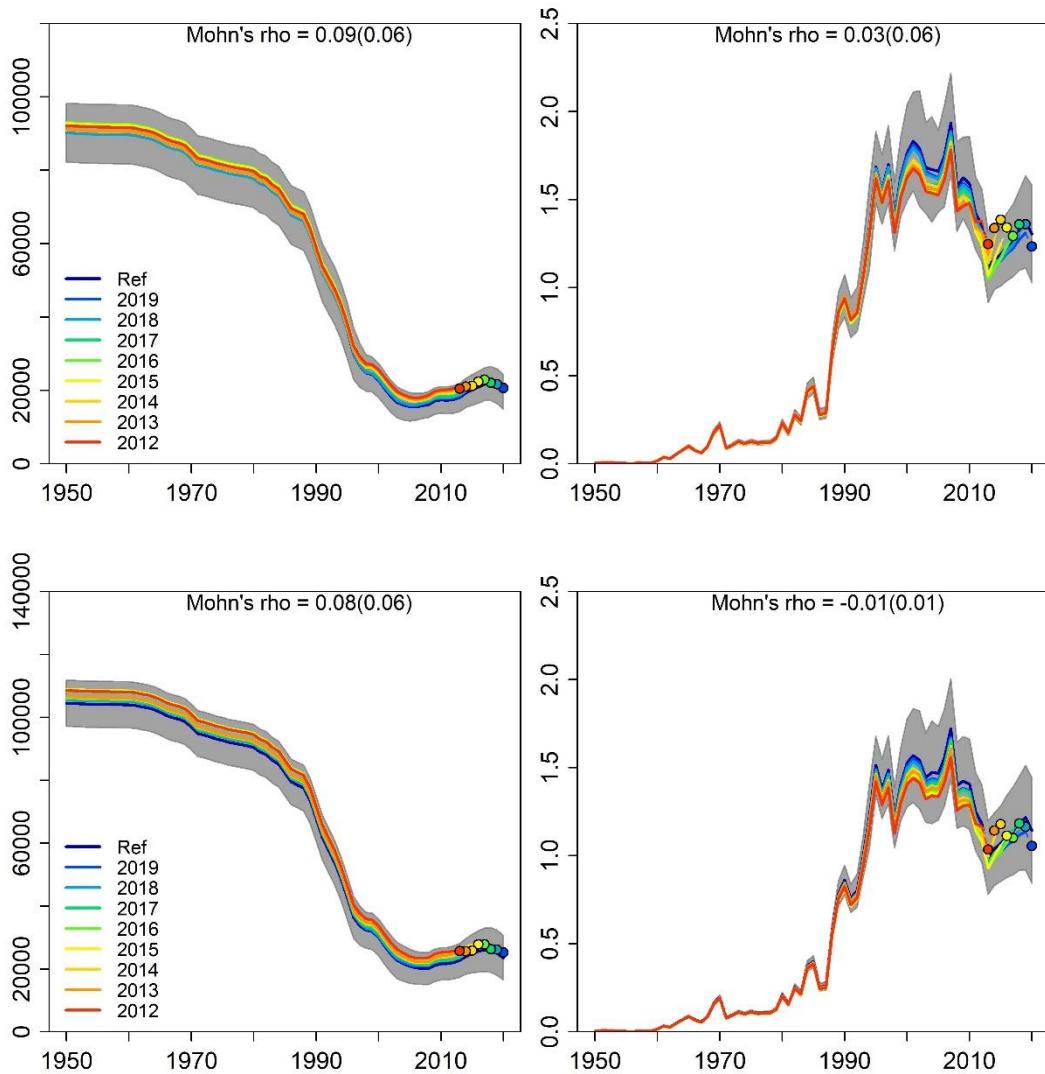


Figure 60. Retrospective analysis for the South Atlantic swordfish SS3 model (Sel_Asym_model – upper panels and Sel_DN model – lower panels), by removing one year at a time sequentially ($n=8$) and predicting the trends in biomass and relative fishing mortality.

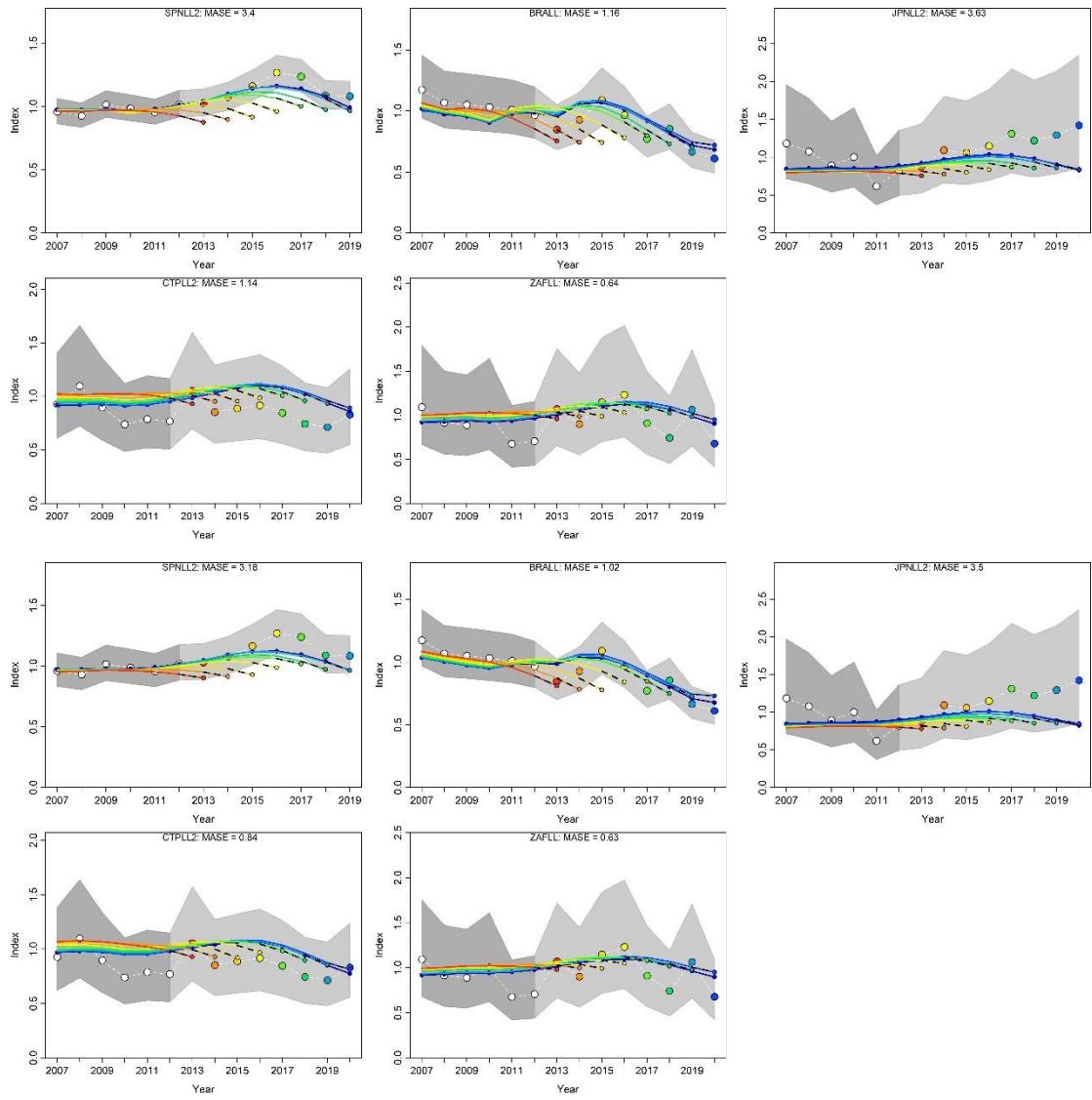


Figure 61. Hindcasting cross-validation results for the two SS3 models for the South Atlantic swordfish (Sel_Asym_model: – upper panels and Sel_DN model – lower panels), showing one-year-ahead forecasts of CPUE values (2013–2020), performed with eight hindcast model runs relative to the expected CPUE. The CPUE observations, used for cross-validation, are highlighted as color-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).

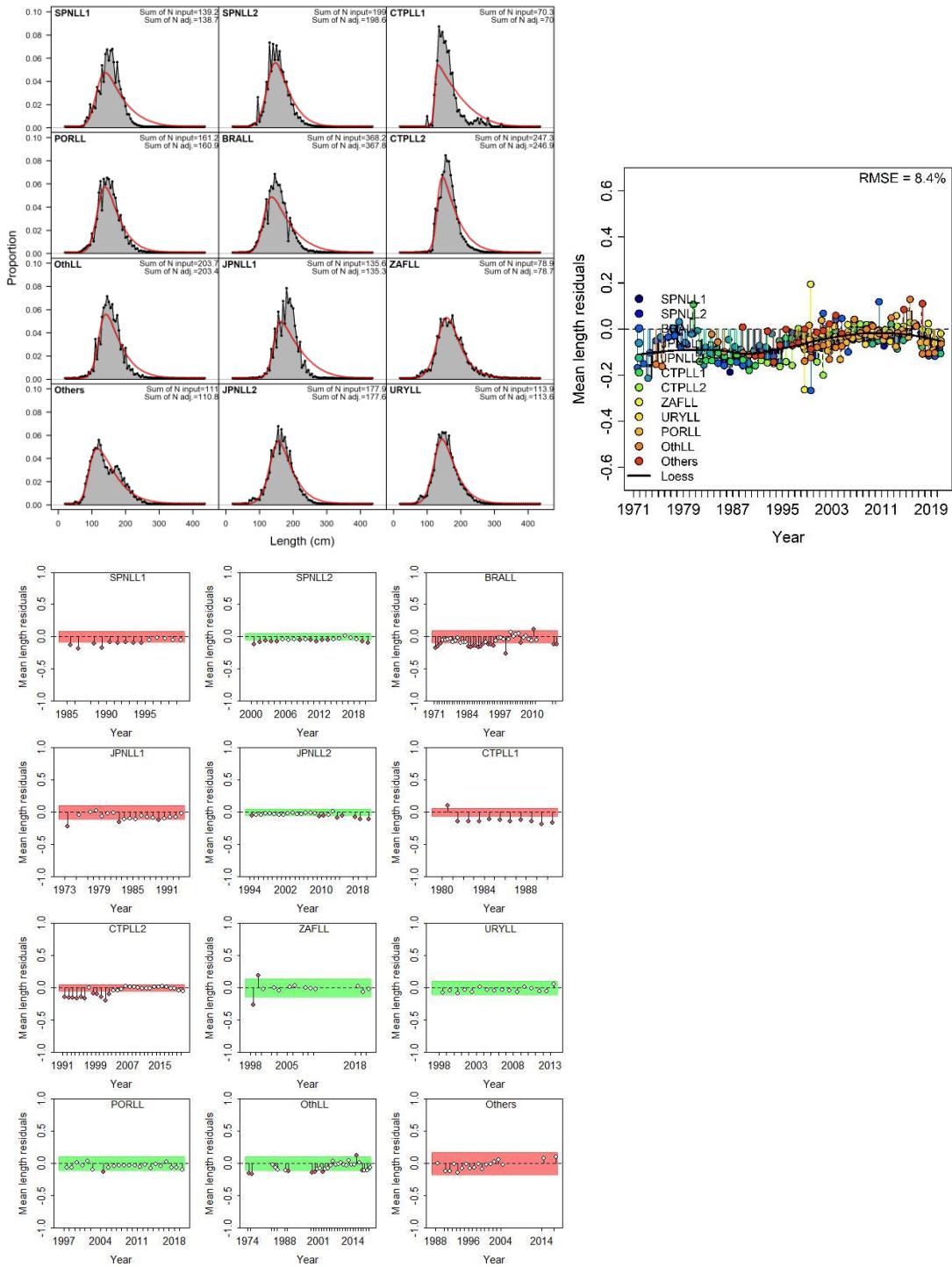


Figure 62. Model fits to the aggregated length compositions for each fleet (upper left panels), joint residuals plot for the length composition fits (upper right panel) and runs tests to length composition fits (lower panels) for the South Atlantic swordfish SS3 (“Sel_Asym_model”). Green panels indicate 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 (3 σ rule).

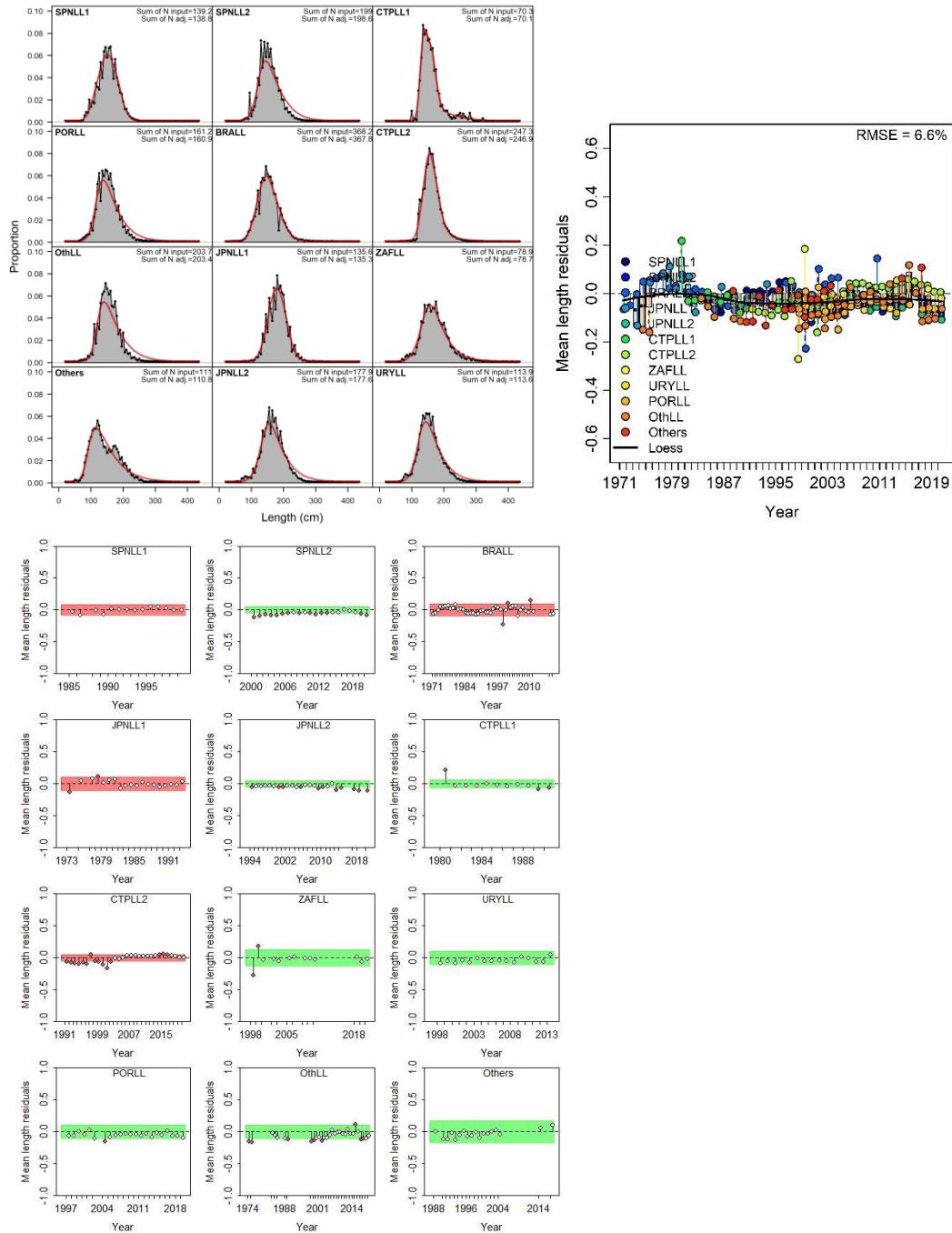


Figure 63. Model fits to the aggregated length compositions for each fleet (upper left panels), joint residuals plot for the length composition fits (upper right panel) and runs tests to length composition fits (lower panels) for the South Atlantic swordfish SS3 (“Sel_DN model”). Green panels indicate 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 (3 σ rule).

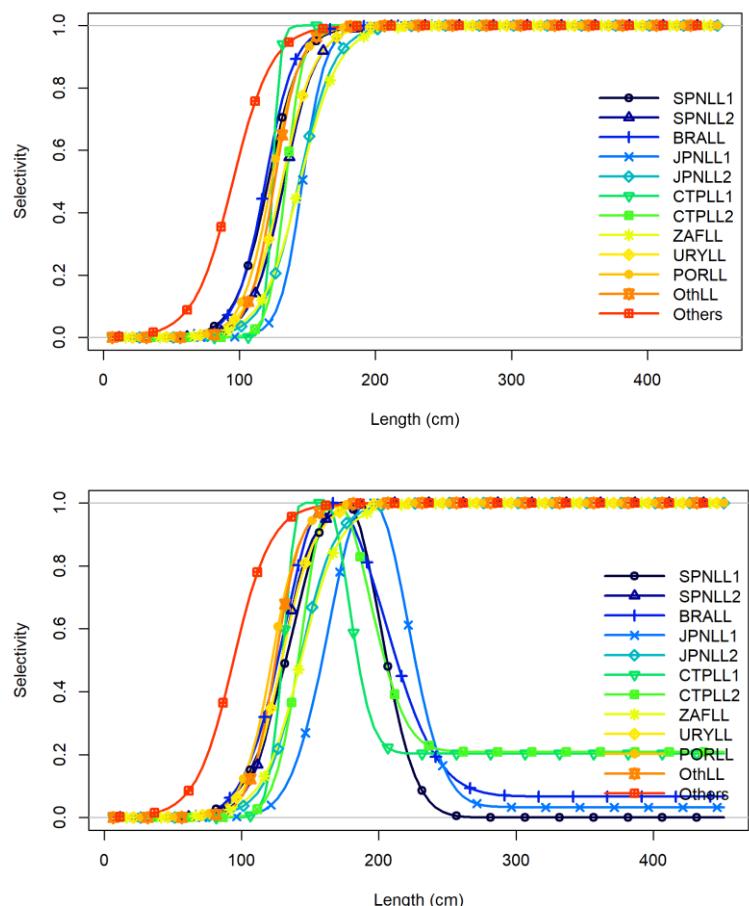


Figure 64. Selectivities at length shapes for the “Sel_Asym_model” (upper panel) and alternative model (Sel_DN model; lower panel).

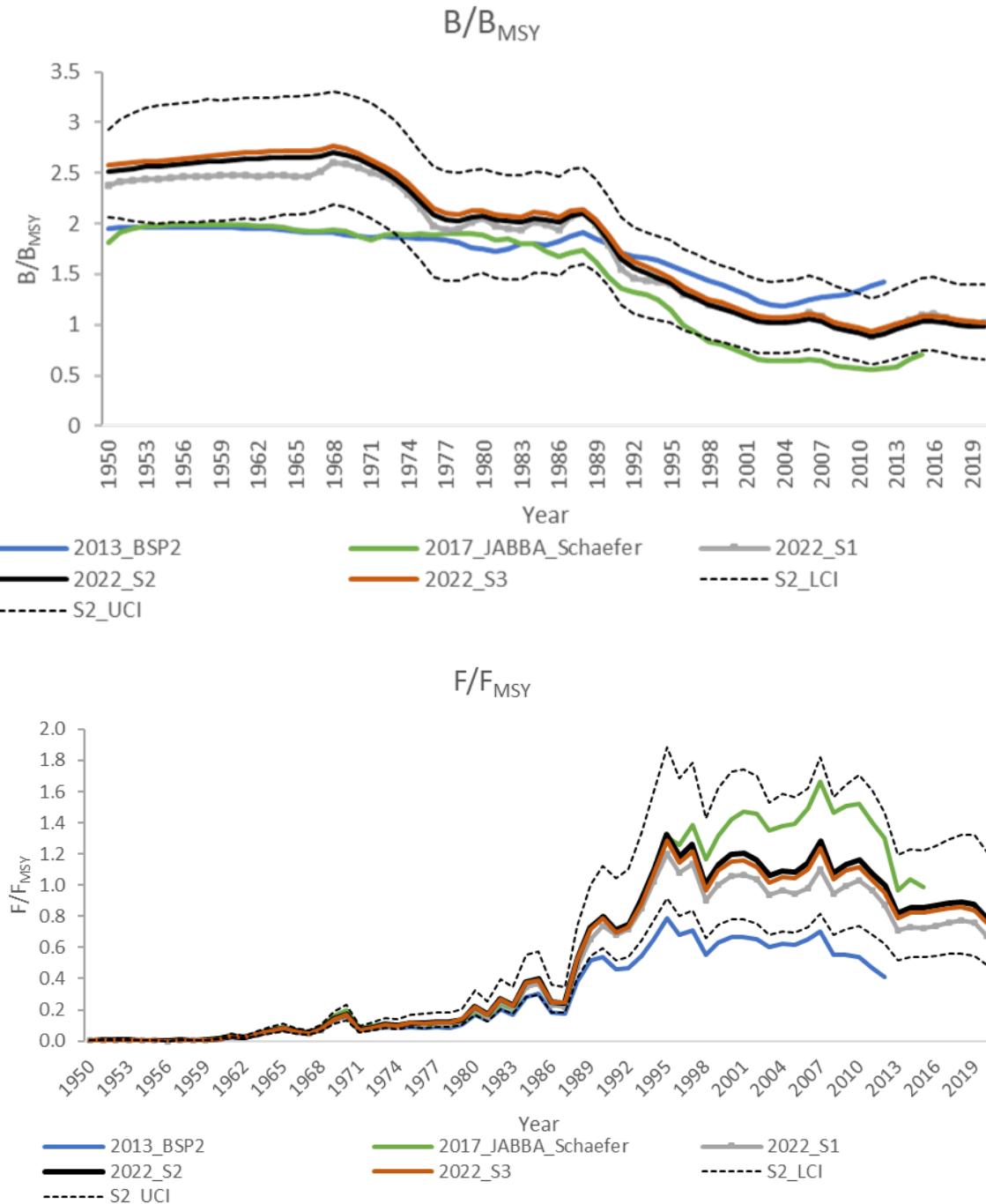


Figure 65. Comparisons of B/B_{MSY} and F/F_{MSY} estimated in the 2013, 2017, and 2022 stock assessments models (S1 – S3, not including SS models) for the South Atlantic swordfish stock.

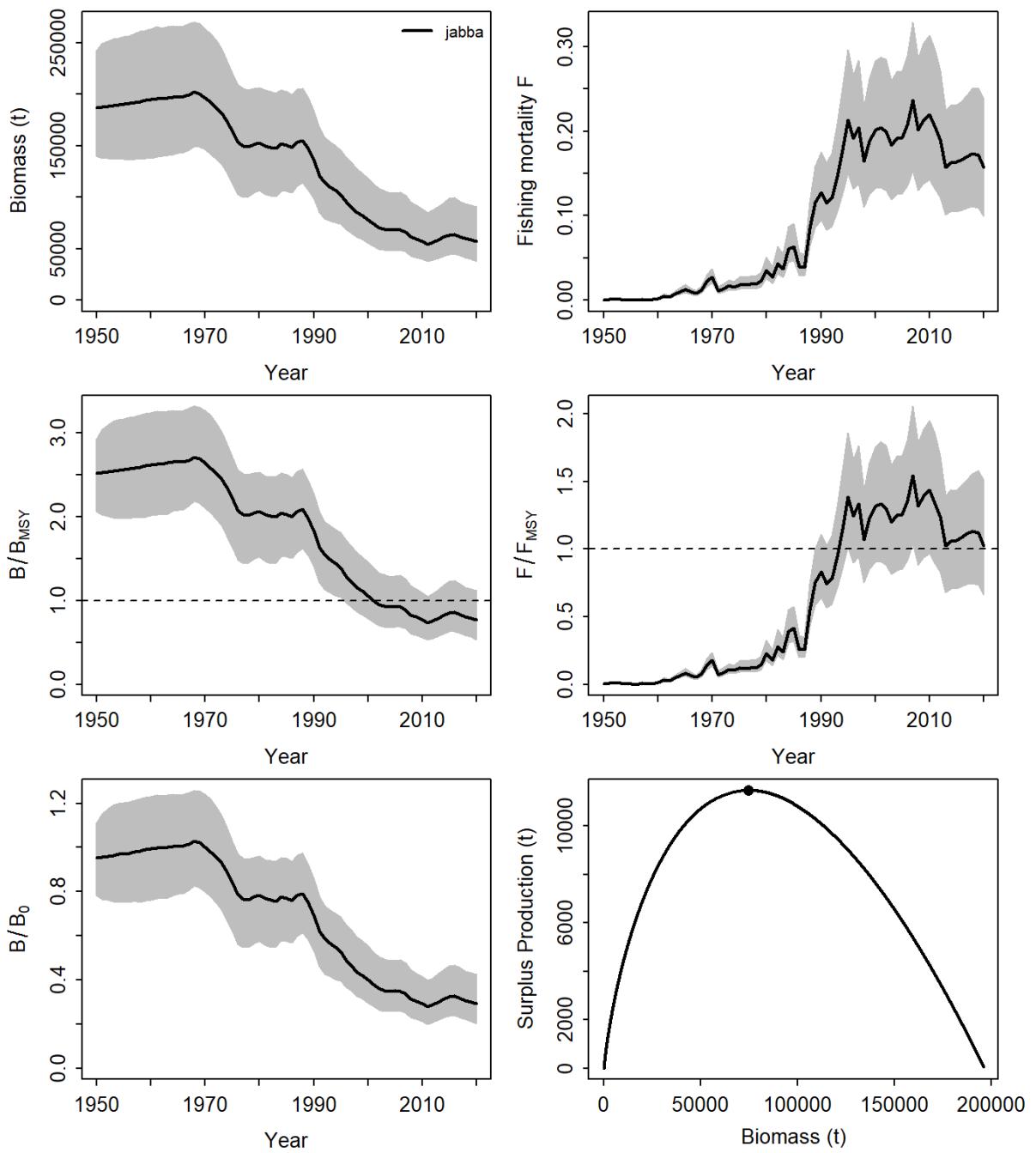


Figure 66. Biomass and fishing mortality (upper panels), biomass relative to B_{MSY} (B/B_{MSY}) and fishing mortality relative to F_{MSY} (F/F_{MSY}) (middle panels), and biomass relative to K (B/K) and surplus production curve (bottom panels) for the JABBA reference case model for South Atlantic swordfish.

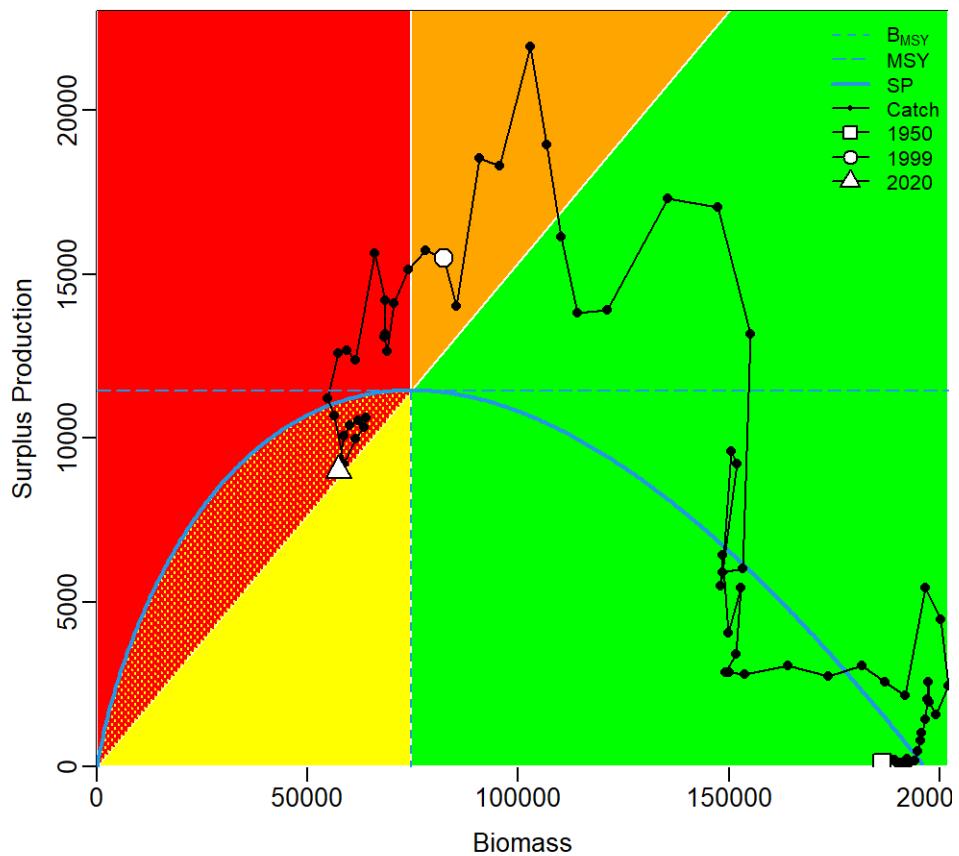


Figure 67. JABBA Kobe phase plot for the reference case showing trajectories of the catches in relation to B_{MSY} and MSY for the South Atlantic swordfish.

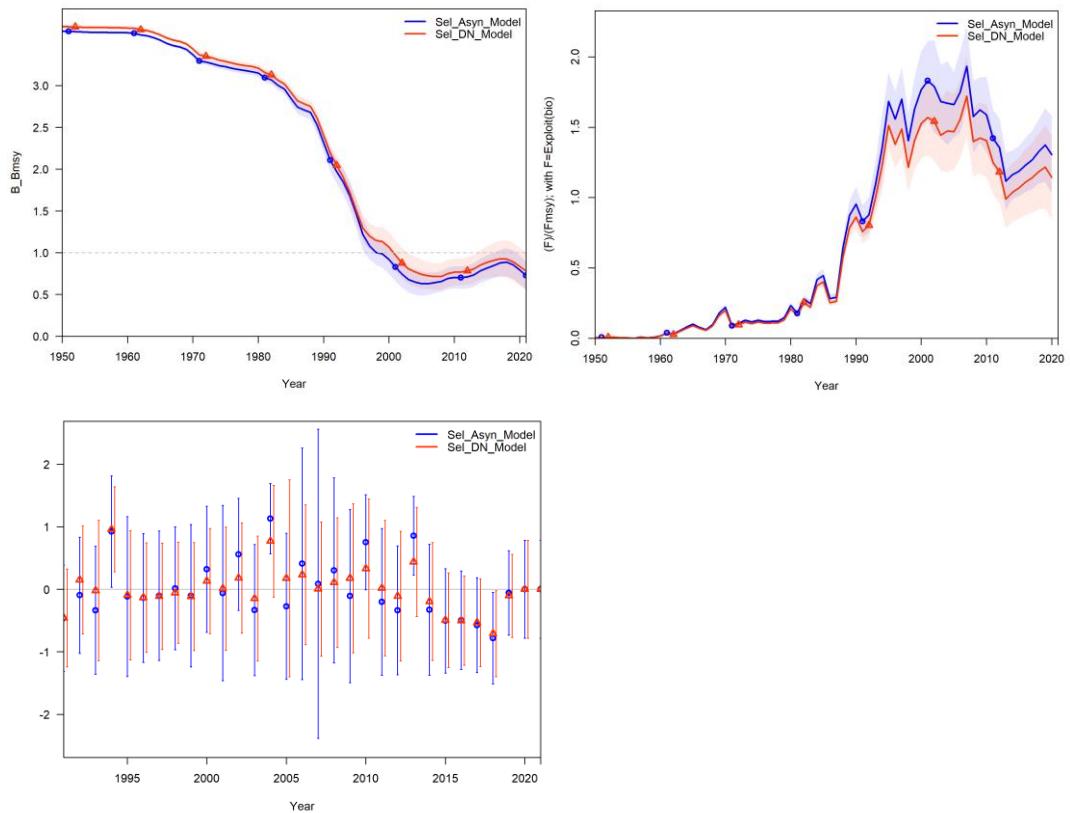


Figure 68. Trends in spawning biomass relative to SSB_{MSY} (SSB/SSB_{MSY}) and fishing mortality relative to F_{MSY} (F/F_{MSY}), and annually estimated recruitment deviations from the for the South Atlantic swordfish SS3 models.

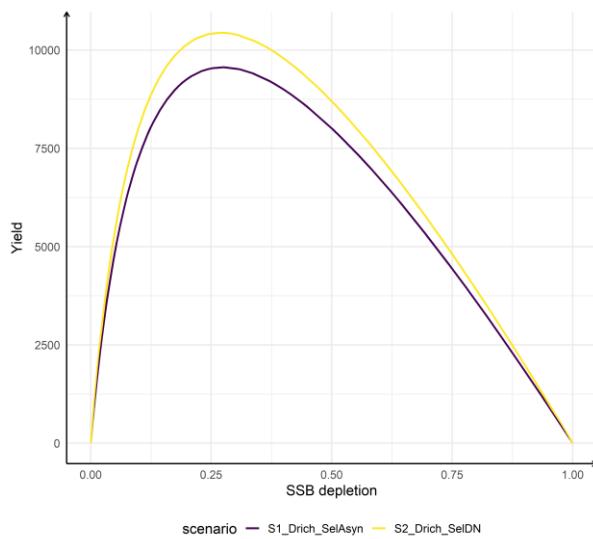


Figure 69. Yield curve by depletion levels of spawning biomass for the two SS3 models for the South Atlantic swordfish.

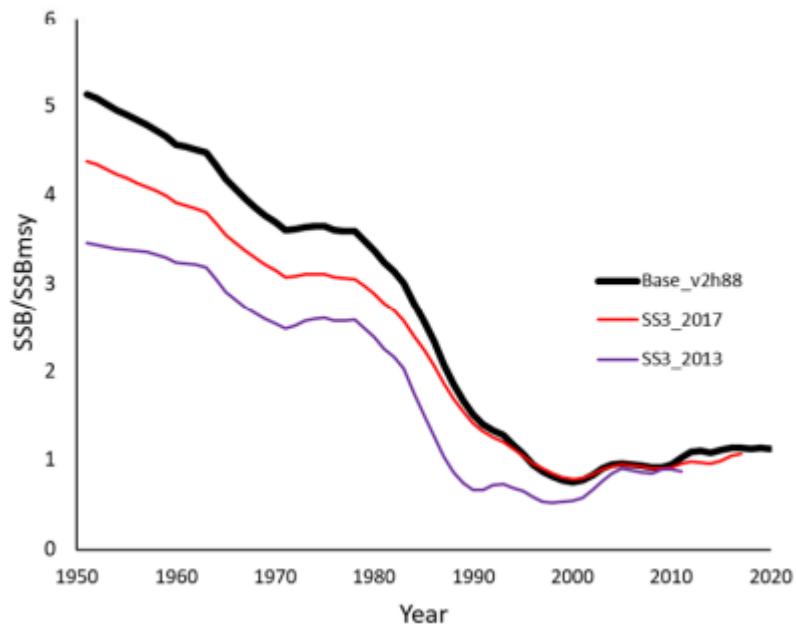


Figure 70. Comparison of the Biomass relative to B_{MSY} (B/B_{MSY}) for the SS3 reference case model for North Atlantic swordfish 2022 (base v2h88), and the 2013 and 2017 reference cases.

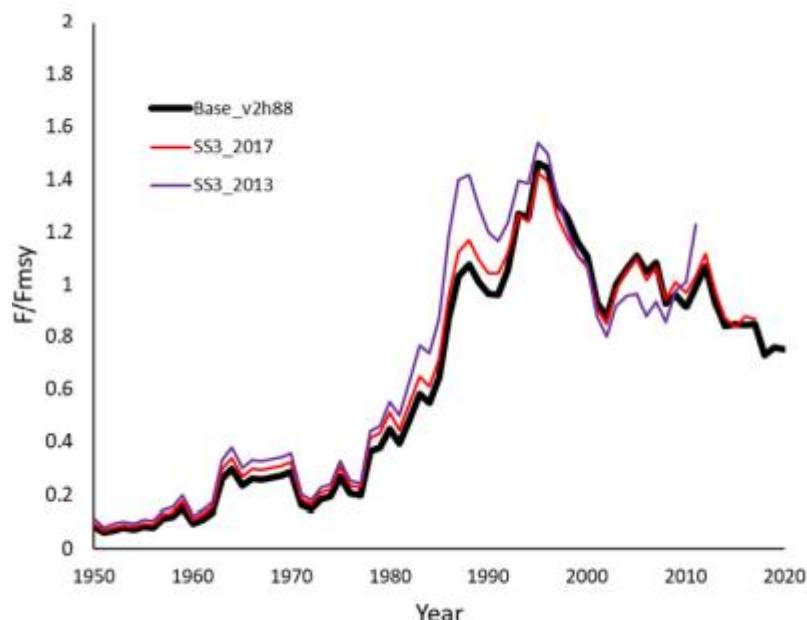


Figure 71. Comparison of the Fishing mortality relative to F_{MSY} (F/F_{MSY}) for the SS3 reference case model for North Atlantic swordfish 2022 (Base v2h88) and the 2013 and 2017 reference cases.

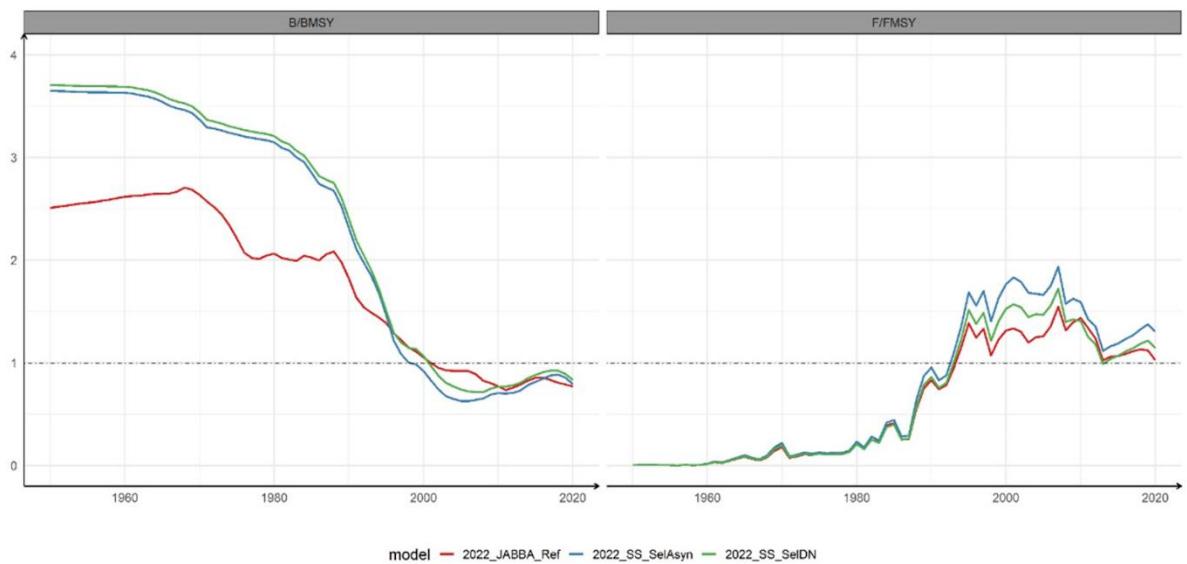


Figure 72. Comparisons of B/B_{MSY} and F/F_{MSY} between JABBA Reference case and two Stock Synthesis runs for the South Atlantic swordfish stock.

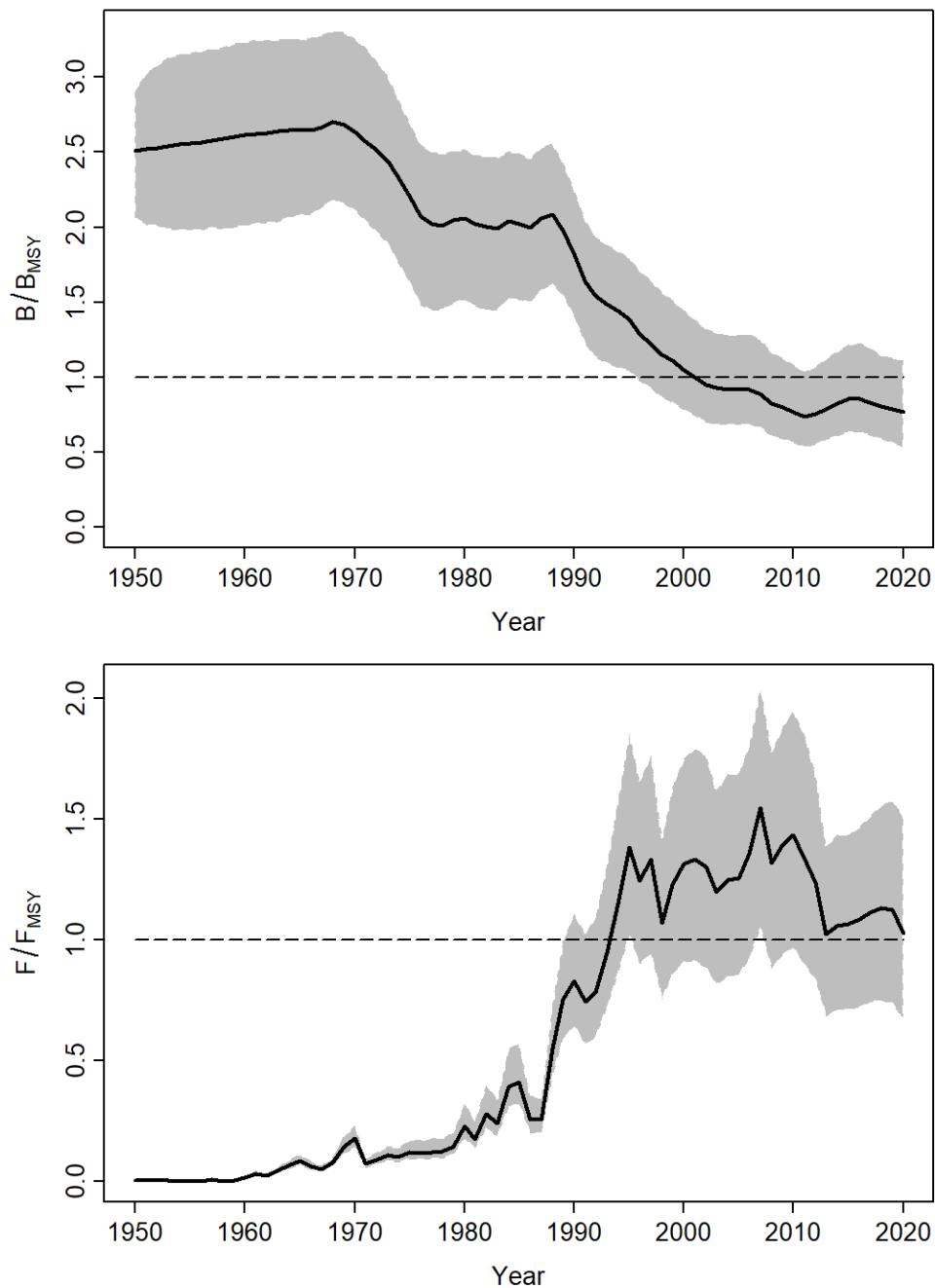


Figure 73. The 2022 stock assessment trends (B/B_{MSY} and F/F_{MSY}) for the JABBA reference case model for South Atlantic swordfish.

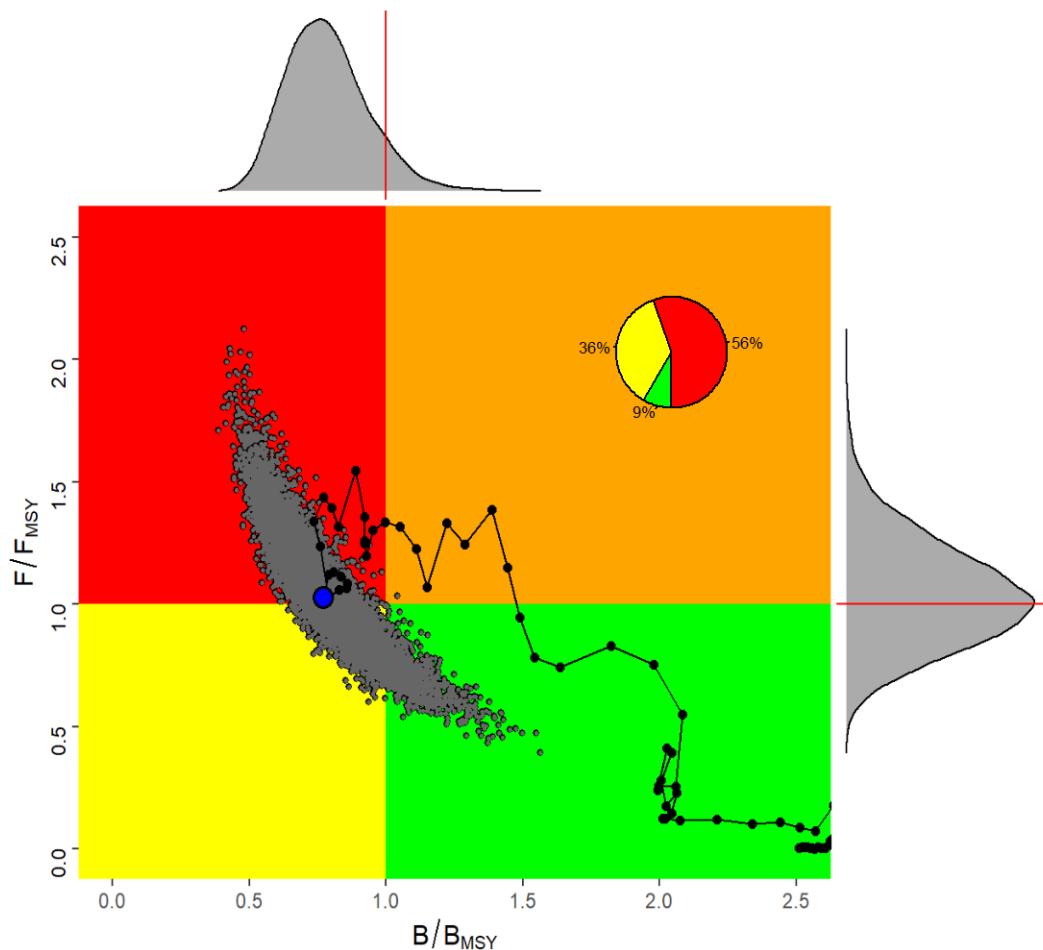


Figure 74. Kobe plot showing estimated trajectories (1950-2020) of B/B_{MSY} and F/F_{MSY} for the JABBA reference case model for the South Atlantic swordfish assessment. The probability of terminal year points falling within each quadrant is indicated in the pie chart.

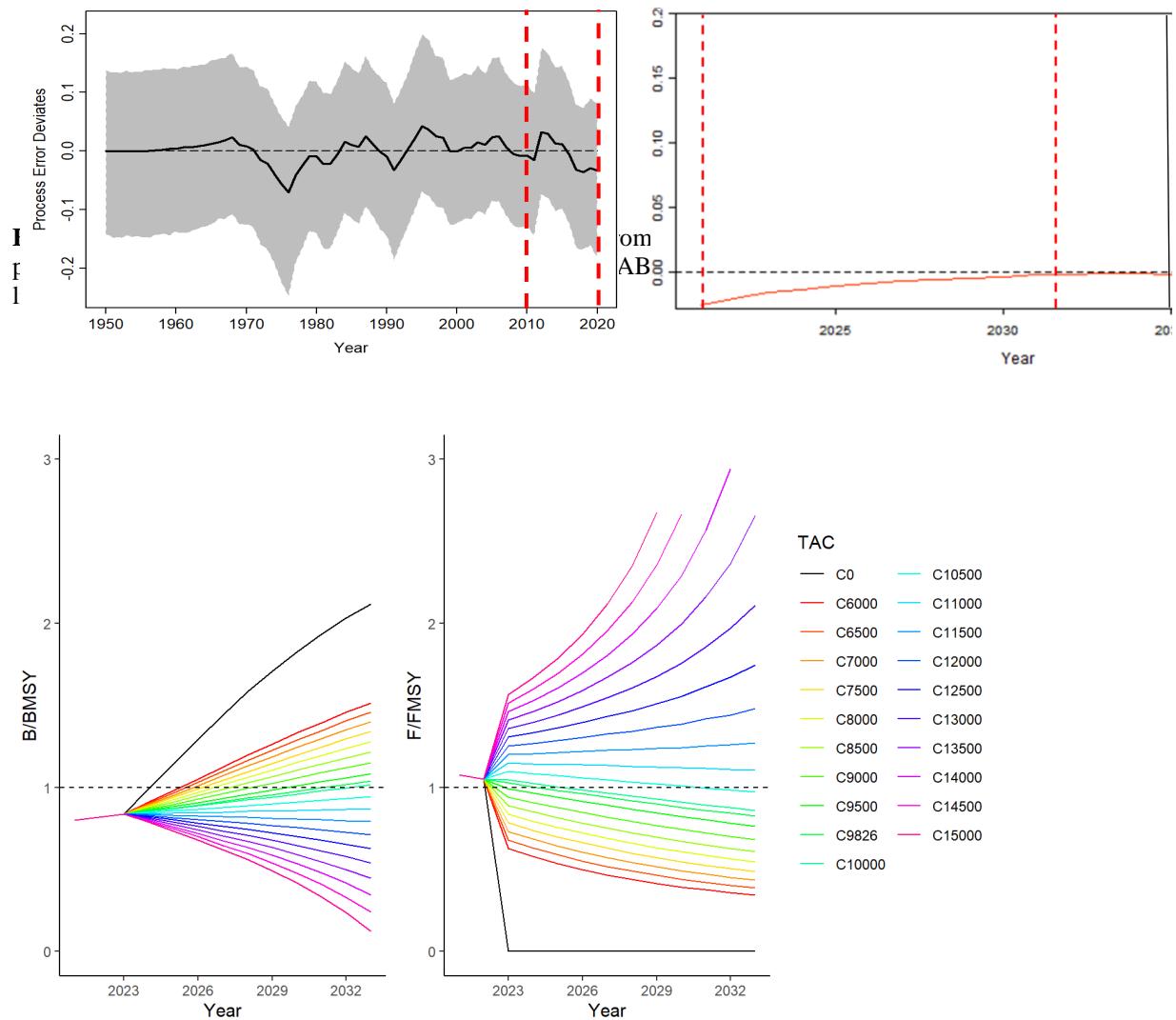


Figure 76. Projections for B/B_{MSY} and F/F_{MSY} based on the JABBA reference case model for South Atlantic swordfish for various levels of future catch ranging from 6,000 – 15,000 tons, including a zero-catch scenario. The initial catch for the years 2021-2022 was set to the average of the last three years (2018-2020) reported catch – 9,826 tons. The projections are run until 2033. The dashed line denotes B_{MSY} .

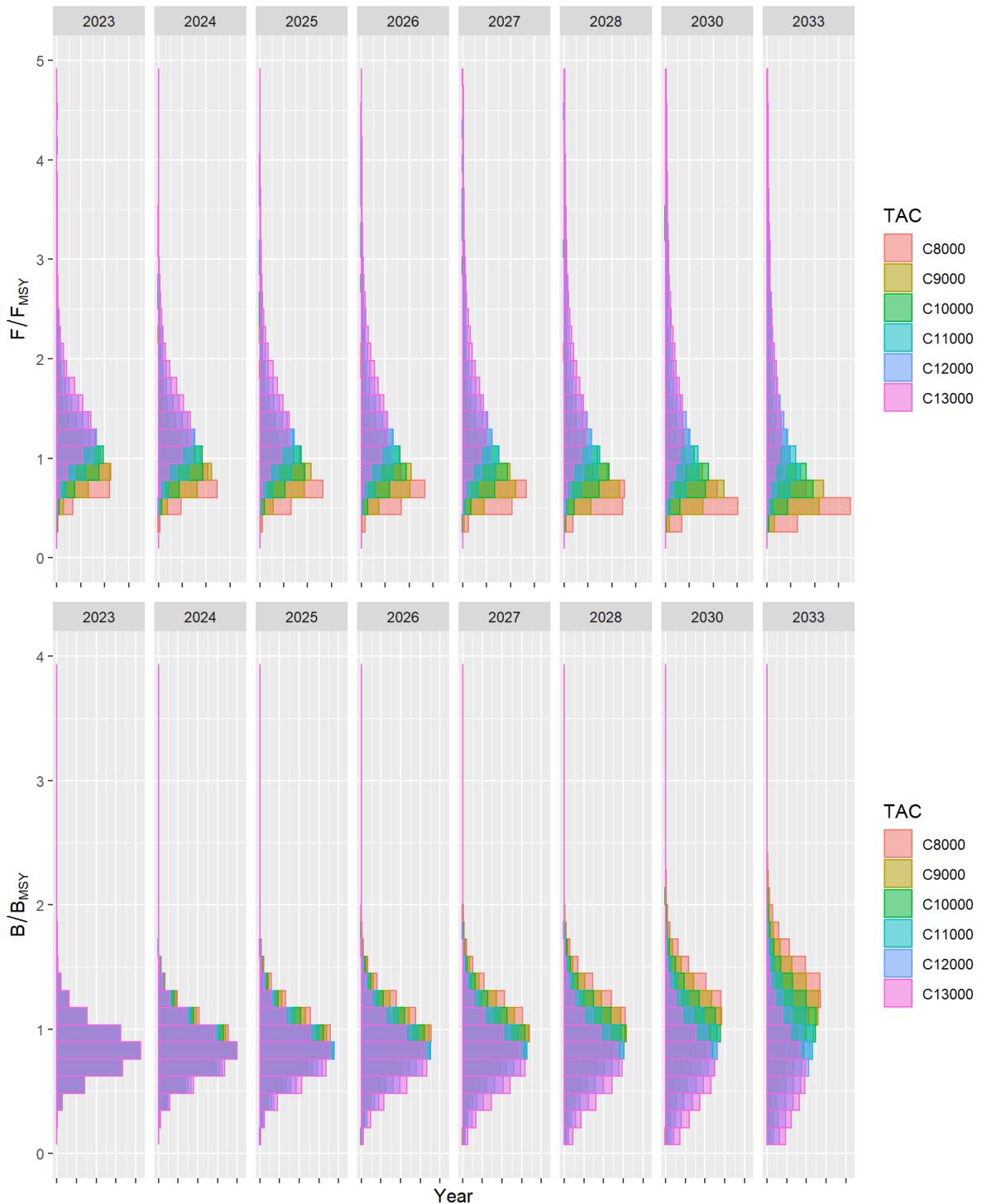


Figure 77. Histogram distributions of stochastic projections for F/F_{MSY} (top) and B/B_{MSY} (bottom) based on the JABBA reference case model for South Atlantic swordfish for various levels of future catch ranging from 8,000 – 13,000 tons. The projections are run until 2033 in varying timeframes (2023-2028;2030;2033).

Appendix 1

Agenda

1. Opening, adoption of agenda and meeting arrangements
2. Updates on available data on catches, biology, size composition (limited to any updates since the data preparatory meeting)
3. Updates on fleet structure (limited to any updates since the data-preparatory meeting)
4. Summary of relative abundance indices to be used (limited to any updates since the data-preparatory meeting)
5. North Atlantic stock
 - 5.1 Methods and model settings
 - 5.2 Model Diagnostics
 - 5.2.1 Stock Synthesis
 - 5.2.2 JABBA
 - 5.2.3 Other models
 - 5.3 Stock status results
 - 5.4 Projections
 - 5.5 Synthesis of stock assessment results
6. South Atlantic Stock
 - 6.1 Methods and model settings
 - 6.2 Model Diagnostics
 - 6.2.1 JABBA
 - 6.2.2 Stock Synthesis
 - 6.2.3 Other models
 - 6.3 Stock status results
 - 6.4 Projections
7. Implications of the assessment for N-SWO MSE
8. Recommendations
 - 8.1 Research and Statistics
 - 8.2 Management
9. Responses to the Commission
10. Review of the workplan
11. Other matters
12. Adoption of the report and closure

List of participants *

CONTRACTING PARTIES

ALGERIA

Belacel, Amar *

Directeur du Développement de la Pêche, Ministère de la pêche et des productions halieutiques, Route des quatre canons, 16000

Tel: +213 214 33197; +213 796 832 690, E-Mail: amar.belacel67@gmail.com; amar.belacel@mpeche.gov.dz

BRAZIL

Alves Bezerra, Natalia

Researcher, UFRPE, Rua Dom Manuel de Medeiros, s/n, Dois Irmãos, 52171-900 Recife, Pernambuco

Tel: +55 819 889 22754, E-Mail: natalia_pab@hotmail.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 Mendoça, 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

CANADA

Gillespie, Kyle

Aquatic Science Biologist, Fisheries and Oceans Canada, 125 Marine Science Drive, St. Andrews, NB, E5B 0E4

Tel: +1 506 529 5725, E-Mail: kyle.gillespie@dfo-mpo.gc.ca

Hanke, Alexander

Research Scientist, Fisheries and Oceans Canada, 531 Brandy Cove Road, St. Andrews, NB E5B 2L9

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

EUROPEAN UNION

Báez Barrionuevo, José Carlos

Instituto Español de Oceanografía, Centro Oceanográfico de Málaga, Puerto Pesquero de Fuengirola s/n, 29640, España

Tel: +34 669 498 227, E-Mail: josecarlos.baez@ieo.csic.es

Barciela Segura, Carlos

ORPAGU, C/ Manuel Álvarez, 16. Bajo, 36780 Pontevedra, España

Tel: +34 627 308 726, E-Mail: cbarciela@orpagu.com; septimocielo777@hotmail.com

Celona, Antonio

NECTON Marine Research, V. le A. de Gaperi 187, 98165 Catania, Italy

Tel: +39 339 124 9021, E-Mail: nectonricerche@gmail.com; info@necton.it

Coelho, Rui

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

Tel: +351 289 700 508, E-Mail: rpcoelho@ipma.pt

Cortina Burgueño, Ángela

Puerto Pesquero, edificio "Ramiro Gordejuela", 36202 Vigo, Pontevedra, España

Tel: +34 986 433 844, E-Mail: angela@arvi.org

Di Natale, Antonio

Director, Aquastudio Research Institute, Via Trapani 6, 98121 Messina, Italy

Tel: +39 336 333 366, E-Mail: adinatale@costaedutainment.it; adinatale@acquariodigenova.it

Fernández Costa, Jose Ramón

* Head Delegate

Instituto Español de Oceanografía, Ministerio de Ciencia e Innovación, Centro Costero de A Coruña, Paseo Marítimo Alcalde Francisco Vázquez, 10 - P.O. Box 130, 15001 A Coruña, España
Tel: +34 981 218 151, Fax: +34 981 229 077, E-Mail: jose.costa@ieo.csic.es

Macías López, Ángel David
Ministerio de Ciencia, Innovación y Universidades, Instituto Español de Oceanografía, C.O. de Málaga, Puerto pesquero s/n, 29640 Fuengirola Málaga, España
Tel: +34 952 197 124; +34 619 022 586, Fax: +34 952 463 808, E-Mail: david.macias@ieo.csic.es

Males, Josip
Institute of Oceanography and Fisheries, Šetalište I. Meštovića 63, 21000 Split, Croatia
Tel: +385 214 08000, Fax: +385 213 58650, E-Mail: josip-males@hotmail.com; males@izor.hr

Rosa, Daniela
PhD Student, Portuguese Institute for the Ocean and Atmosphere, I.P. (IPMA), Av. 5 de Outubro s/n, 8700-305 Olhão, Portugal
Tel: +351 289 700 508, E-Mail: daniela.rosa@ipma.pt

JAPAN
Ijima, Hirotaka
Associate Researcher, Highly Migratory Resources Division, Fisheries Resources Institute, National Research and Development Agency, Japan Fisheries Research and Education Agency, 2-12-4 Fukuura, Kanazawa, Kanagawa Yokohama 236-8648
Tel: +81 45 788 7925, E-Mail: ijima@affrc.go.jp

Jusup, Marko
Highly Migratory Resources Division, Fisheries Stock Assessment Center, Fisheries Resources Institute (FRI), Japan Fisheries Research and Education Agency
E-Mail: jusup_marko00@fra.go.jp; matusup@affrc.go.jp

Miura, Nozomu
Assistant Director, International Division, Japan Tuna Fisheries Co-operative Association, 2-31-1 Eitai Koto-ku, Tokyo 135-0034
Tel: +81 3 5646 2382, Fax: +81 3 5646 2652, E-Mail: miura@japantuna.or.jp; gyojyo@japantuna.or.jp

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

LIBYA
F. Gafri, Hasan *
Director - Libyan Commissioner to ICCAT, Ministry of Agriculture, Livestock and Fisheries, Department of Marine Wealth, Aldahra Street, P.O. Box 80876, Tajura Tripoli
Tel: +218 916 274 377, E-Mail: gafrihasan@gmail.com; abdusalam.zbida@gmail.com

MOROCCO
Ikkiss, Abdelillah
Chercheur, Centre régional de l'Institut national de Recherche Halieutique à Dakhla, Km 7, route de Boujdor, BP 127 bis(civ), HAY EL HASSANI NO 1101, 73000 Dakhla
Tel: +212 662 276 541, E-Mail: ikkiss@inrh.ma; ikkiss.abdel@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: gustafhanghome@gmail.com; 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: chajagger2014@gmail.com; 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

SENEGAL

Ndiaye, El Hadji

Direction des Pêches maritimes, 20000 Dakar

Tel: +221 77 543 6301, E-Mail: elhandiaye@yahoo.fr

SOUTH AFRICA

Parker, Denham

Stock Assessment Scientist, Department of Environment, Forestry and Fisheries, 9 Martin Hammerschlag Way, 7800 Cape Town

Tel: +27 21 402 3165; +27 82 660 7985, E-Mail: DParker@dffo.gov.za

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

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

Fisch, Nicholas

National Marine Fisheries Service, Southeast Fisheries Science Center, 101 Pivers Island Road, Beaufort, North Carolina 28516

Tel: +1 727 798 8424, E-Mail: nicholas.fisch@noaa.gov; nickcfisch@gmail.com

Peterson, Cassidy

NOAA Fisheries, 101 Pivers Island Rd, Miami, FL 28516

Tel: +1 910 708 2686, E-Mail: cassidy.peterson@noaa.gov

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

URUGUAY

Domingo, Andrés *

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

Tel: +598 2 400 46 89, Fax: +598 2 401 32 16, E-Mail: dimanchester@gmail.com

Forselledo, Rodrigo

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

Tel: +598 2 400 46 89, Fax: +598 2 401 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

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

CHINESE TAIPEI

Cheng, Chun-Ya

National Taiwan Ocean University, No. 2 Peining Rd, 202301 Zhongzheng Keelung

Tel: +886 2 24622192 ext. 5046, Fax: +886 2 24622192, E-Mail: lucky_8043@yahoo.com.tw

Su, Nan-Jay

Assistant Professor, Department of Environmental Biology and Fisheries Science, National Taiwan Ocean University, No. 2 Pei-Ning Rd. Keelung, Zhongzheng Dist., 202301

Tel: +886 2 2462 2192 #5046, Fax: +886-2-24622192, E-Mail: nanjay@ntou.edu.tw

COSTA RICA**Mejía, Fernando**

Funcionario del Departamento de Investigación, INCOPESCA

E-Mail: fmejia@incopesca.go.cr

Pacheco Chaves, Bernald

Instituto Costarricense de Pesca y Acuicultura, INCOPESCA, Departamento de Investigación, Cantón de Montes de Oro, Puntarenas, 60401

Tel: +506 899 22693, E-Mail: bpacheco@incopesca.go.cr

Umaña Vargas, Erik

Jefe, Oficina Regional del Caribe - Limón

E-Mail: eumana@incopesca.go.cr

OBSERVERS FROM NON-GOVERNMENTAL ORGANIZATIONS**THE OCEAN FOUNDATION****Miller, Shana**

The Ocean Foundation, 1320 19th St., NW, 5th Floor, Washington, DC 20036, United States

Tel: +1 631 671 1530, E-Mail: smiller@oceanfdn.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 Pasai, Gipuzkoa, España

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****Kimoto, Ai****Taylor, Nathan**

Appendix 3

List of Papers and presentations

DocRef	Title	Authors
SCRS/2022/114	North Atlantic swordfish stock assessment 1950-2020 using Just Another Bayesian Biomass Assessment (JABBA)	Gillespie K. and Parker D.
SCRS/2022/115	Updated combined biomass index of abundance of the North Atlantic swordfish stock 1963-2020	Gillespie K. and Ortiz M.
SCRS/2022/116	Preliminary Stock Assessment of South Atlantic Swordfish (<i>Xiphias gladius</i>) Using Stock Synthesis Model	Mourato B., Kikuchi E., Gustavo Cardoso L., Sant'Ana R., and Parker D.
SCRS/2022/117	Assessment of the South Atlantic Swordfish (<i>Xiphias gladius</i>) Stock Using JABBA	Parker D, Kikuchi E., and Mourato B.
SCRS/2022/118	Update of the Age and Growth Component of the Swordfish Biology Project with Preliminary Age Reading Results	Rosa D., Rosa D., Busawon D., Quelle P., Krusic-Golub K., Garibaldi F., Mariani A., Di Natale A., Schirripa M., Alves Bezerra N., Su Gustavo Cardoso L., Arocha F., Lombardo S., Campello T., Travassos P., Brown C., Hanke A., Gillespie K., and Coelho R.
SCRS/2022/119	Preliminary Evaluation of the North Atlantic Swordfish (<i>Xiphias gladius</i>) Stock Using the Surplus Production Model ASPIC	Ortiz M., Kimoto A.
SCRS/2022/120	A prior distribution on steepness for northern swordfish derived from life-history information	Taylor N.G., Sharma R.
SCRS/2022/121	Preliminary closed-loop simulation of Management Procedure Performance for Southern Swordfish	Taylor N.G., Murato B., and Parker D.
SCRS/2022/124	Model Configuration and Diagnostics for SS3 North Atlantic Swordfish Assessment	Schirripa M. J.
SCRS/P/2022/042	Stock Status and Projections from the Reference Case Model for South Atlantic Swordfish (<i>Xiphias gladius</i>) Stock Using JABBA	Parker D, Kikuchi E., Mourato B.L., and Kimoto A.
SCRS/P/2022/044	The use of AR1 in Projecting with JABBA	Parker D, Winker H.
SCRS/P/2022/045	North Atlantic Swordfish Projection	Kimoto A., Winker H., Shirripa M., Parker D., Gillespie K., and Ortiz M.

Appendix 4

SCRS Documents and Presentation Abstracts as provided by the authors

SCRS/2022/114 - JABBA was used to fit a Bayesian State-Space Surplus Production Model for the North Atlantic swordfish stock for years 1950 to 2020. ICCAT Task I data, CPUEs from nine CPCs, and a combined index were used in model development. Eight assessment scenarios were developed: two continuity runs (S1 and S2), three runs with varying steepness assumptions (S3 – S5), and three runs that used different sets of CPUE indicators (S6 – S8). S1 and S2 used the same model assumptions as those used in the 2017 BSP2 assessment model but with updates to data and indices. The r-priors for S3 – S5 that were used to approximate a range of steepness values were objectively derived from an Age-structured Equilibrium Model with Monte-Carlo simulations. Correlated indices were grouped together for S6 and S7, while S8 used the combined index. Models using CPUEs provided from CPCs (particularly S6 group CPUEs) often indicated implausibly high biomass scale across the timeseries. A variation on S2 (using the combined index) was selected as a reference case model. The reference case estimated MSY at 12,799 t, indicating a slightly less productive stock than was assumed in 2017. The model indicates that the stock in the yellow quadrant of the Kobe biplot with B2020/BMSY at 0.912 (0.672 – 1.229) and F2020/FMSY at 0.899 (0.599 – 1.313). Preliminary projections were completed and will be combined with SS3 projections and presented to the SCRS in September 2022.

SCRS/2022/115 - A combined index of abundance was completed for the North Atlantic swordfish stock for years 1962 – 2020. Some form of combined index has been used as a model input for North Atlantic swordfish assessments since the 1990s and is a collaborative effort between scientists from several CPCs. The 2022 version of the index includes catch and effort information from 7 ICCAT longline fleets: United States, Canada, Japan, Morocco, Chinese Taipei, EU-Spain, and EU-Portugal, which represent over 90% of annual swordfish catch. The index is used as an indicator in surplus production models and there is interest in its potential use as an indicator for a model-based MP in the N-SWO management strategy evaluation. The version presented in 2022 from previous standardizations in that the finer resolution set-level data were not available for some fleets. ICCAT Task II Catch and Effort data were extracted and then supplemented with additional data submitted by CPC scientists. A delta-lognormal standardization model was applied, accounting for fleet, spatial zone, quarter and year. The modeled biomass scale and trend were very similar to that calculated in the 2017 standardization.

SCRS/2022/116 - We first attempted to apply the Stock Synthesis model for the South Atlantic swordfish with the best available data through 2020. Our results suggest reasonably robust fits to the data as judged by the presented model diagnostic results. The resulting stock status for 2020 was generally consistent and predicted with high probabilities that current fishing levels are sufficiently high to preclude rebuilding ($F > FMSY$), whereas biomass remains below sustainable levels that can produce MSY ($SSB < SSBMSY$). As such, our models conclusively estimate that stock is overfished and subject to overfishing, with more than 90% probability for the red quadrant of Kobe biplot. Sensitivities analysis for important life-history parameters (such as, natural mortality and steepness) showed a high uncertainty about the stock's productivity. Research should be prioritized on estimating these important biological parameters to improve the parametrization of integrated age-structured models for the following assessments of South Atlantic swordfish

SCRS/2022/117 - Bayesian State-Space Surplus Production Models were fitted to South Atlantic swordfish (*Xiphias gladius*) catch and CPUE data using the 'JABBA' R package. This document presents details on the model diagnostics and stock status estimates for three preliminary models (S1-S3). The input r prior for S1 are identical to those used in the previous two assessments, while r priors for S2 and S3 were objectively derived from an Age-structured Equilibrium Model with Monte-Carlo simulations. In general, our results suggest that all candidate models are stable and provide robust fits to the data as judged by the presented model diagnostic results. Differences were observed in MSY with the S1 estimate being larger (13,224 t) than S2 and S3, which themselves were alike (11,849 and 11,723 t, respectively). Similarly, differences in biomass trends and fishing mortality between model S1 and models S2, S3 were obvious, with the S1 model indicating a more productive stock. However, when observed relative to MSY (i.e., B/BMSY and F/FMSY over time) all three models have remarkably similar trends that depict a recovering stock. Estimates of 2020 values from the three models indicate that the stock is moving from the "recovery" yellow quadrant into the green quadrant of the Kobe biplot (B2020/BMSY: 0.98 – 1.03; F2020/FMSY: 0.68- 0.79). Furthermore, the probability that current fishing mortality is sufficiently low enough to facilitate stock rebuilding (yellow + green) is cumulatively above 85% in each model.

SCRS/2022/118 - Swordfish (*Xiphias gladius*) is a billfish species which occurs in tropical and temperate waters worldwide and is of the main targets of surface pelagic longlines. Since 2018, ICCAT has been developing a biology program for swordfish with a specific component on the age and growth of the species in the Atlantic (including the Mediterranean Sea). For this component, both spines and otoliths are being collected and sectioned. Sampling and processing is being conducted for both Atlantic stocks and the Mediterranean stock. A preliminary

age reading was conducted for spines and otoliths by multiple readers for the North Atlantic stock. Spines and otoliths were from samples ranging between 90 to 218 cm LJFL for spines and 93 to 213 cm LJFL for otoliths. Bias was found between readers for both spines and otoliths. Maximum modal ages in spines was 7 years and in otoliths 5 years. Mean length at age from spines for individuals that had a modal age was similar to mean lengths at age from Arocha et al. (2003). Work on this component will continue on sampling to fill sampling gaps, processing of collected samples, age readings and growth modelling.

SCRS/2022/119 - A continuity run of the North Atlantic swordfish stock was done with the surplus production model ASPIC vr 7 using the catch and CPUE series from 1950 to 2020. Additional runs were explored with ASPIC using the 9 series of indices of abundance revised during the data preparatory meeting. However, due to conflicting trends between indices, it was necessary to split the indices into two groups that minimized the negative correlations. Even with the split of indices, none of the runs with individual indices provided results that were considered consistent with prior assessments and the general knowledge of the stock. Using the MLE estimation of ASPIC with the continuity run and the 2022 Combined biomass index provided reliable and consistent results, that passed all the diagnostic tests. This run was then proposed forward to be considered for the management advice of the N-SWO stock.

SCRS/2022/120 - We expand the derivation of the Beverton and Holt steepness parameter h by Sharma and Arocha 2017 by simulating steepness values for a range of input parameters including, natural mortality, the von Bertalanffy growth, maturity, as well as early life history information. We derived or assume standard deviations for all 15 quantities used for this derivation to simulate the resultant distribution of steepness. We present it with the corresponding distributions life-history parameter distributions used to derive the distribution of steepness. The prior could be improved by developing a correlation matrix for the parameters so that a multivariate distribution. This could be used to draw parameter combinations would be expected to correlate in practice for deriving the distribution of steepness. Having a distribution for steepness, and associated life-history parameters used to derive it means that it is possible to input distributions of steepness, growth, and mortality parameters as custom parameters in Operating Models for swordfish and others MSE so that these parameters can be appropriately weighted in Operating Models and so that values of steepness are coherent with the other life history parameters.

SCRS/2022/121 - I present some preliminary closed-loop simulations for southern Atlantic swordfish. I condition an Operating Model using OpenMSE's Rapid Conditioning Model and using a joint multivariate prior for steepness derived from maturity, growth, and natural mortality information from northern swordfish to integrate across the uncertainty in these quantities in a single operating model. Then I test data-moderate MPs similar to those used for southern Swordfish stock assessment including delay difference and surplus production models to illustrate their performance. The preliminary results show that there most of these Candidate Management Procedure meet minimal satisfying criteria. If the tolerance for being below the limit reference is very small, then it this criterion has strong discriminatory power. To be informative for management, this preliminary exercise would have to be expanded to include stock specific priors, a broader set of operating models, and finalized quantitative objectives.

SCRS/2022/124 - This paper describes stock assessment model configuration, diagnostics and results for the 2022 fully integrated assessment model for North Atlantic swordfish (*Xiphias gladius*). The CPUE indices used exhibited conflicts between themselves. Likewise, there was conflict between the trends suggested by the CPUE indices in general and those of the length compositions. These conflicts contributed to the overall uncertainty in the assessment results. An attempt was made to estimate the total discards of the fishery based on all observation adata available. A suite of diagnostics were performed on the assessment model that further highlighted the conflicting data trends and the need for fixing, or providing informative priors, on several parameters. The stock was found not to be overfished and overfishing not to be occurring. Evaluation of the effectiveness of the current minimum size regulation was difficult to ascertain due to the period of time that has passed since the inception as well as the lack of observations of the amount and characteristics of discards.

SCRS/P/2022/042 - Stock status and projection results for the South Atlantic swordfish were provided using the JABBA reference case model were provided during the meeting. The presentation contains Kobe plot, projections with constant catch scenarios from 6,000 to 15,000, and Kobe 2 matrix.

SCRS/P/2022/044 - During the meeting, a potential technical issue regarding the assumption of process errors in JABBA projection with a new AR1 autocorrelation method was found. The authors explored the appropriateness of the use of the new AR1 method and compared the projections with/without AR1 options. The projections that included the AR1 function were more pessimistic.

SCRS/P/2022/045 - This presentation provided preliminary projections for North and South Atlantic swordfish stocks for the 2022 stock assessments. Projections were prepared for Stock Synthesis and JABBA in the North and JABBA in the South. A range of potential catch values were used to generate chicken feet plots and Kobe 2 Strategy Matrices for B/B_{MSY} , F/F_{MSY} , and joint $B/B_{MSY}-F/F_{MSY}$ probabilities. Projections will be further refined for the September 2022 SCRS meetings.