

**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 entraver, 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'espadon 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'espadon de 2017 (Anon., 2017), pour le modèle Stock Synthesis de l'espadon 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'espadon 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'espadon 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'espadon. 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'espadon 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 d'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 Taipei 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 Taipei 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 Taipei 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 Taipei 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'améliorerait 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'espadon
- 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'améliorerait 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 Taipei 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 Taipei 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'espadon 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 déclin de la biomasse dans les premières années de la pêche. 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 ($\log b_{kfrac}$) 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 prévoyaient 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 prévoyaient 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 (décrits 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'espadon 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'espadon 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, Magnusson 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 prédite 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 prédites. 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 Taipei 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 Taipei 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 prédites. 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 prédites. 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 prédites. 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. $\text{fit\$opt\$convergence} = 0$), b) tous les paramètres de variance du modèle sont estimés et limités ($\text{all(is.finite(fit\$sd))} = \text{TRUE}$), 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 ($\text{fit\$check.ini\$resmat}$), 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 $\sim 0,20$. 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 $B1/K$ 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 pêcheries 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 continuent 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'espadon 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'espadon 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'espadon 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](https://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'espadon 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'espadon 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 Taipei 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 (R_0) 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 $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_R^2)$. ε_t étaient limités à un minima 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'espadon 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 devaient 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 Taipei 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 Taipei 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 Taipei 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 Taipei 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/B_{PME} et F/F_{PME} 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 ($B_{2020} < B_{PME}$, **tableau 23**) et qu'il est victime de surpêche ($F_{2020} > F_{PME}$, **tableau 23**), ce qui empêche le rétablissement du stock car la biomasse reste en dessous des niveaux soutenable 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 B_{PME} 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 appliqué) 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 $B/BPME$ jusque dans les années 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 pêche 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'espadon 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'espadon 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'espadon 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'espadon de 2022 (Anon. 2022b).

Espadon de l'Atlantique Sud

Point limite de référence provisoire (LRP) de $0,4 \cdot B_{PME}$ 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 $0,4 \cdot B_{PME}$ ou de tout autre LRP plus solide qui serait établi suite à d'autres analyses.

Aucune analyse n'a été effectuée pour l'espadon 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'espadon de l'Atlantique Sud en 2022, Rec. 21-03, paragraphe 2

Contexte : Le SCRS réalisera une évaluation du stock d'espadon 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'espadon 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'espadon 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'espadon du Nord figurant au tableau 14 du rapport de la réunion de préparation des données sur l'espadon de l'Atlantique de 2022 (Anon. 2022a).

Les analystes de l'évaluation de l'espadon 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'espadon 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'espadon 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'espadon 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'espadon 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'espadon 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'espadon 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.

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 B_{PME}/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.

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 $5^\circ \times 5^\circ$. 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 prédite, 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'espadon 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'espadon 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'espadon 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'espadon 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'espadon 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'espadon 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'espadon 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 pêche 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'espadon 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'espadon 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'espadon 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 la 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'espadon 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'espadon 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 la 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'espadon 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 R0 pour les modèles SS3 de l'espadon 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'espadon 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'espadon 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'espadon 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'espadon 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/B_{PME} 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/B_{PME} 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/B_{PME} 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/B_{PME} (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).

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.

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	Yes		Yes		Only for production models		Only for Stock Synthesis		Only for Stock Synthesis		Only for Stock Synthesis		Only for Stock Synthesis		Only for Stock Synthesis		Yes		Yes		Yes		Yes		Yes		Yes				
units of index	number		weight		weight		number		number		number		number		number		number		number		number		number		weight		weight				
source	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/2022/046		SCRS/2022/046		SCRS/2022/055		SCRS/2022/050		SCRS/2022/050		SCRS/2022/056		SCRS/2022/115		
Year	Std.	CV	Std.	CV	Std.	CV	Std.	CV	Std.	CV	Std.	CV	Std.	CV	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																											1.353	0.182	
1964	83.145	0.060																											1.122	0.163	
1965	57.614	0.060																											1.417	0.152	
1966	60.041	0.056																											1.459	0.161	
1967	80.199	0.054																											1.491	0.160	
1968	53.968	0.050																					0.176	0.118				1.370	0.164		
1969	52.049	0.052																					0.222	0.098				1.433	0.162		
1970	66.685	0.057																					0.168	0.084				1.609	0.152		
1971																							0.226	0.091				1.881	0.149		
1972																							0.212	0.120				2.081	0.157		
1973																							0.231	0.122				2.447	0.159		
1974																							0.214	0.096				2.447	0.150		
1975																							0.116	0.102				1.407	0.157		
1976																	0.520	0.115					0.055	0.098				0.981	0.163		
1977																	0.660	0.152					0.056	0.093				1.023	0.168		
1978																	0.800	0.175					0.063	0.112				1.321	0.169		
1979	95.109	0.099															0.640	0.156					0.072	0.146				1.409	0.182		
1980	81.564	0.076															0.490	0.143					0.150	0.130				1.102	0.172		
1981	86.259	0.102															0.650	0.154					0.147	0.107				1.198	0.158		
1982	67.354	0.109							0.201	0.323	0.851	0.233	0.784	0.211	1.251	0.218	1.354	0.207	0.580	0.121			0.140	0.105				1.246	0.159		
1983	57.796	0.113							0.312	0.254	0.728	0.185	0.828	0.170	1.099	0.176	1.042	0.156	0.560	0.179			0.132	0.098				0.935	0.160		
1984	58.151	0.110							0.306	0.254	0.595	0.183	0.822	0.168	1.024	0.174	1.099	0.154	0.610	0.148			0.100	0.091				0.948	0.156		
1985	67.649	0.107							0.302	0.247	0.848	0.181	0.898	0.166	1.047	0.172	1.010	0.152	0.560	0.161			0.085	0.088				1.074	0.156		
1986	113.244	0.110					253.193	0.025	0.439	0.240	1.075	0.177	0.993	0.163	0.986	0.169	0.914	0.148	0.390	0.154			0.097	0.087				0.729	0.158		
1987	81.966	0.105					273.806	0.030	0.677	0.246	1.591	0.181	1.248	0.167	1.097	0.173	0.926	0.153	0.380	0.132			0.082	0.113				1.090	0.148		
1988	78.358	0.105					240.088	0.030	0.834	0.238	1.339	0.176	1.071	0.162	0.930	0.168	0.799	0.147	0.370	0.162			0.060	0.219				1.214	0.140		
1989	73.796	0.098					245.296	0.028	0.693	0.238	1.550	0.176	0.957	0.162	0.847	0.168	0.724	0.147	0.420	0.167			0.058	0.252				1.149	0.139		
1990	106.685	0.092					240.257	0.026	0.391	0.239	1.726	0.176	1.272	0.162	0.869	0.168	0.688	0.147	0.480	0.229								1.102	0.140		
1991	71.231	0.067					245.875	0.026	0.350	0.238	1.270	0.176	1.330	0.162	1.025	0.168	0.782	0.146	0.490	0.265								0.912	0.140		
1992	83.744	0.066					243.178	0.026	0.381	0.237	1.238	0.175	1.215	0.162	1.063	0.167	0.887	0.146	0.430	0.326								0.802	0.140		
1993	72.766	0.052					213.719	0.027	0.467	0.237	1.244	0.175	1.053	0.162	0.861	0.167	0.757	0.146	0.570	0.351								0.757	0.141		
1994	52.189	0.044					208.285	0.025	0.469	0.237	1.350	0.175	0.906	0.161	0.740	0.167	0.641	0.145				0.640	0.469	0.930	0.090				0.666	0.140	
1995	64.597	0.045					232.781	0.023	0.490	0.235	1.727	0.174	1.246	0.160	0.852	0.166	0.677	0.145				0.480	0.333	0.940	0.090				0.640	0.140	
1996	39.607	0.050					198.582	0.023	0.492	0.235	1.108	0.174	0.917	0.161	0.678	0.166	0.537	0.145				0.500	0.400	0.740	0.100				0.514	0.142	
1997	56.902	0.051					201.665	0.022	1.023	0.236	1.302	0.175	0.747	0.161	0.576	0.167	0.440	0.146				0.530	0.377	0.940	0.090			0.227	0.128	0.549	0.138
1998	78.927	0.054					209.816	0.021	0.900	0.236	1.823	0.175	0.781	0.161	0.523	0.167	0.447	0.146				0.590	0.661	1.330	0.100			0.246	0.151	0.646	0.138
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				0.570	0.246	1.310	0.100			0.085	0.102	0.621	0.140
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						1.010	0.090			0.108	0.128	0.571	0.149
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						1.010	0.090			0.109	0.109	0.587	0.154
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						0.890	0.090			0.128	0.098	0.608	0.152
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						0.790	0.090			0.108	0.107	0.642	0.153
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						0.810	0.090			0.066	0.087	0.722	0.142
2005	108.850	0.052	324.088	0.217			286.598	0.026	0.808	0.244	1.518	0.180	0.856	0.166	0.519	0.172	0.497	0.151						1.340	0.090			0.095	0.088	460.410	0.120
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				0.320	0.344	1.070	0.090			0.154	0.090	260.970	0.107
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				0.520	0.327	1.340	0.090			0.090	0.110	220.150	0.114
2008	111.881	0.059	312.692	0.180			347.409	0.029	1.350	0.253	3.113	0.187	1.177	0.172	0.560	0.179	0.586	0.159				0.570	0.316	1.210	0.090			0.060	0.114	344.510	0.116
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				0.580	0.293	1.040	0.090			0.075	0.116	310.440	0.117
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				0.580	0.328	0.750	0.090			0.055	0.105	479.560	0.108
2011	107.587	0.057	310.568	0.179			332.831	0.028	1.1.																						

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	0.1	Lognormal	Von Bertalanffy asymptotic length	Arocha et al. (2003)
L_{inf} (cm) male	223.12				
K female	0.0926	0.1	Normal	Von Bertalanffy growth parameter	Arocha et al. (2003)
K male	0.1522				
t_0 female	-3.762	0.2	Normal	Von Bertalanffy age at zero length	Arocha et al. (2003)
t_0 male	-3.4875				
A female	3.4E-06	-	Exponential	Weight at length parameter (GG-LJFL)	Arocha et al. (2003)
A male	3.4E-6				
B female	3.2623	-	Exponential	Weight at length parameter (GG-LJFL)	Arocha et al. (2003)
B male	3.2623				
L_{50} (cm) female	179	0.2	Lognormal	Length at 50% maturity	Arocha et al. (1996)
L_{50} (cm) male	135				
t_{max} (y)	15	0.2	Lognormal	Longevity	FishLife
L_c (cm)	119	Fixed	Lognormal	Length at 50% selectivity	25 th percentile LF
	0.6,				
h	0.75, 0.88	Range	Fixed	Steepness	-

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

Diagnostic	Index	type	Statistic	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	power	2	2	2	2	2
B1.K	0.85	0.85	0.85	0.85	B1.K	0.85	0.85	0.85	0.85	0.85
MSY	15.875	19.017	20.235	16.552	MSY	18.965	13.517	19.947	15.208	12.517
Fmsy	0.2125	0.3586	0.2875	0.3145	Fmsy	2.0000	0.1524	2.0000	0.3107	0.0964
Bmsy	74.716	53.034	70.394	52.628	Bmsy	9.483	88.710	9.974	48.950	129.873
K	149.432	106.069	140.788	105.257	K	18.965	177.420	19.947	97.899	259.747
r	0.4249	0.7172	0.5749	0.6290	r	4.0000	0.3047	4.0000	0.6214	0.1928
phi	0.5	0.5	0.5	0.5	phi	0.5	0.5	0.5	0.5	0.5
q.01	0.00929	0.01160	0.00850	0.01270	q.01	0.06772	0.00859	0.06765	0.01604	0.00571
q.02	0.01010	0.01245	0.00853	0.01256	q.02	0.06252	0.00683	0.06295	0.03202	0.00891
q.03	0.00985	0.01204	0.00885	0.01396	q.03	0.05722	0.01227	0.05351	0.01232	0.00464
q.04					q.04	0.06339	0.01333	0.05927	0.03100	0.00786
B.Bmsy	1.534	1.653	1.677	1.579	B.Bmsy	1.634	0.922	1.657	0.877	0.863
F.Fmsy	0.455	0.352	0.326	0.424	F.Fmsy	0.366	0.924	0.344	0.887	1.058
Y.eq	11.343	10.900	10.963	11.009	Y.eq	11.337	13.434	11.341	14.979	12.281
Y.Fmsy	23.150	28.548	31.235	24.189	Y.Fmsy	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
B_{1950}/K	0.963	0.814	1.007
B_{2020}/K	0.456	0.336	0.615
B_{2020}/B_{MSY}	0.912	0.672	1.229
F_{2020}/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 $F \leq F_{MSY}$											
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%
9000	88%	88%	88%	88%	88%	88%	88%	88%	88%	88%	88%
10000	80%	80%	80%	80%	80%	80%	80%	80%	80%	80%	80%
11000	69%	69%	70%	70%	70%	70%	70%	70%	70%	70%	70%
12000	58%	58%	58%	59%	59%	59%	59%	59%	59%	59%	58%
12500	53%	53%	53%	53%	53%	53%	53%	53%	53%	53%	53%
12600	52%	52%	52%	52%	52%	52%	52%	52%	52%	52%	51%
12700	50%	51%	51%	51%	51%	51%	51%	51%	51%	50%	50%
12800	49%	50%	50%	50%	50%	50%	50%	50%	49%	49%	49%
12900	48%	48%	49%	49%	49%	49%	49%	48%	48%	48%	48%
13000	47%	47%	47%	47%	47%	47%	47%	47%	47%	47%	46%
13100	46%	46%	46%	46%	46%	46%	46%	46%	46%	45%	45%
13200	45%	45%	45%	45%	45%	45%	45%	45%	45%	44%	44%
13300	44%	44%	44%	44%	44%	44%	44%	44%	43%	43%	43%
13400	43%	43%	43%	43%	43%	43%	43%	43%	42%	42%	42%
13500	42%	42%	42%	42%	42%	42%	42%	42%	41%	41%	41%
13600	41%	41%	41%	41%	41%	41%	41%	40%	40%	40%	39%
13700	40%	40%	40%	40%	40%	40%	40%	39%	39%	38%	38%
13800	39%	39%	39%	39%	39%	39%	39%	38%	38%	38%	37%
14000	37%	37%	37%	37%	37%	37%	37%	36%	36%	35%	35%
15000	29%	28%	28%	28%	28%	27%	27%	27%	26%	26%	25%
16000	21%	21%	21%	21%	20%	20%	19%	19%	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%	48%	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%	46%	46%	45%	45%	45%
13100	44%	44%	44%	45%	44%	45%	45%	45%	44%	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%	41%	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	Biomass	Biomass	SSB
discards	Reported	Reported	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	<i>m</i>	CV
<i>K</i>	Unfished biomass	lognormal	175,000	100%
ψ (<i>psi</i>)	Initial depletion	beta	0.95	5%
s^2 (<i>proc</i>)*	Process error variance	inverse-gamma	0.001	0.001
<i>r</i>	Population growth rate	lognormal	0.155	12%
<i>h</i>	steepness	fixed	0.7	-
<i>B_{MSY}/K</i>	Ratio of BMSY to K	fixed	0.38	-
<i>q</i>	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	Distributio n	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_0 female	-2.246	0.2	Normal	Von Bertalanffy age at zero length	Garcia et al. (2016)
t_0 male	-1.736				
A female	1.69E-06	-	Exponentia l	Weight at length parameter (GG-LJFL)	SCRS/2017/079 Forselledo et al.(2017)
A male	4.61E-06				
B female	3.32	-	Exponentia l	Weight at length parameter (GG-LJFL)	SCRS/2017/079 Forselledo et al.(2017)
B male	3.12				
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	Distributio n	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_0	-1.929	0.2	Normal	Von Bertalanffy age at zero length	Quelle et al. (2014)
A female	1.69E-06	-	Exponentia l	Weight at length parameter (GG-LJFL)	SCRS/2017/079 Forselledo et al.(2017)
A male	4.61E-06				
B female	3.32	-	Exponentia l	Weight at length parameter (GG-LJFL)	SCRS/2017/079 Forselledo et al.(2017)
B male	3.12				
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 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	BRA LL	w_SPN LL1	w_SPN LL2	JPN LL1	JPN LL2	JPN LL3*	URU LL**	ZAF LL	CTP LL1	CTP LL2
units of index source	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	count SCRS/2022/057	weight 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
1999	1.056	0.106	355.546	0.025		0.470	0.170			0.076
2000	0.948	0.118		429.918	0.027	0.450	0.156			0.126
2001	0.884	0.127		380.510	0.024	0.460	0.174	6.47		0.101
2002	0.901	0.124		364.596	0.024	0.480	0.167	4.13	0.76	0.101
2003	1.042	0.107		320.908	0.026	0.390	0.205	6.17	0.43	0.099
2004	0.842	0.133		312.412	0.034	0.370	0.270	5.22	0.42	0.075
2005	0.858	0.130		379.162	0.033	0.480	0.250	5.21	0.43	0.071
2006	0.980	0.114		382.244	0.032			5.50	0.34	0.101
2007	1.205	0.093		371.557	0.033	0.650	0.262	4.96	0.39	0.079
2008	1.097	0.102		359.345	0.029	0.590	0.237	3.23	0.44	0.093
2009	1.080	0.104		393.047	0.028	0.490	0.265	3.51	0.41	0.076
2010	1.060	0.120		381.832	0.029	0.550	0.255	3.29	0.45	0.063
2011	1.038	0.122		369.940	0.028	0.340	0.265	2.00	0.43	0.067
2012	0.991	0.113		394.411	0.031	0.450	0.356	5.08	0.47	0.065
2013	0.871	0.128		397.743	0.032	0.480	0.292			0.089
2014	0.953	0.117		416.847	0.033	0.600	0.317			0.072
2015	1.120	0.100		450.238	0.034	0.580	0.362			0.075
2016	0.993	0.113		491.217	0.037	0.630	0.381			0.078
2017	0.793	0.141		479.270	0.036	0.720	0.375			0.072
2018	0.877	0.127		421.234	0.033	0.670	0.522			0.063
2019	0.684	0.164		419.139	0.028	0.710	0.648			0.060
2020	0.628	0.178				0.780	0.731			0.070

* 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
<i>Linf</i>	308	239	Garcia et al. (2016)
<i>K</i>	0.093	0.145	Garcia et al. (2016)
<i>t0</i>	-2.246	-1.736	Garcia et al. (2016)
<i>a</i>	1.69e-06	4.61e-06	Forselledo et al. (2017)
<i>b</i>	3.32	3.12	Forselledo et al. (2017)
<i>L50</i>	156	-	Hazin et al. (2002)
<i>L100</i>	180	-	Hazin et al. (2002)
<i>A50</i>	5	-	ICCAT (2017, 2022)
<i>A100</i>	6	-	ICCAT (2017, 2022)
<i>M</i>	0.2	0.2	ICCAT (2017, 2022)
<i>MaxAge</i>	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, F_{MSY} is the fishing mortality rate that produces Maximum Sustainable Yield (MSY), B_{MSY} 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
B_{1950}/K	0.954	0.782	1.11
B_{2020}/K	0.293	0.203	0.423
B_{2020}/B_{MSY}	0.772	0.534	1.113
F_{2020}/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	
	<i>estimate</i>	<i>std dev</i>	<i>estimate</i>	<i>std dev</i>
SSB_0	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}/SSB_0	2.74E-01	7.07E-04	2.70E-01	9.35E-04
SSB_{2020}/SSB_{MSY}	7.93E-01	8.74E-02	8.35E-01	1.15E-01
F_{2020}/F_{MSY}	1.31E+00	1.41E-01	1.14E+00	0.153227

Table 24. Estimated projection probabilities (%) of stock depletion ($B < 10\%$ 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 ($B < 10\%$ 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%	2%	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%	2%	1%	1%	1%

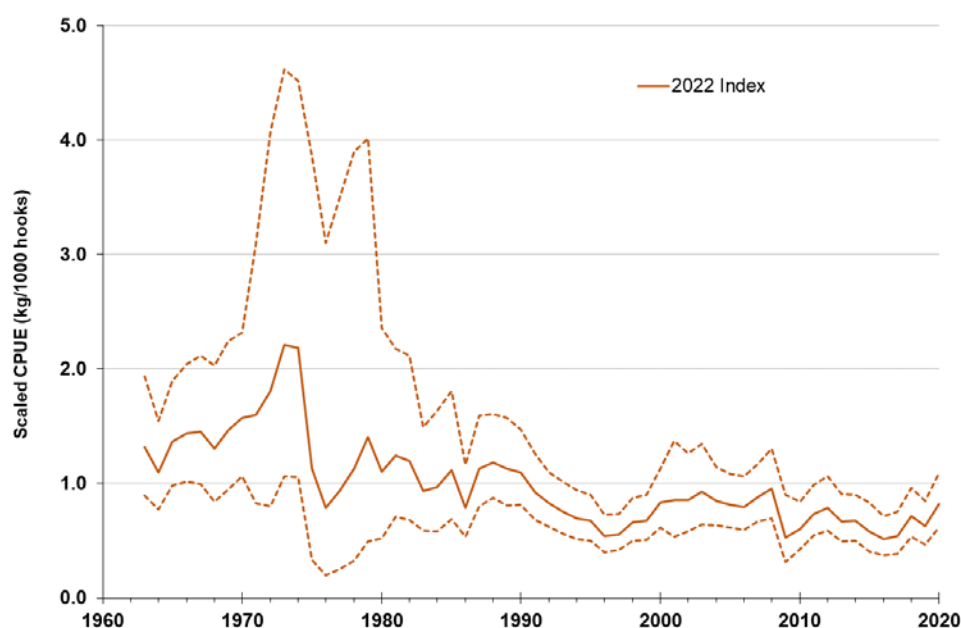


Figure 1. Standardized model trend for the 2022 combined index. The dashed line is the 95% confidence bounds of the model estimates.

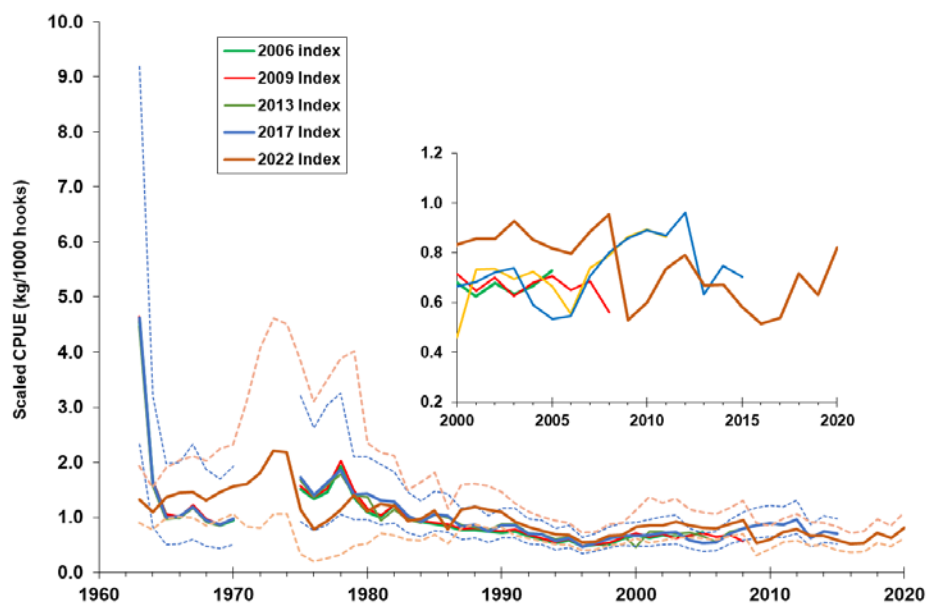


Figure 2. The 2022 standardized model plotted with previous standardization exercises. The 2017 and 2022 model confidence bounds are plotted as dashed lines.

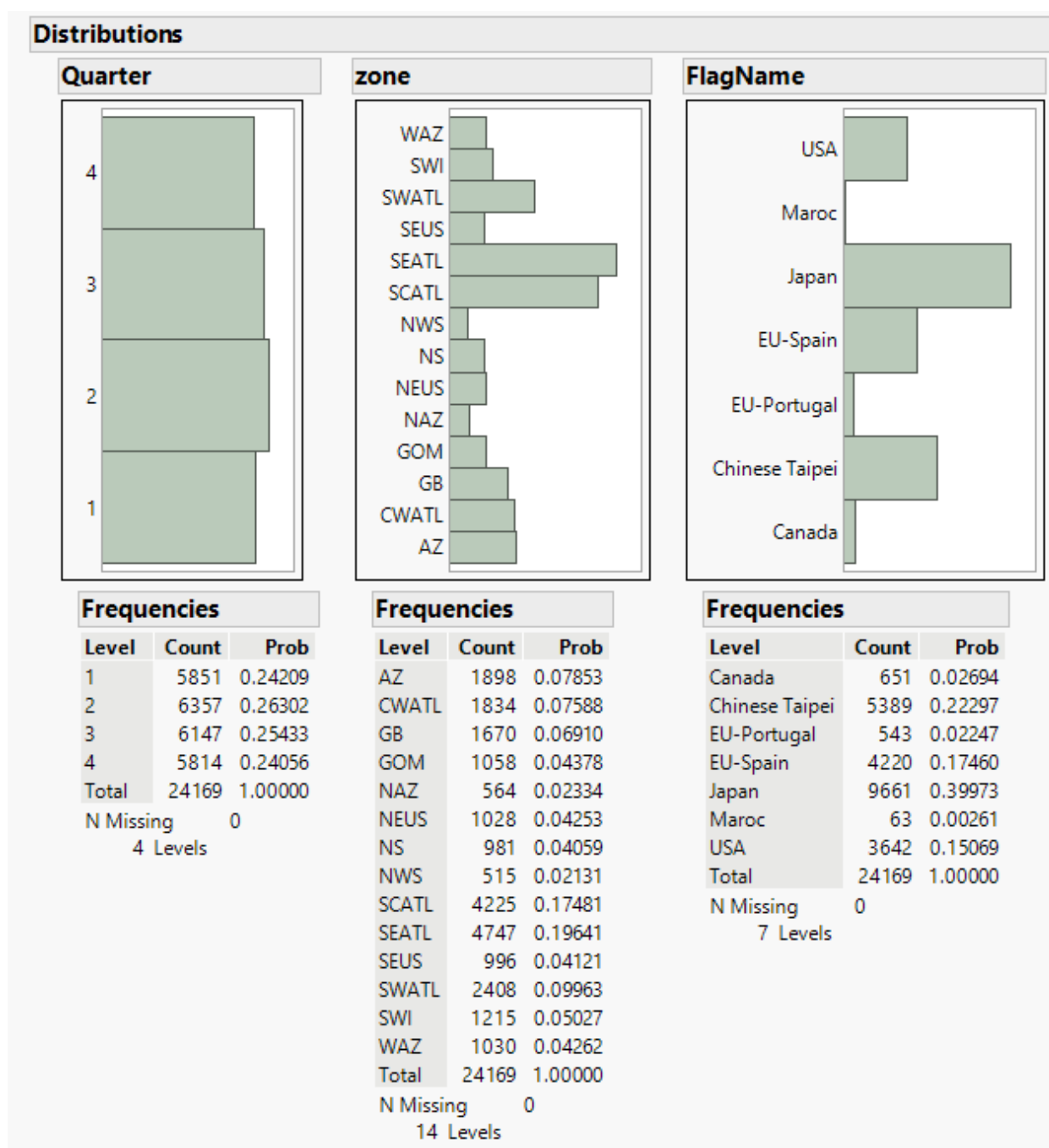


Figure 3. Data frequency input observations for the 2022 standardized index by factor used in the model: quarter, zone, and flag name.

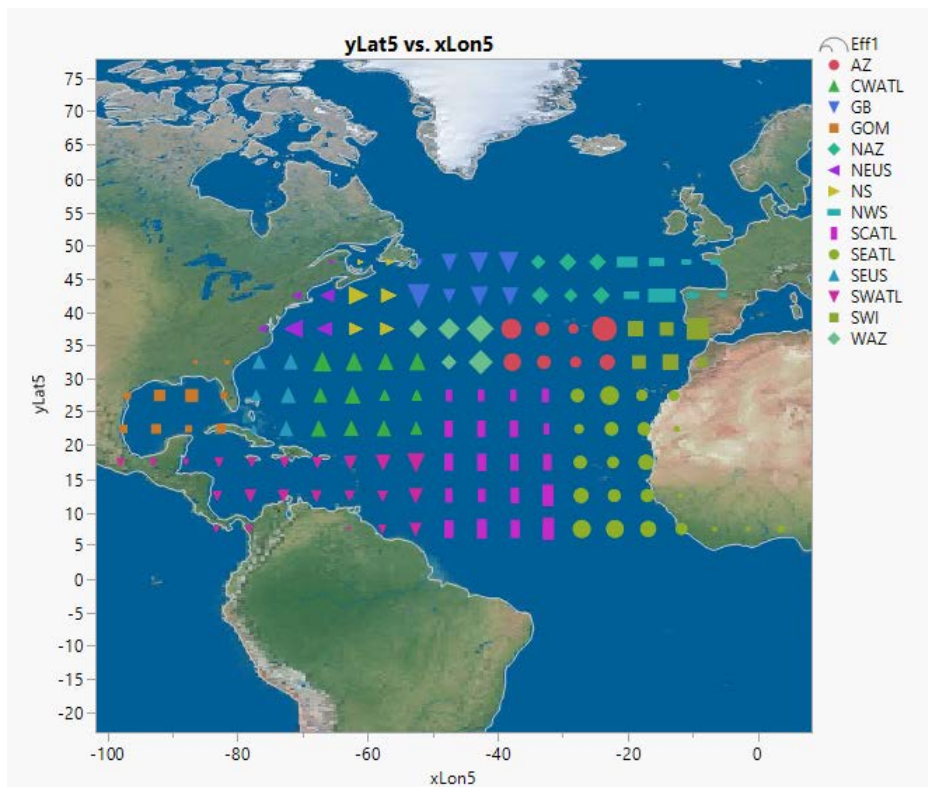


Figure 4. Spatial distribution of the fishing effort (task 2 CE) of the input CPUE for the N-SWO combined index. Size of marker is proportional to the sum of fishing effort (number of hooks) in each 5x5 cell. Color-shape of marker corresponds to the geographical areas considered in the standardization model (see SCRS/2022/115 for details).

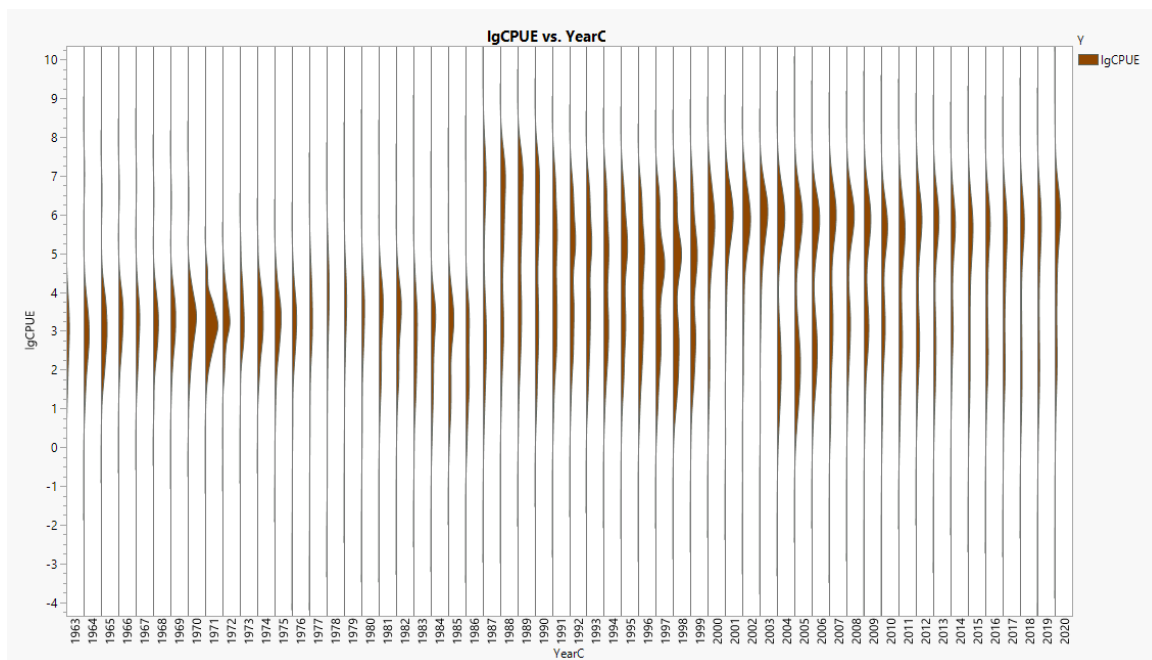


Figure 5. Nominal log(CPUE) distribution by year. N-SWO input Combined biomass index 2022.

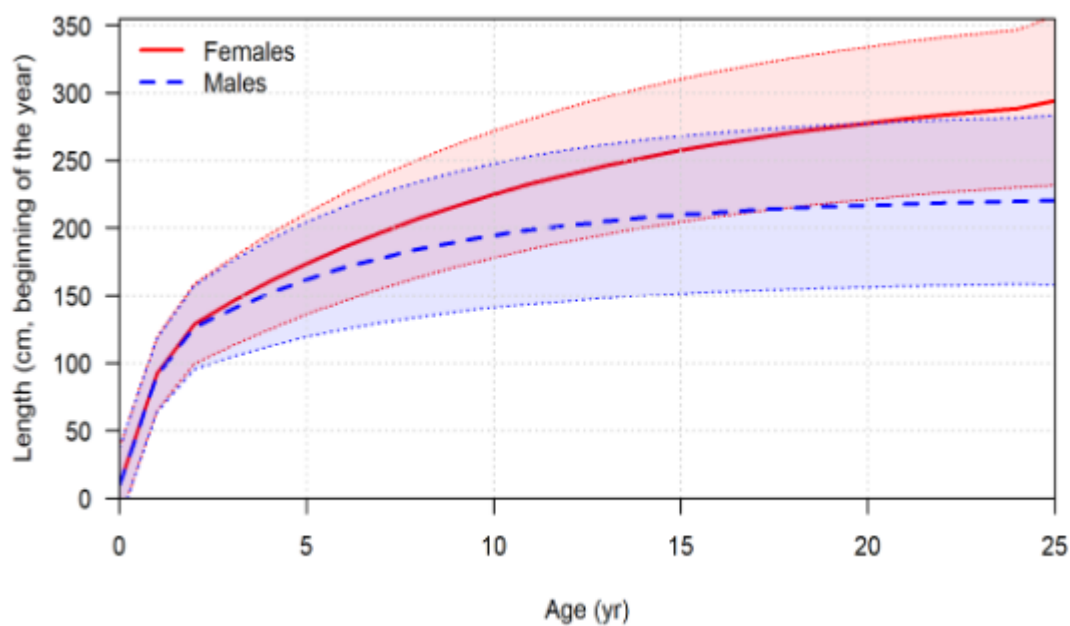


Figure 6. Sex specific growth assumed for the stock assessment of North Atlantic Swordfish conducted using stock synthesis.

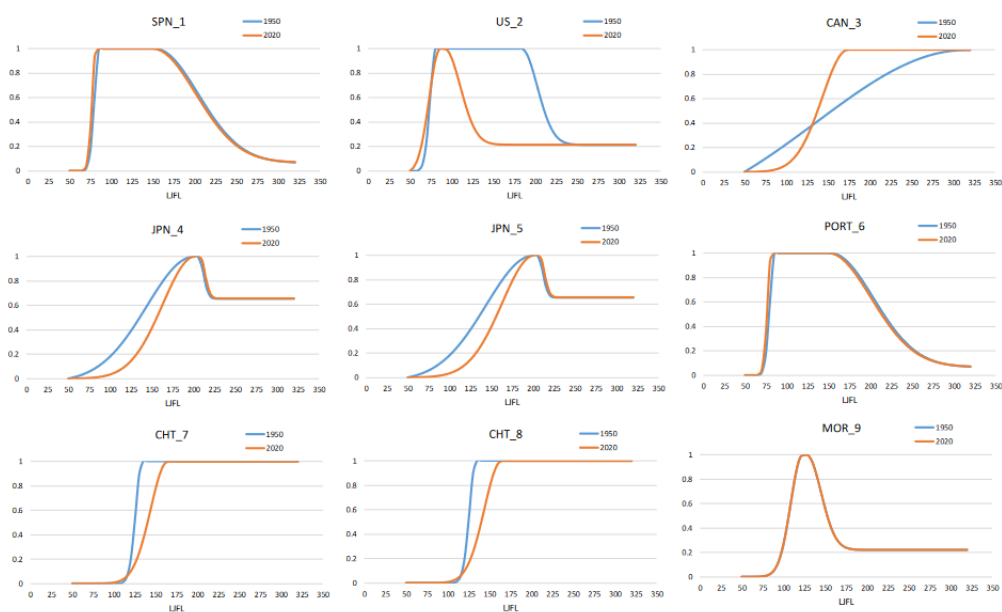


Figure 7. Model estimates of selectivity for each fleet in the NA-SWO stock assessment using stock synthesis. The blue lines depict selectivity prior to the minimum size regulation implemented in 1992 and the orange lines depicts electivity after this period.

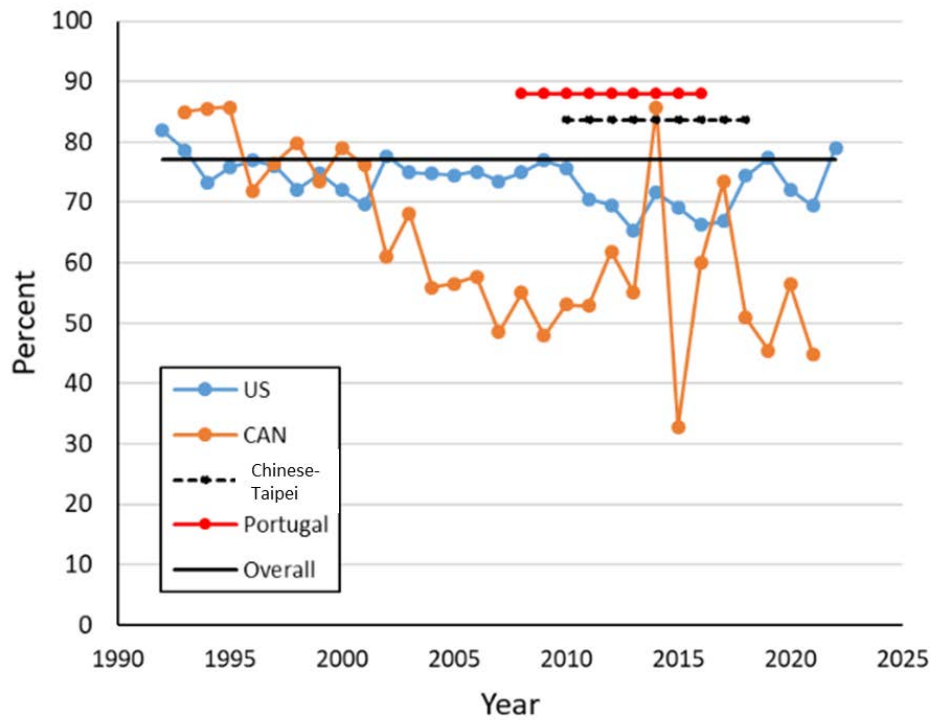


Figure 8. Direct observations of at-haulback mortality for swordfish from the US and CAN LL fleets, which estimated it from observer data, and from Chinese-Taipei longline and EU-Portugal longline fleets taken from previous studies (Coelho and Muñoz-Lechuga, 2019; Pan *et al.*, 2022) for the initial Stock Synthesis model for the North Atlantic swordfish stock. The black line depicts the overall mean across all values.

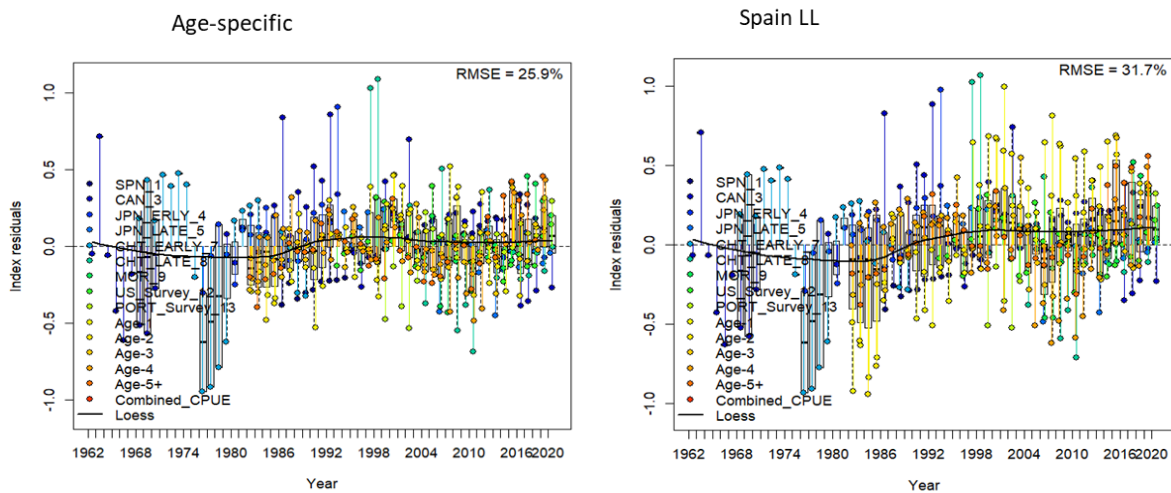


Figure 9. Comparison of RMSE for the models with age-specific (left) and age-aggregated (right) EU-Spain longline index.

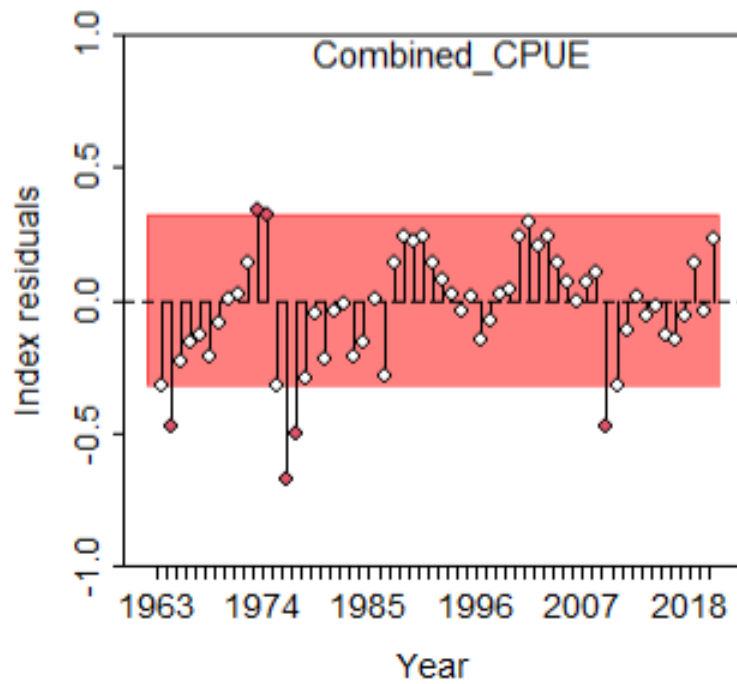


Figure 10. The result of the runs test for the model with fit with a combined index in the SS3 model (SCRS/2022/124).

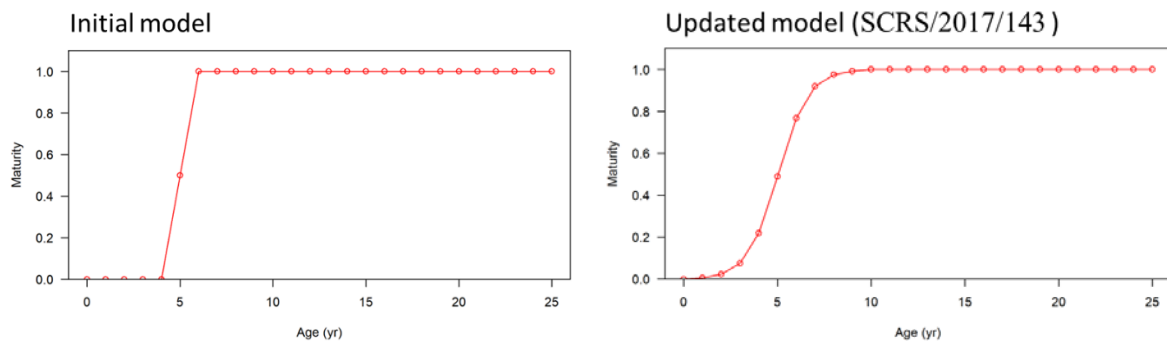


Figure 11. Two different maturity vectors used in the Stock Synthesis model: initial setting (left) and the vector from Sharma and Arocha, (2017).

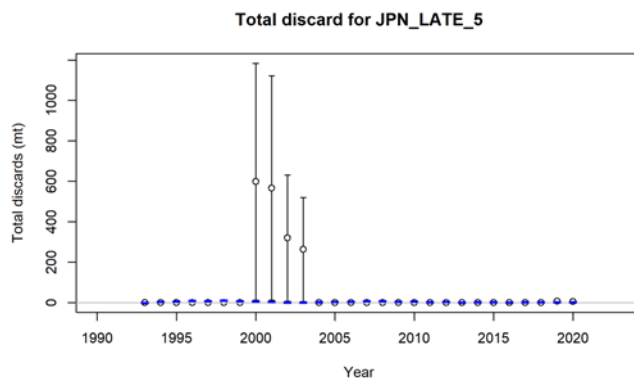


Figure 12. Japan longline fleet reported discards (black circles) and associated uncertainty (error bars of CVs) assigned in the Stock Synthesis model of swordfish in the North Atlantic. Blue dashes are estimated discards.

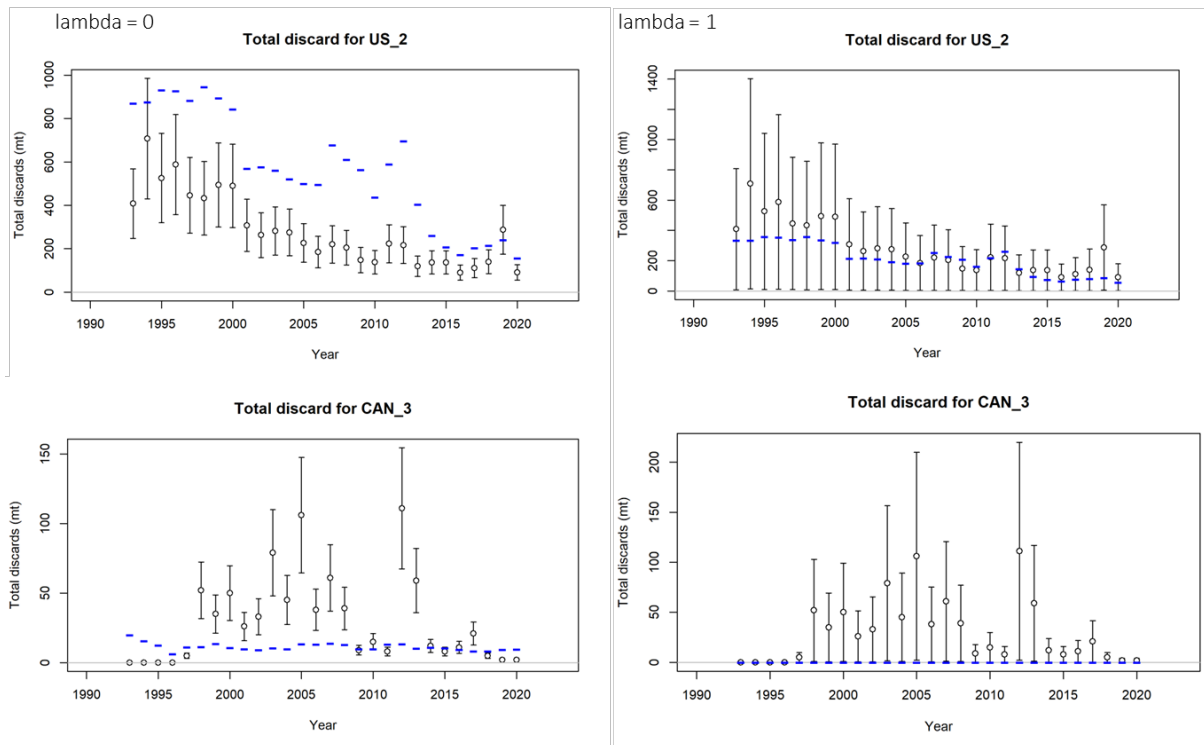


Figure 13. US and CAN reported discard data (black circles) with error bars (CVs) and estimated discards (blue dashes). The left panel represents a model where the discards were freely estimated for all fleets in the SS3 model (not fit in objective function) and the right panel represents a model where 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.

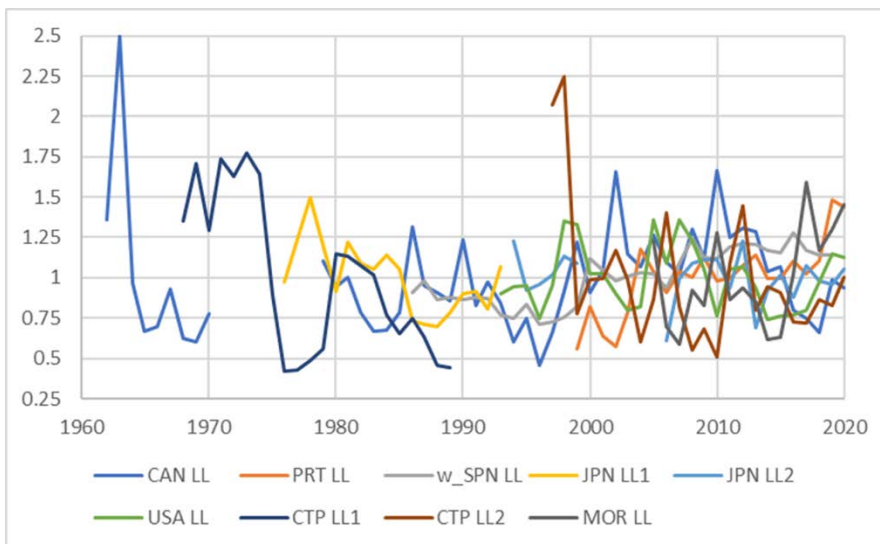


Figure 14. N-SWO indices of abundance available for the surplus production models. Plotted indices are scaled to each index's mean for comparison purposes.

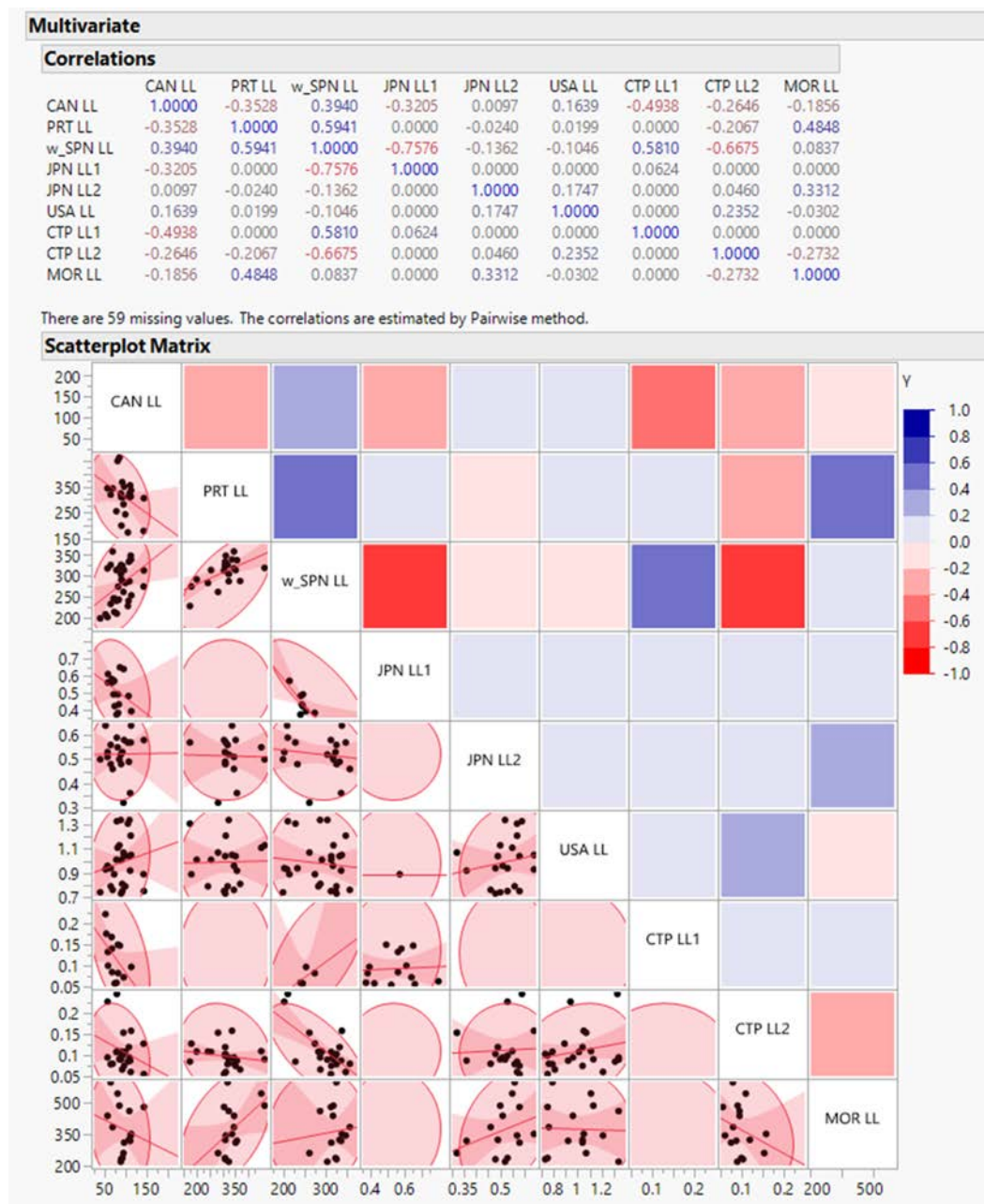


Figure 15. Correlation analysis performed on the nine indices of abundance available for the N-SWO stock. The top table shows the pair-wise correlation values. The lower diagonal matrix shows the actual correlation points and the predicted linear relationship, while the shade colors of the upper diagonal matrix show the correlation value with negative values in red and positive values in blue.

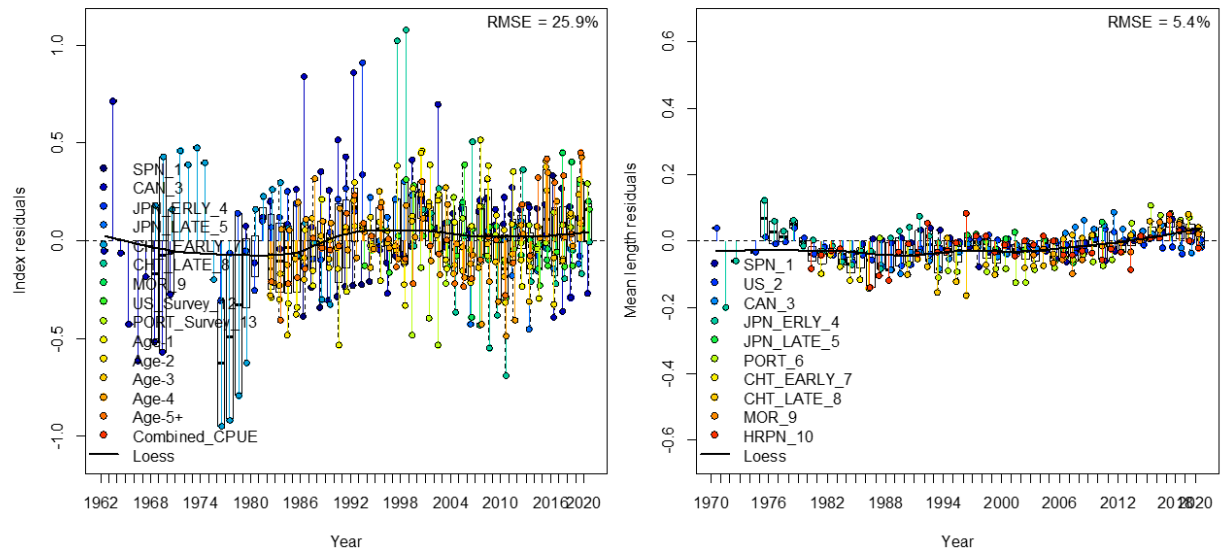


Figure 16. Root mean squared error for fits to the indices (left) and length compositions (right) for the North Atlantic swordfish reference stock assessment using stock synthesis.

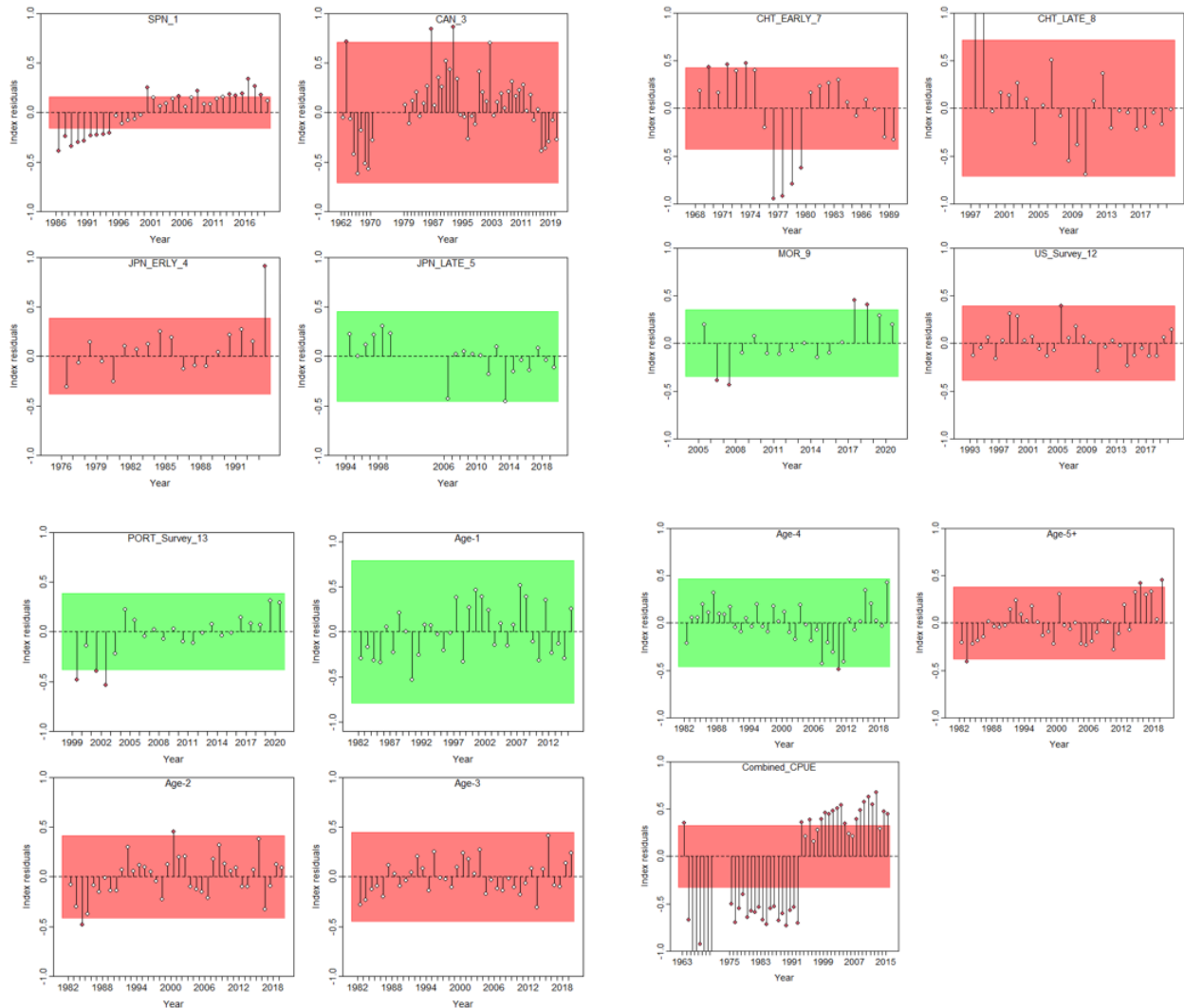


Figure 17. Runs tests for fits to the indices for the North Atlantic swordfish reference stock assessment using stock synthesis. SPN_1 and Combined_CPUE were not used in the SS3 model.

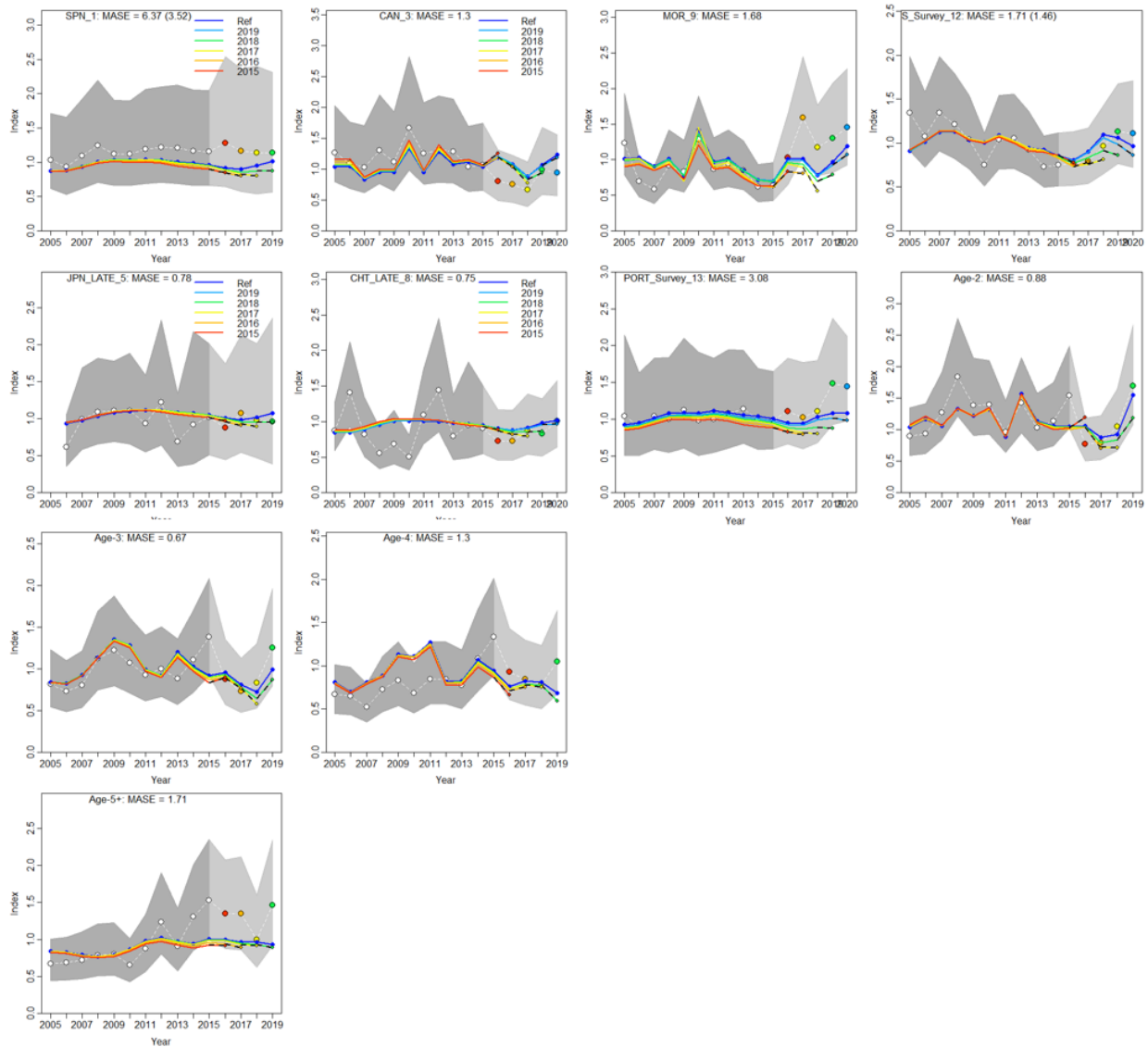


Figure 18. Hindcasting cross-validation (HCxval) results for three catch-per-unit-effort (CPUE) fits from the North Atlantic swordfish SS3 model, showing observed (large points connected with dashed line), fitted (solid lines) and one-year ahead forecast values (small terminal points). HCxval was performed 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.

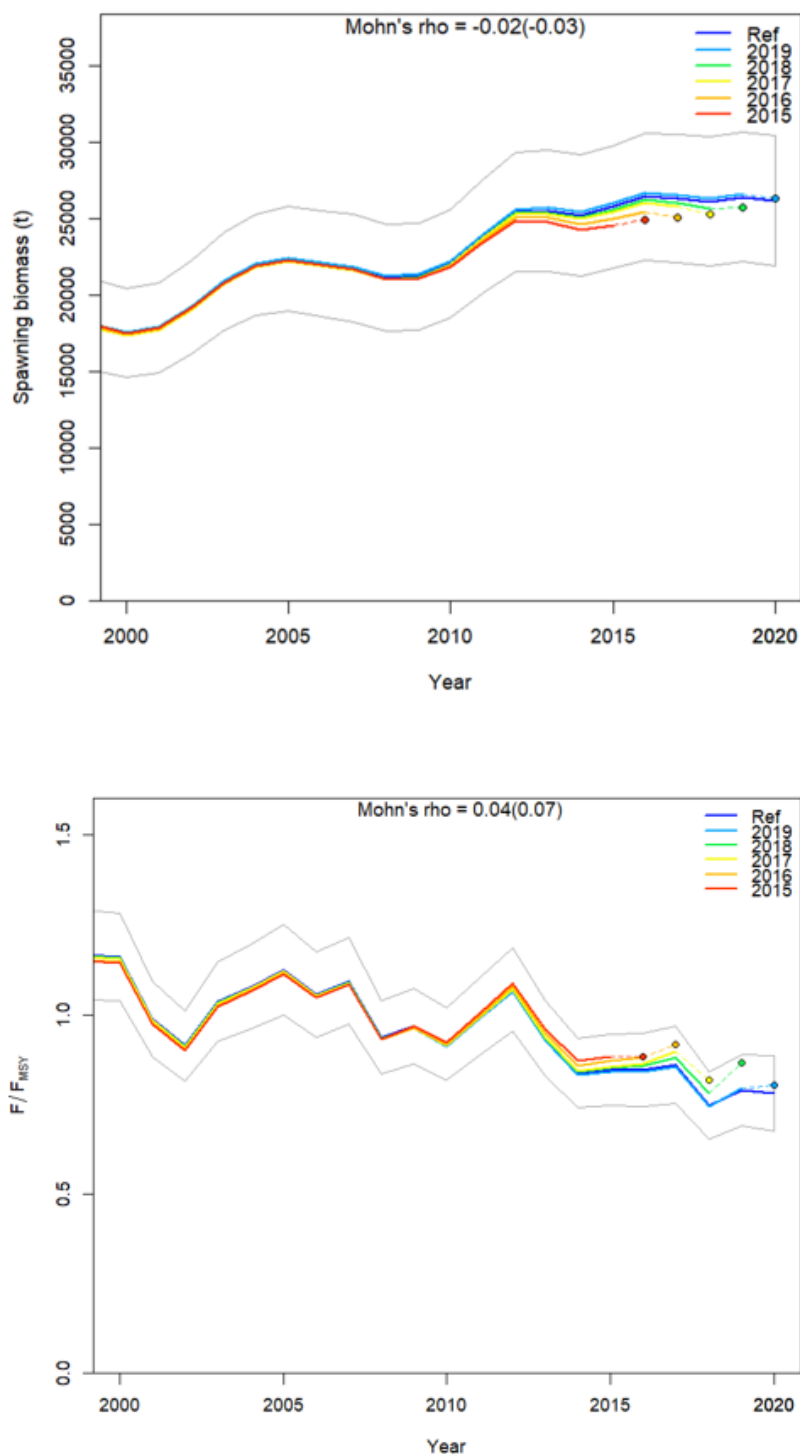


Figure 19. Retrospective analysis of spawning stock biomass (SSB) estimates for North Atlantic swordfish SS3 models conducted by re-fitting the reference model (Ref) after removing five years of observations, one year at a time sequentially. Mohn's rho statistic and the corresponding 'hindcast rho' values (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.

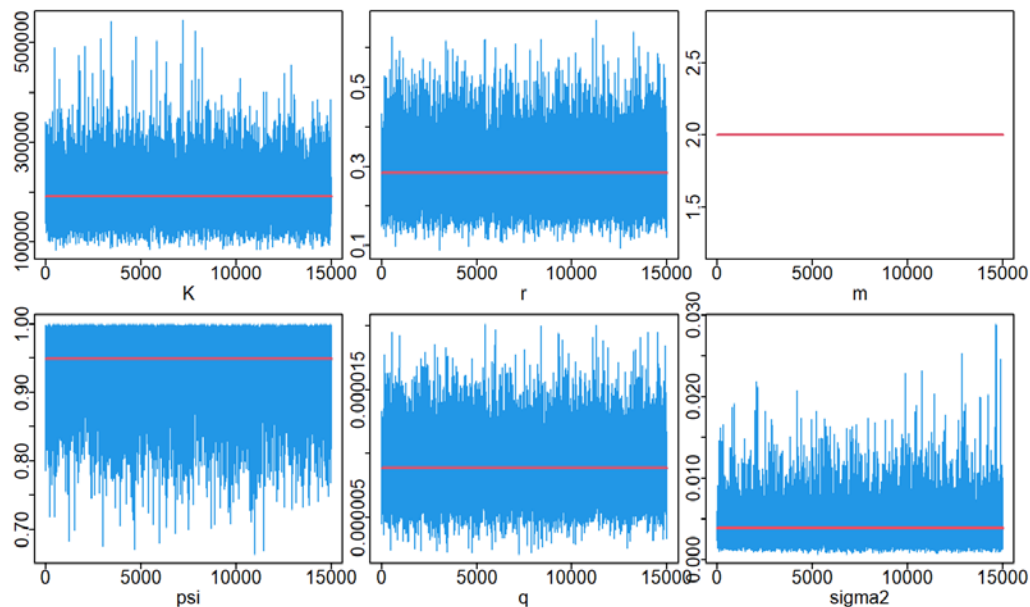


Figure 20. MCMC trace plots for the North Atlantic swordfish JABBA reference case model.

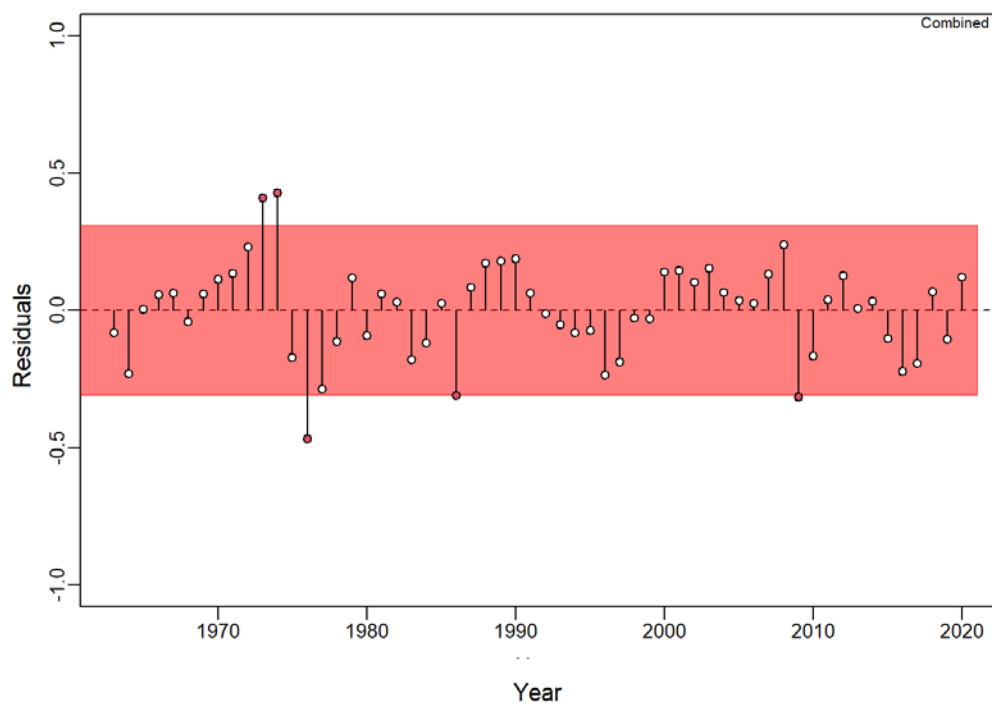


Figure 21. Runs test to evaluate the randomness of the time series of CPUE residuals for the reference case model for the North Atlantic swordfish JABBA assessment. A green panel would indicate no evidence of lack of randomness of time-series residuals ($p > 0.05$) while a red panel, as shown here, indicates 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 (3x sigma rule).

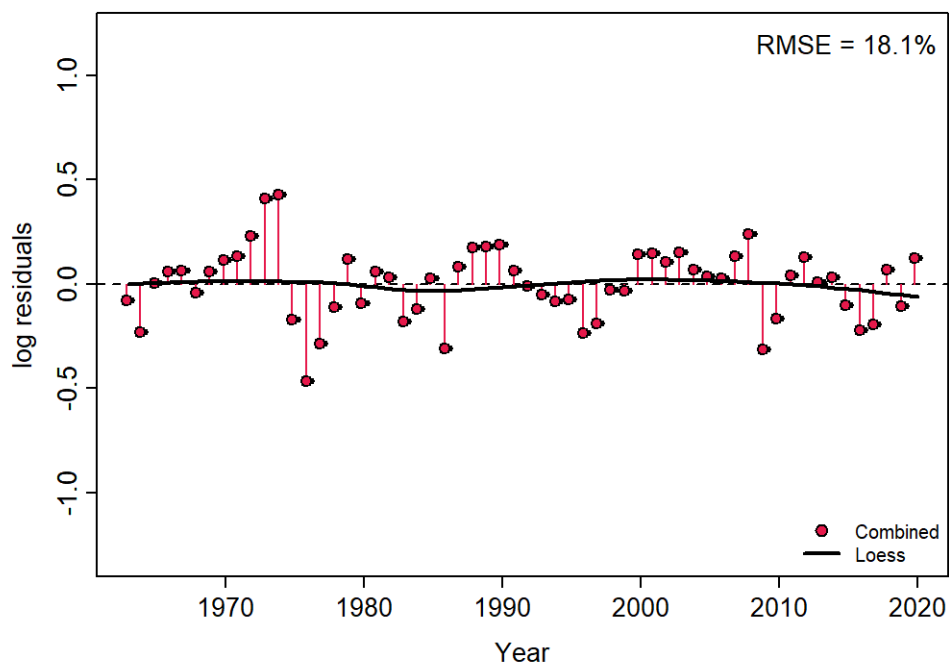


Figure 22. Residual diagnostic plots of CPUE indices for the North Atlantic swordfish JABBA reference case model. Lines indicate the residuals for the combined index for any given year, and solid black lines indicate a Loess smoother.

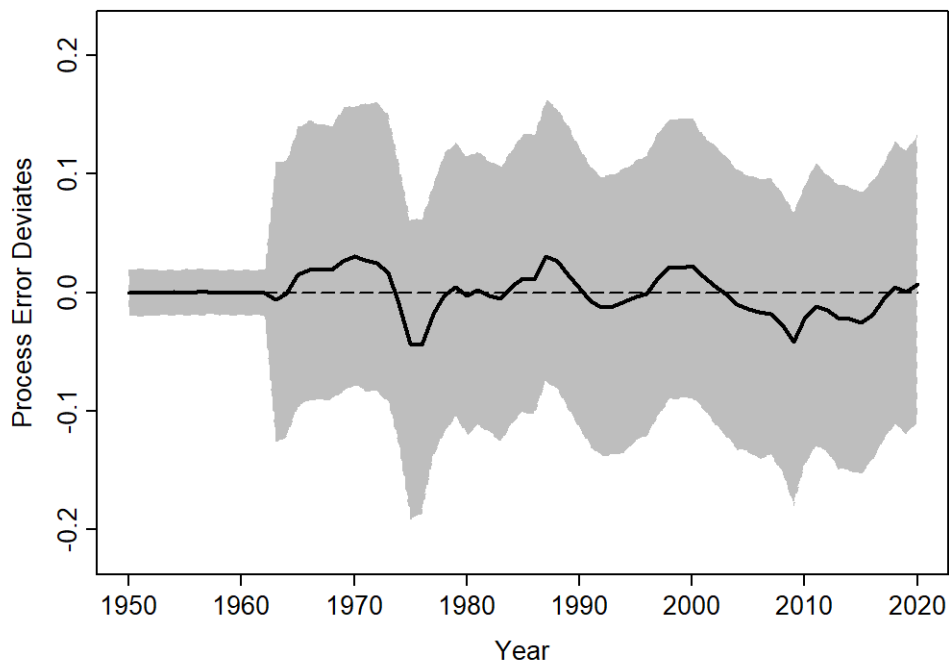


Figure 23. Process error deviations (median: solid line) from the reference case model for the North Atlantic swordfish JABBA assessment. Shaded grey area indicates 95% credibility intervals.

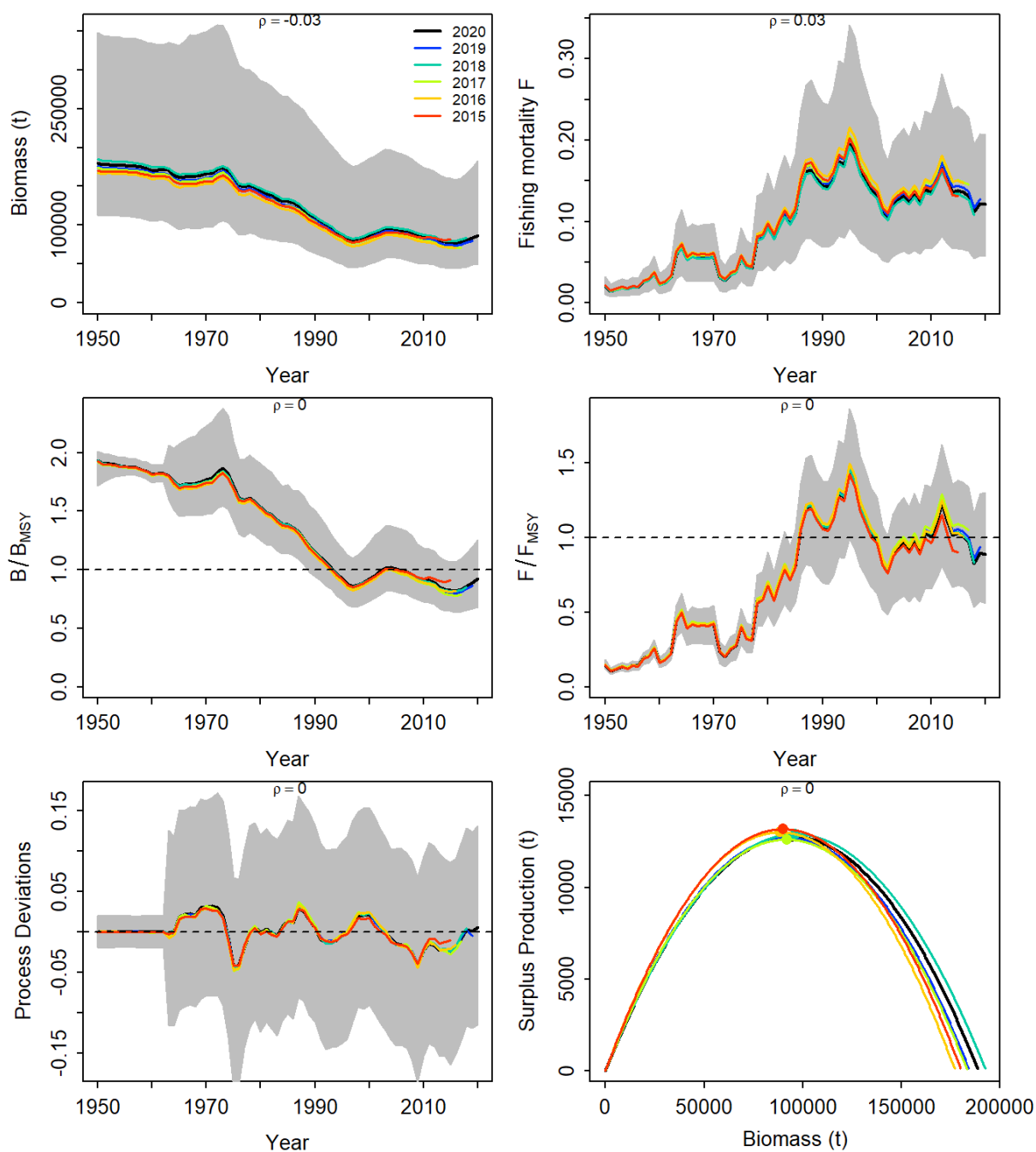


Figure24. Retrospective analysis performed to the reference case model of the North Atlantic swordfish assessment, by removing one year at a time sequentially ($n=5$) and predicting the trends in biomass and fishing mortality (upper panels), biomass relative to B_{MSY} (B/B_{MSY}) and fishing mortality relative to F_{MSY} (F/F_{MSY}) (middle panels) and biomass relative to K (B/K) and surplus production curve (bottom panels).

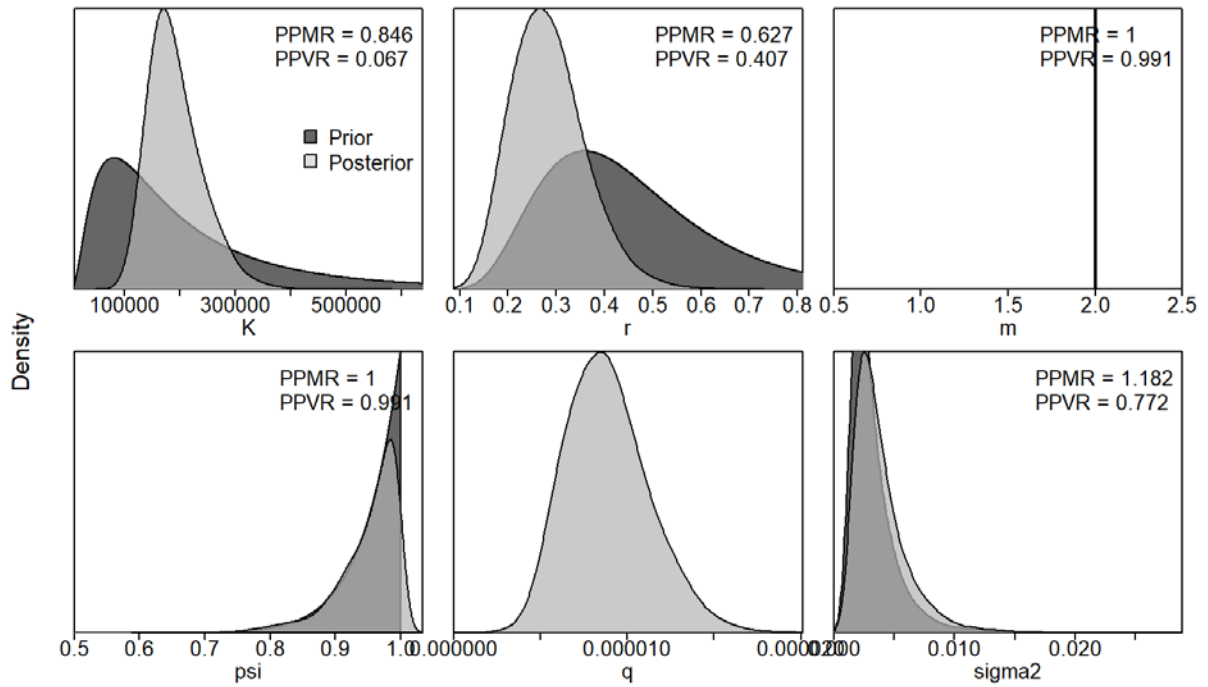


Figure 25. Prior and posterior distributions of various model and management parameters for the reference case model for the North Atlantic swordfish JABBA assessment. PPRM: Posterior to Prior Ratio of Means; PPVR: Posterior to Prior Ratio of Variances.

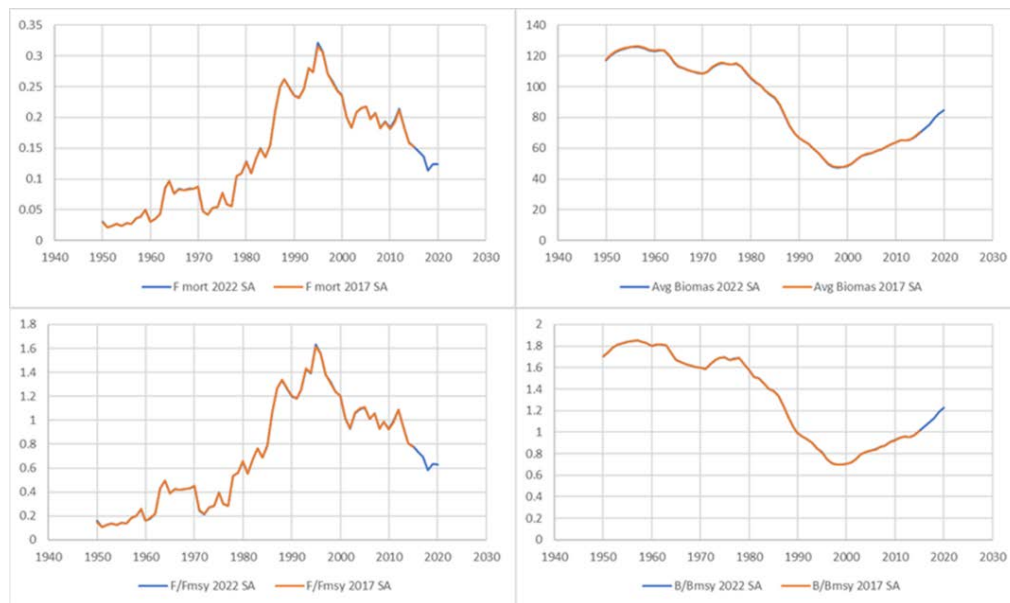


Figure 26. Comparison of the biomass and fishing mortality trends trajectories of the 2017 ASPIC base case (2017 SA) and the continuity case (2022 SA) when updating only the catch series (2016-2020) and using the 2017 Combined biomass index.



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.

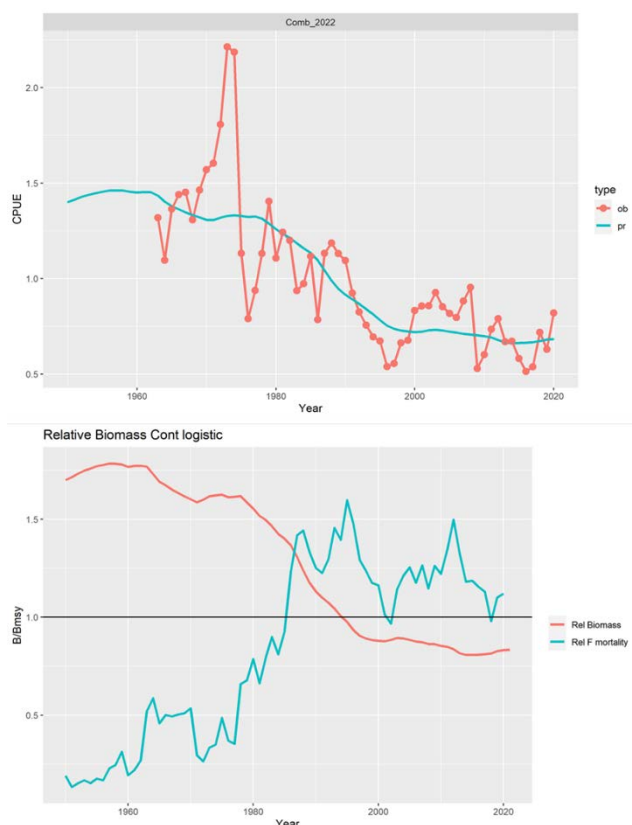


Figure 28. ASPIC continuity run with the 2022 combined index and catch series 1950 -2020. The top plot shows the fit to the index series (pr) and the index observed values (ob), and the bottom plot shows the relative biomass and fishing mortality trends estimated by the model.

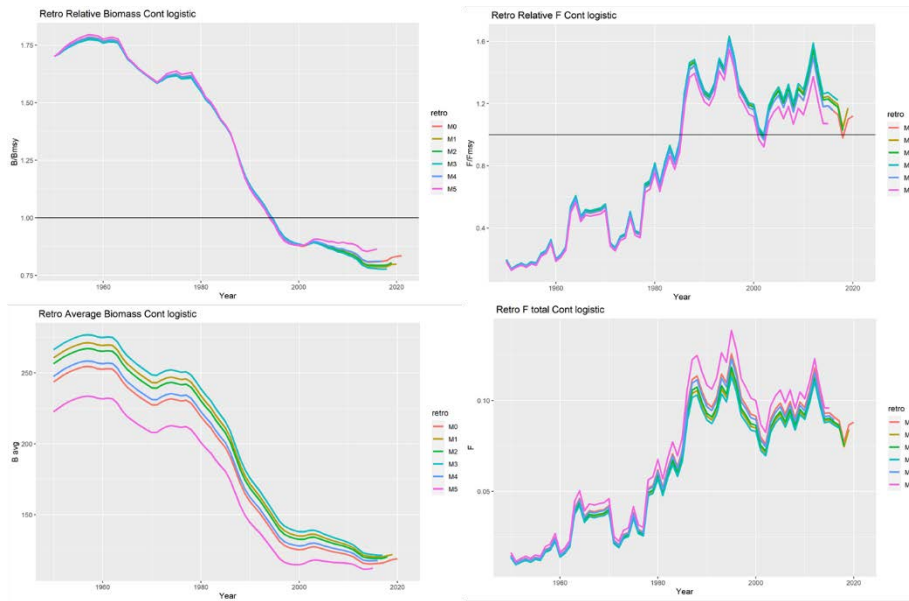


Figure 29. ASPIC continuity run: diagnostic plot. Five-year retrospective runs of the relative biomass and fishing mortality (top row) and absolute values (bottom row).

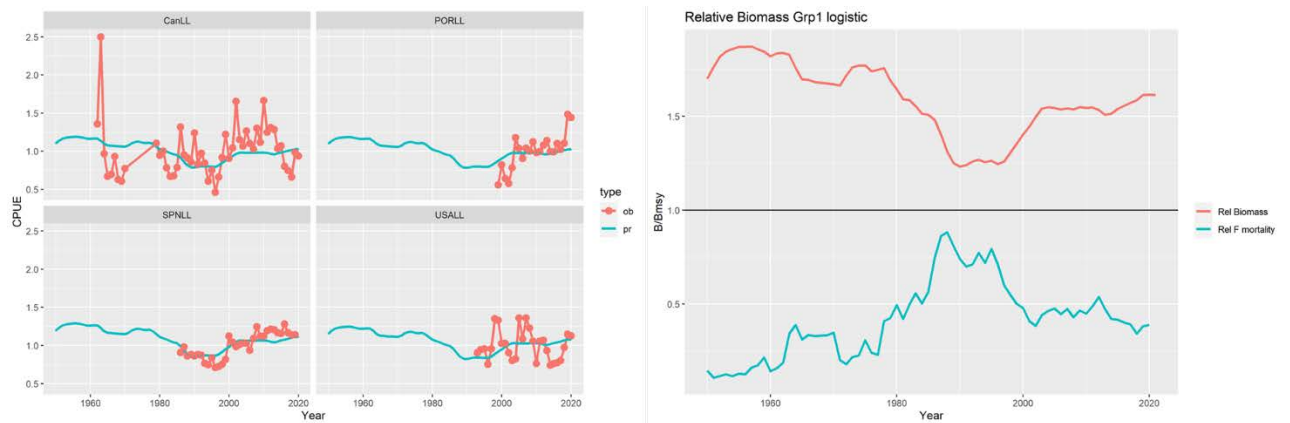


Figure 30. ASPIC group 1 indices run: left plot shows the fit to the indices of abundance and the right plot the relative biomass and fishing mortality trends.

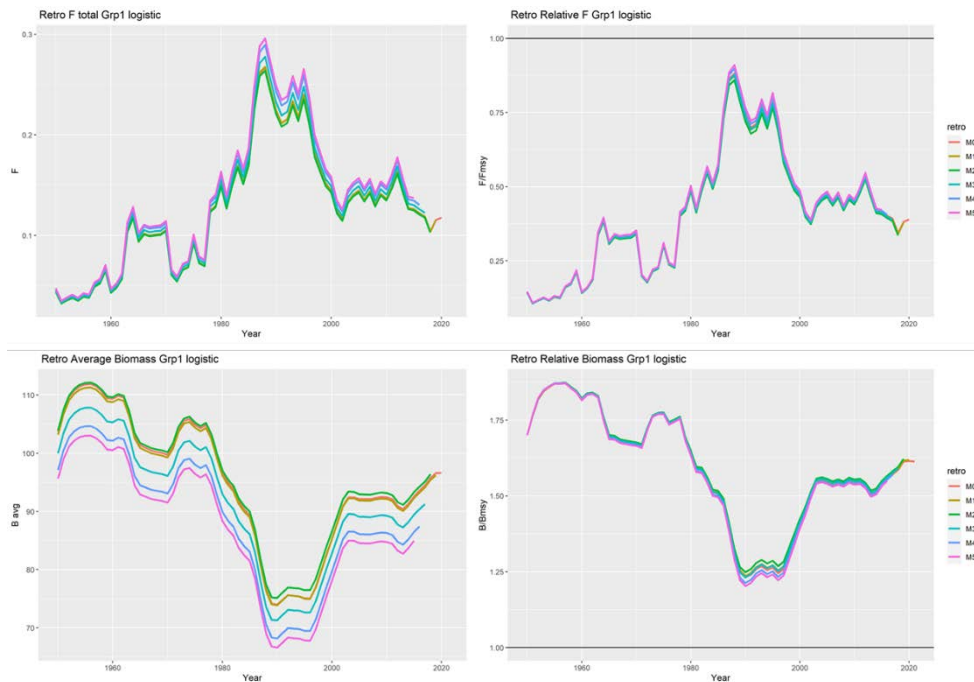


Figure 31. ASPIC group 1 indices run: diagnostic five-year retrospective run for the absolute (left column) and relative (right column) fishing mortality and biomass trends.

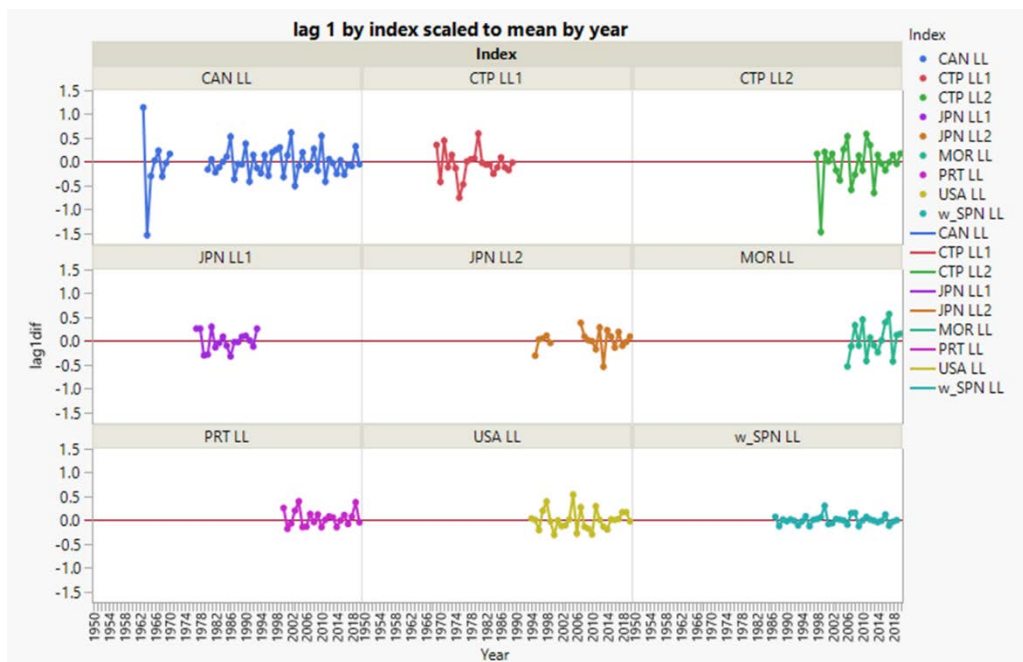


Figure 32. N-SWO indices of abundance lag 1-year analysis. Indices were scaled to their mean, large values (+, -) indicate a large variation of the relative stock biomass in one year.

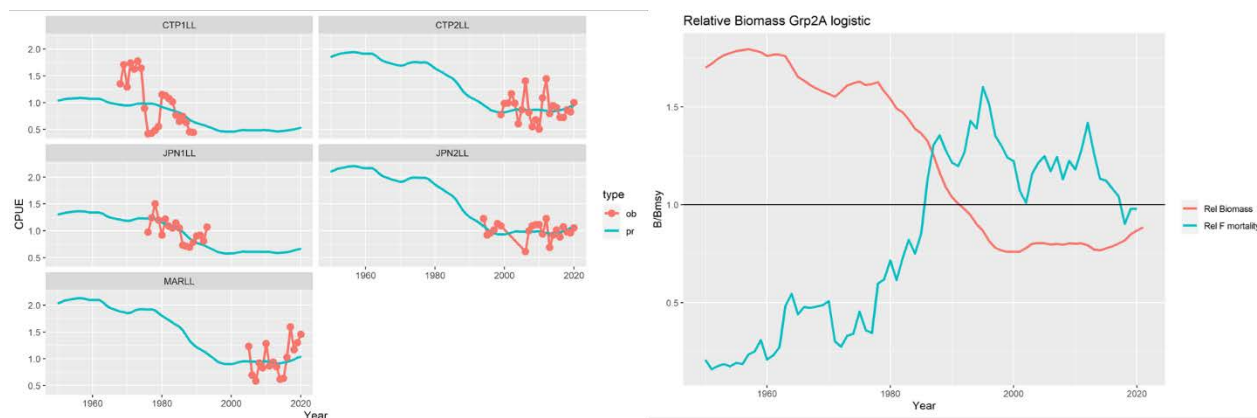


Figure 33. ASPIC group 2A indices run: left plot shows the fit to the indices of abundance and the right plot the relative biomass and fishing mortality trends.

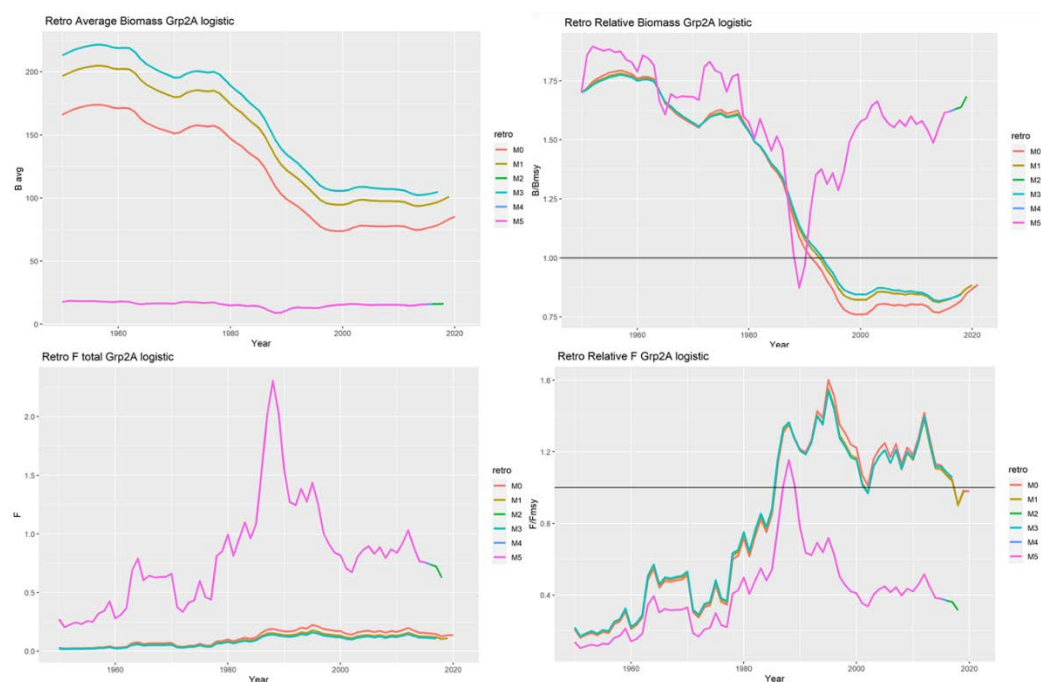


Figure 34. ASPIC group 2A indices run: diagnostic five-year retrospective run for the absolute (left column) and relative (right column) fishing mortality and biomass trends.



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.

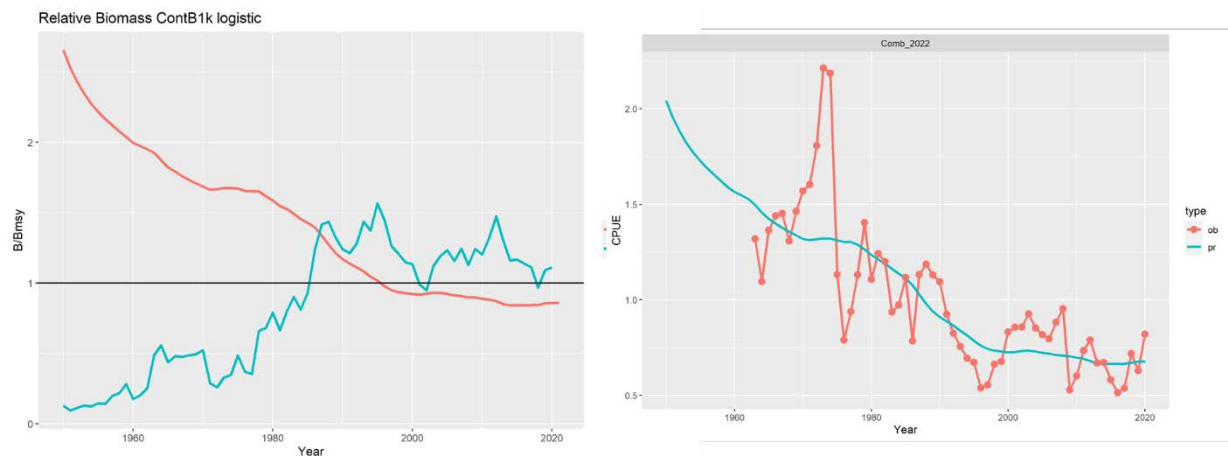


Figure 36. ASPIC fit 2022 combined biomass index and estimating B1/K parameter run: left plot shows the fit to the combined index of abundance and the right plot the relative biomass and fishing mortality trends.

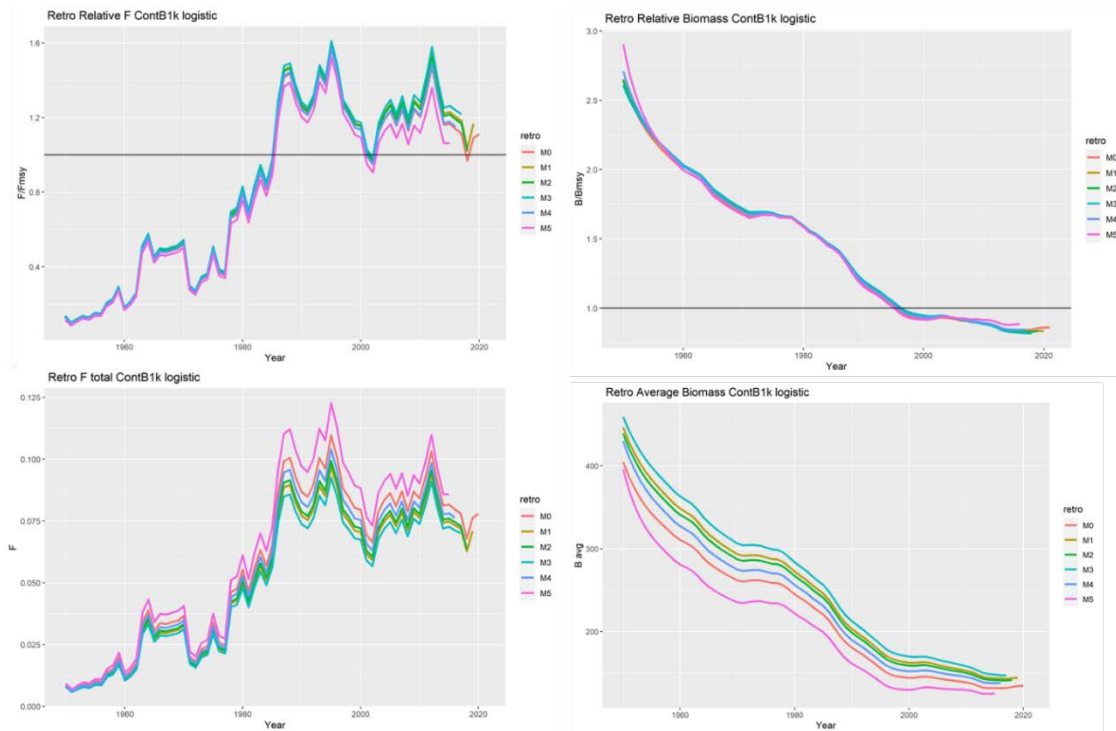


Figure 37. ASPIC fit 2022 combined biomass index and estimating B1/K parameter run: diagnostic five-year retrospective run for the relative (top row) and absolute (bottom row) fishing mortality and biomass trends.

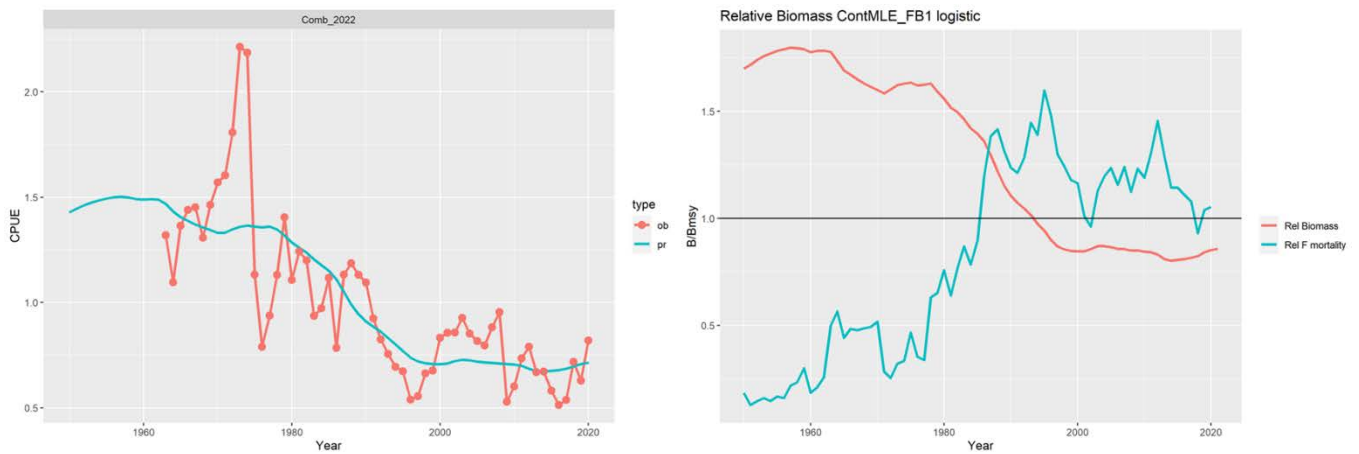


Figure 38. ASPIC fit 2022 combined biomass index with MLE estimation run: left plot shows the fit to the combined index of abundance and the right plot the relative biomass and fishing mortality trends.

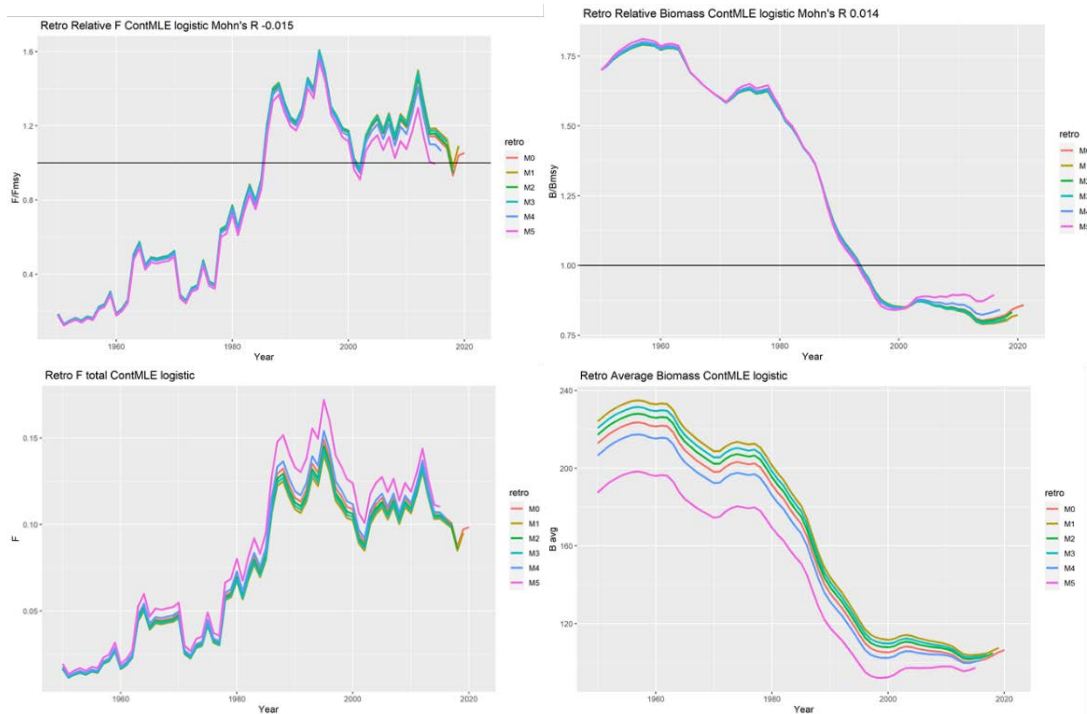


Figure 39. ASPIC fit 2022 combined biomass index with MLE estimation run: diagnostic five-year retrospective run for the relative (top row) and absolute (bottom row) fishing mortality and biomass trends

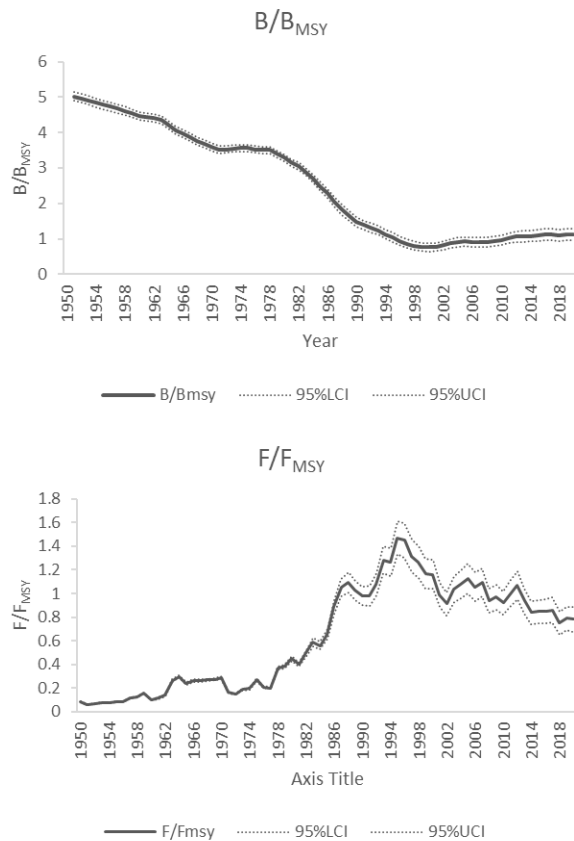


Figure 40. Stock Status (B/B_{MSY} and F/F_{MSY}) trajectories for the updated SS3 stock assessment for the North Atlantic Swordfish.

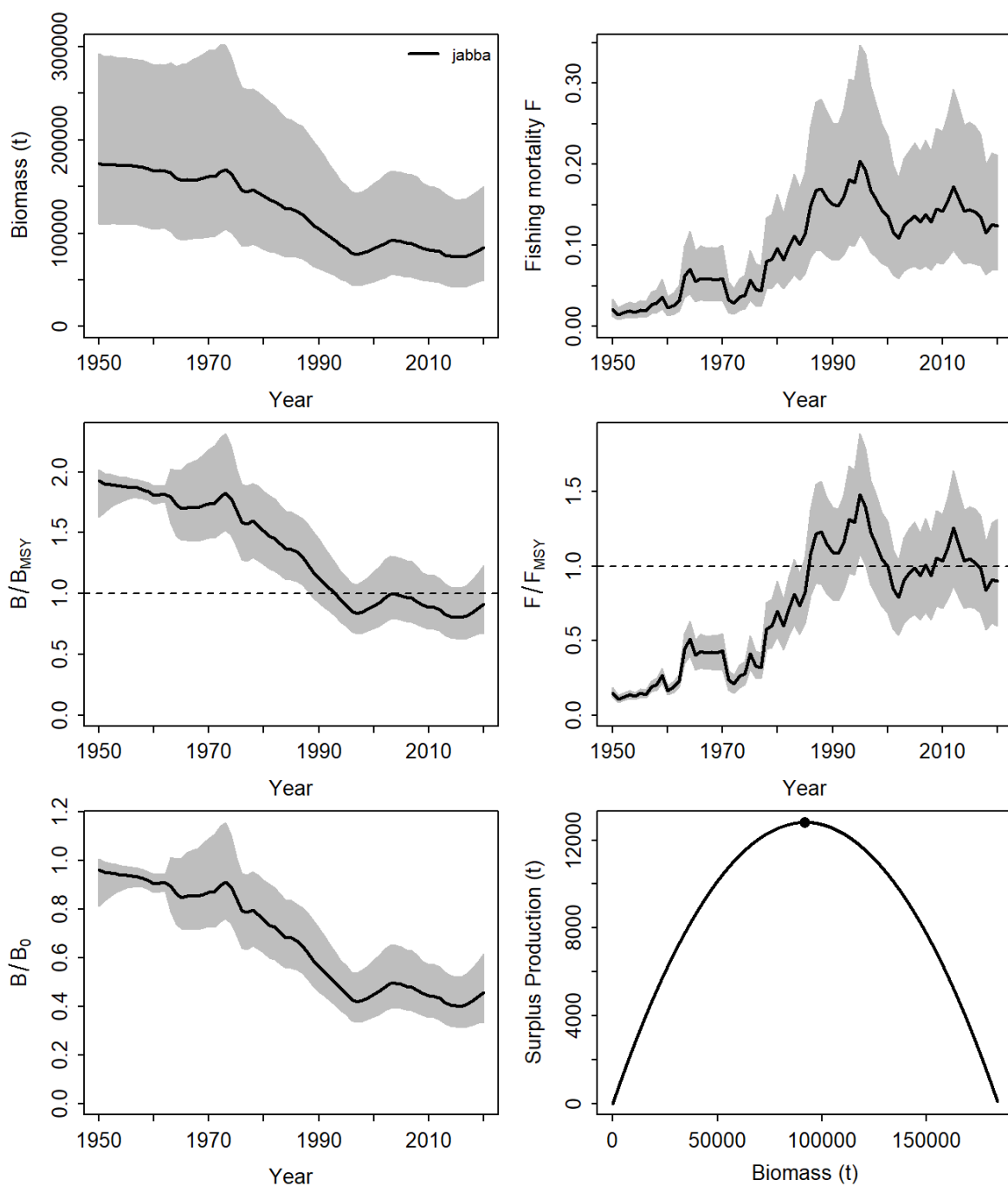


Figure 41. Biomass and fishing mortality (upper panels), biomass relative to B_{MSY} (B/B_{MSY}) and fishing mortality relative to F_{MSY} (F/F_{MSY}) (middle panels), and biomass relative to K (B/K) and surplus production curve (bottom panels) for the JABBA reference case model for North Atlantic swordfish.

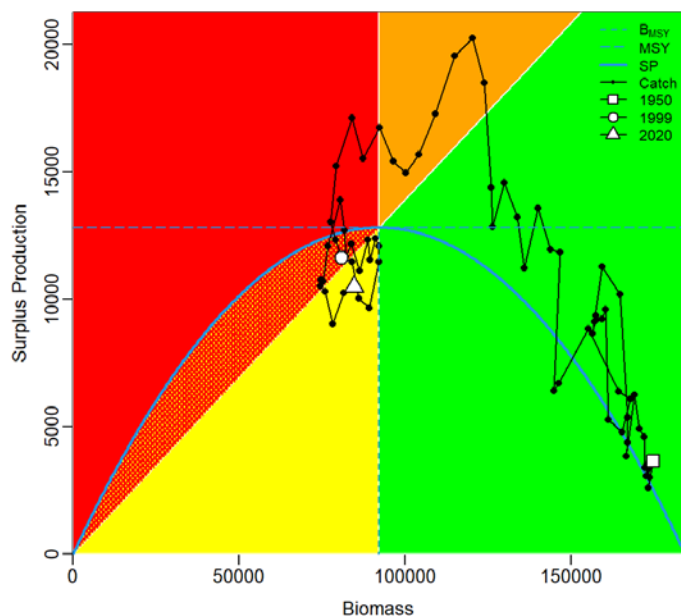


Figure 42. JABBA Kobe phase plot for the reference case showing trajectories of the catches in relation to B_{MSY} and MSY for the North Atlantic swordfish.

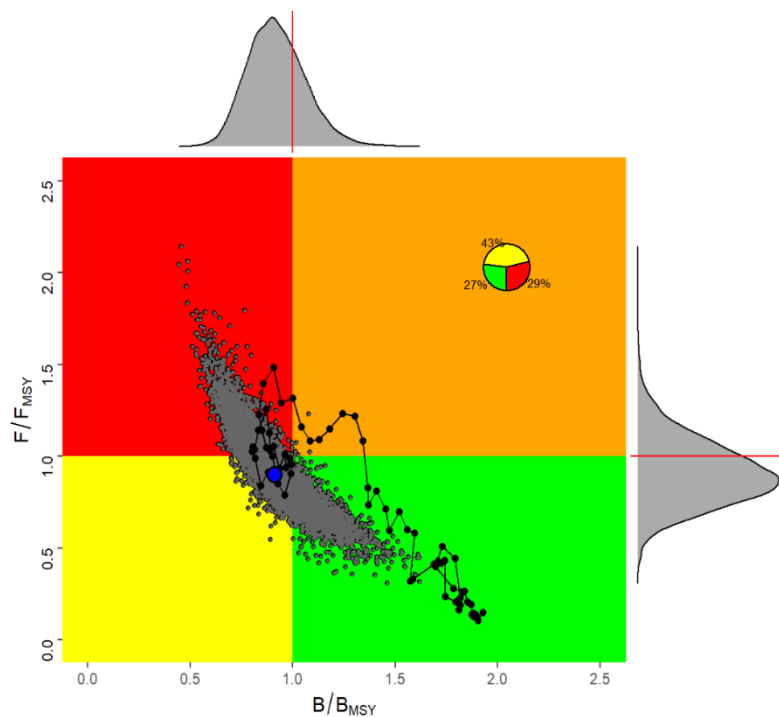


Figure 43. Kobe plot showing estimated trajectories (1950-2020) of B/B_{MSY} and F/F_{MSY} for the JABBA reference case model for the North Atlantic swordfish assessment. The probability of terminal year points falling within each quadrant is indicated in the pie chart.

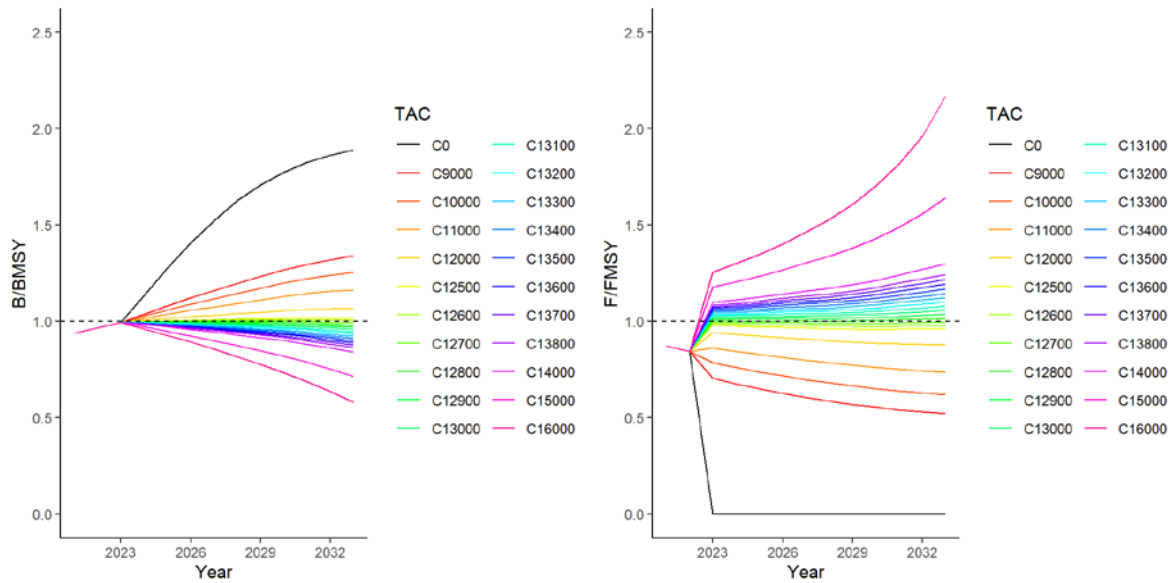


Figure 44. Projections for B/B_{MSY} and F/F_{MSY} based on the JABBA reference case model for North Atlantic swordfish for various levels of future catch ranging from 9,000 – 16,000 tons, including a zero-catch scenario. The initial catch for the years 2021-2022 were set to 10,476 t, which is the catch 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} .

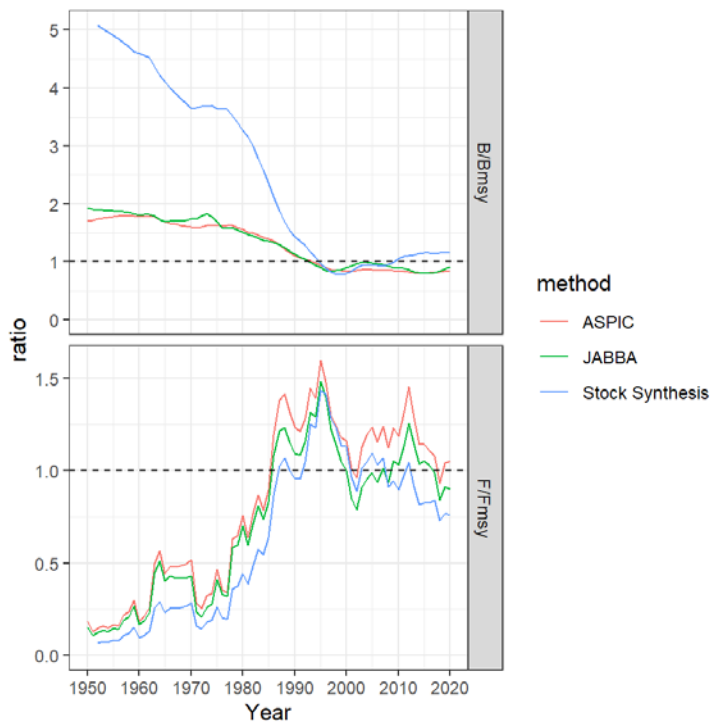


Figure 45. Trajectories of B/B_{MSY} (top panel) and F/F_{MSY} (bottom panel) using Stock Synthesis (blue), ASPIC (red) and JABBA (green).

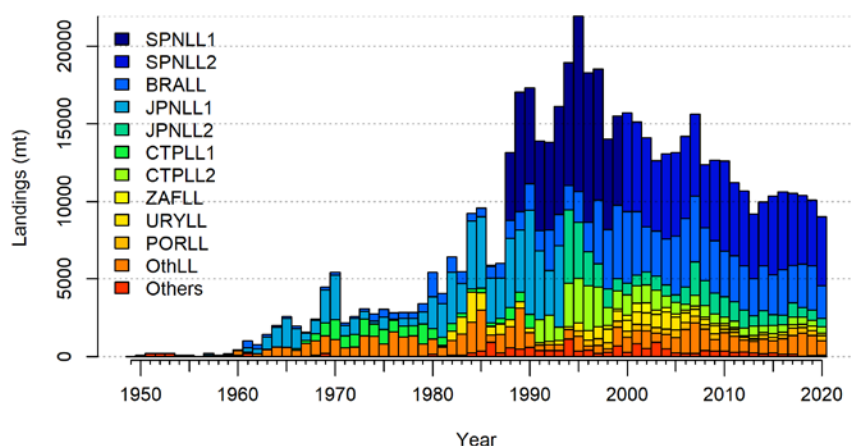


Figure 46. Catch (t) by fleet for South Atlantic swordfish.

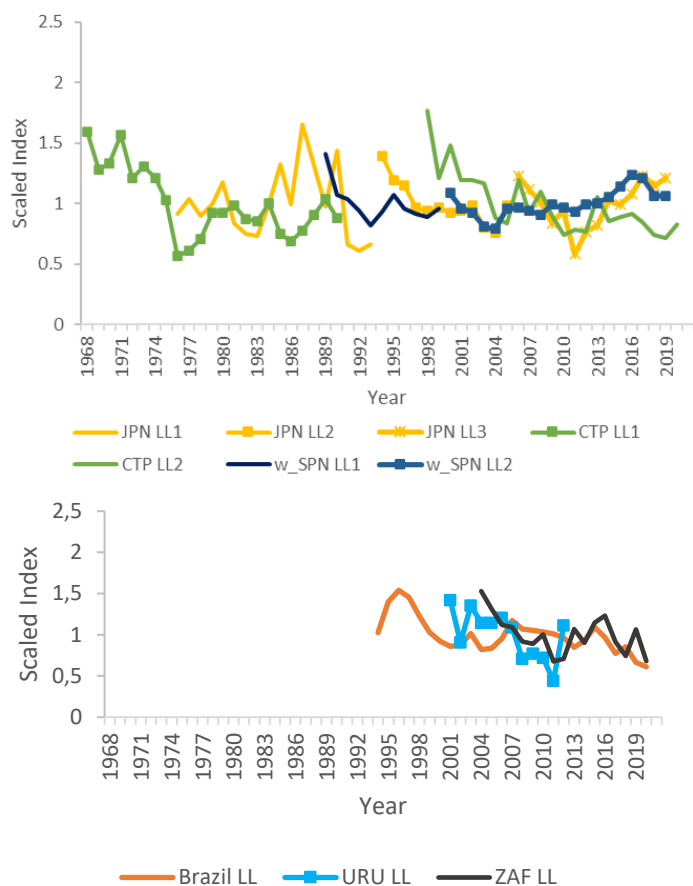


Figure 47. Normalized CPUE indices used in the reference case model for South Atlantic swordfish. Indices that were split (JPN, EU-SPN and CTP) are shown on the top, and the rest (BRA, URU and ZAF) are shown at the bottom.

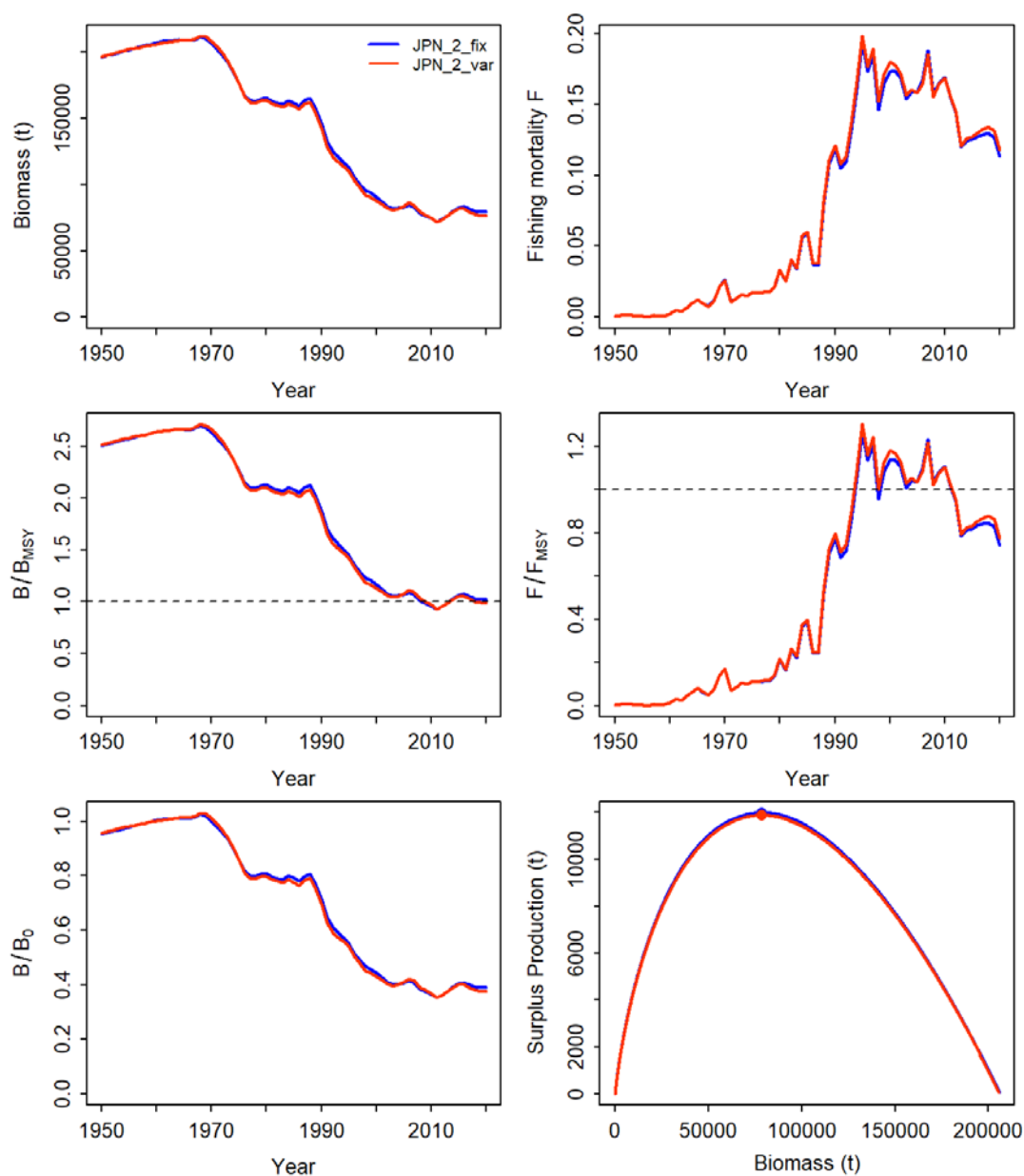
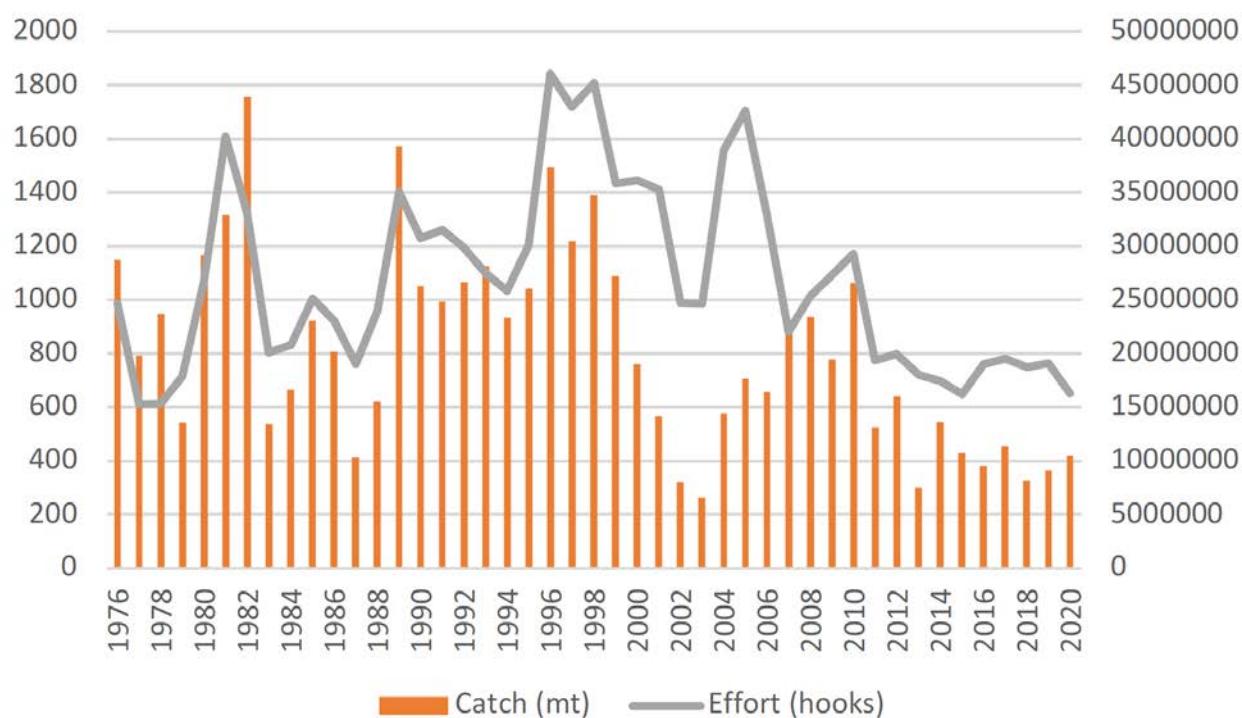


Figure 48. An additional run was suggested by weighting all indices with their coefficient variance to account for recent uncertainties.

North Atlantic



South Atlantic

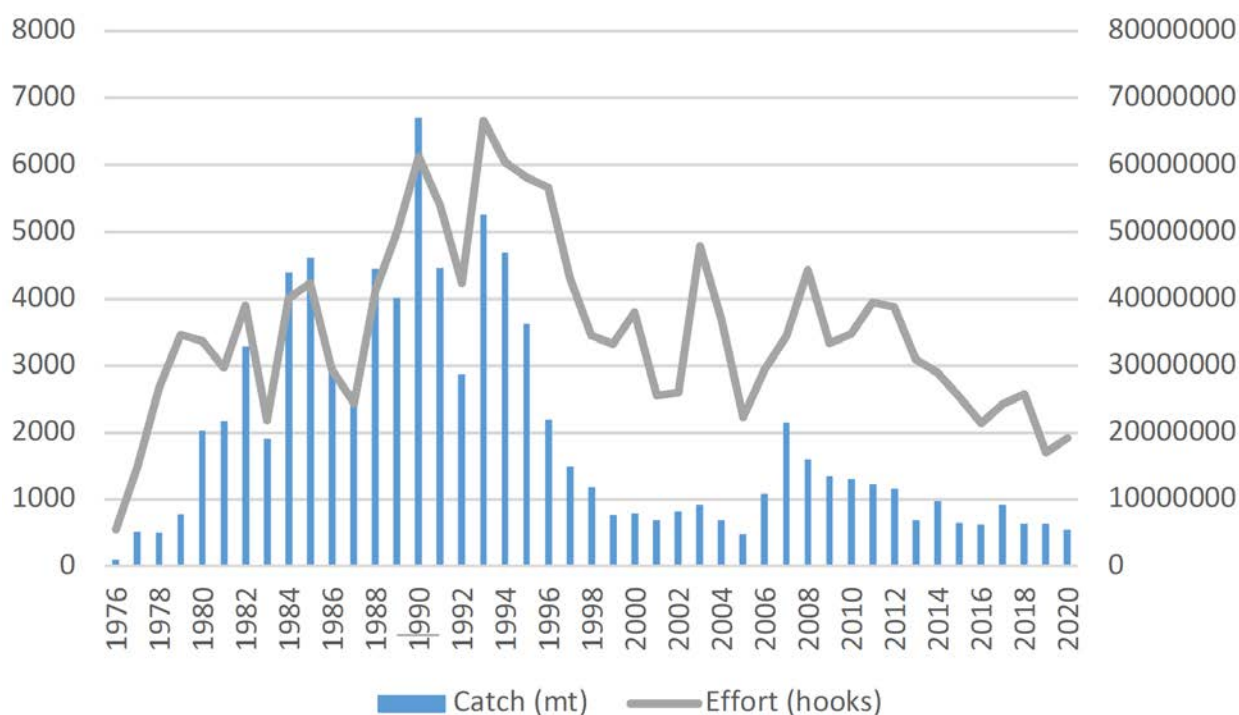


Figure 49. Nominal catch and effort by the Japan longline fleets in the North (top) and South (bottom) Atlantic.

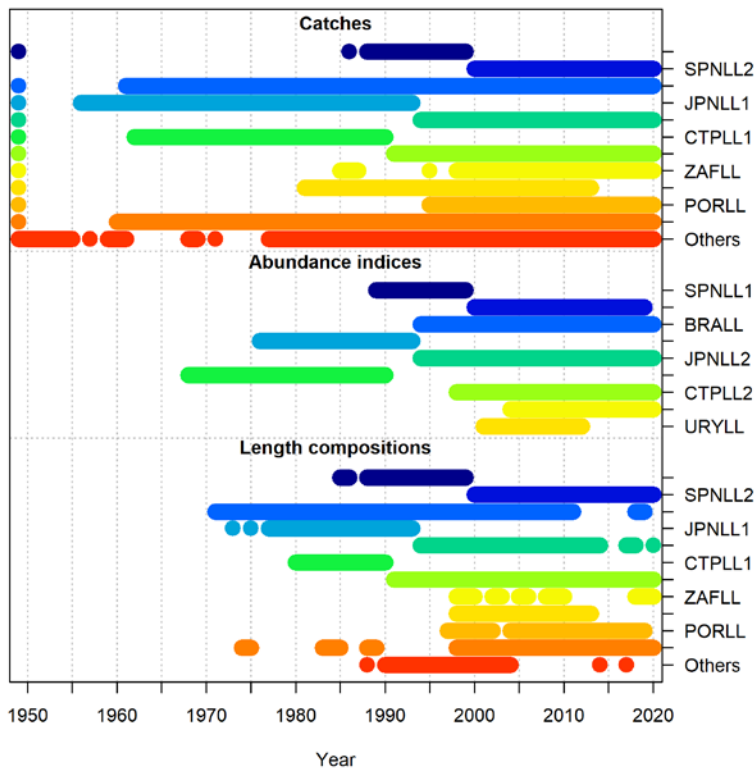


Figure 50. Summary of data available by year for southern swordfish for the SS model.

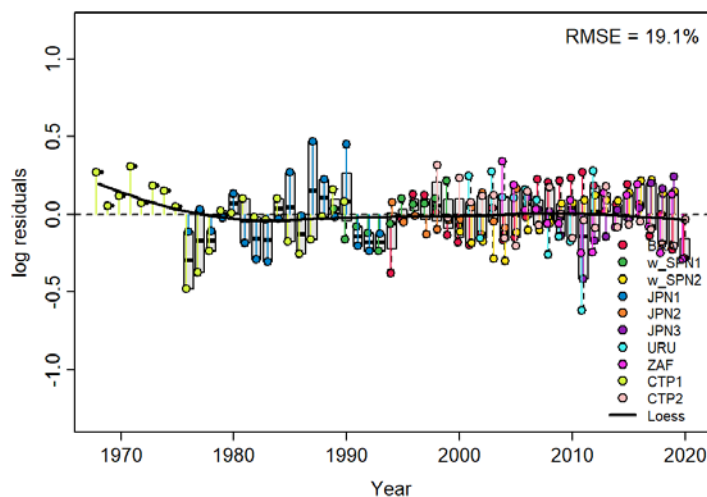


Figure 51. Residual diagnostic plots of CPUE indices for the South Atlantic swordfish JABBA reference case model. Boxplots indicate the median and quantiles of all residuals available for any given year, and solid black lines indicate a Loess smoother through all residuals.

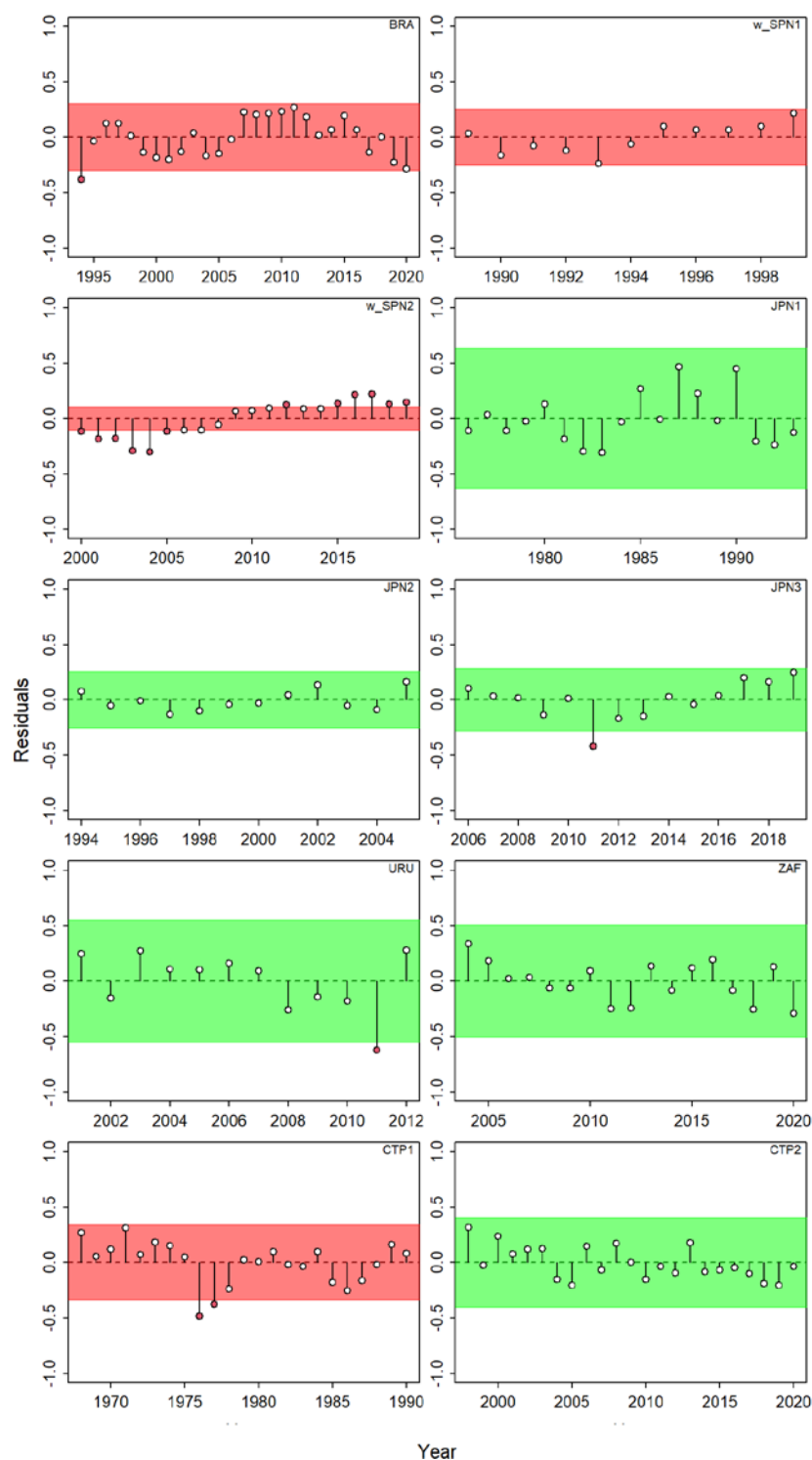


Figure 52. Runs tests to evaluate the randomness of the time series of CPUE residuals by fleet for the reference case model for the South Atlantic swordfish JABBA assessment. Green panels indicate no evidence of lack of randomness of time-series residuals ($p>0.05$) while red panels indicate possible 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 (3x sigma rule).

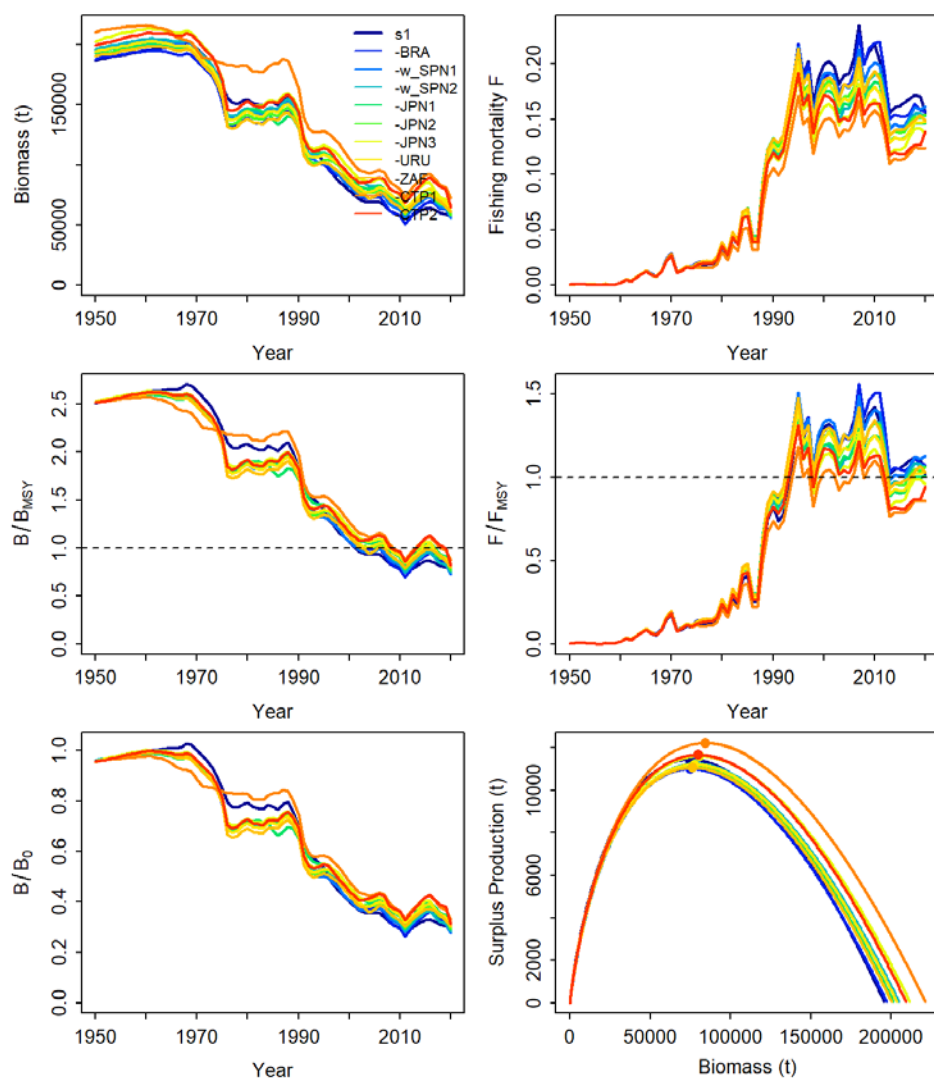


Figure 53. Jackknife index analysis performed to the reference case JABBA model of the South Atlantic swordfish assessment, by removing one CPUE fleet at a time and predicting the trends in biomass and fishing mortality (upper panels), biomass relative to B_{MSY} (B/B_{MSY}) and fishing mortality relative to F_{MSY} (F/F_{MSY}) (middle panels) and biomass relative to K (B/K) and surplus production curve (bottom panels).

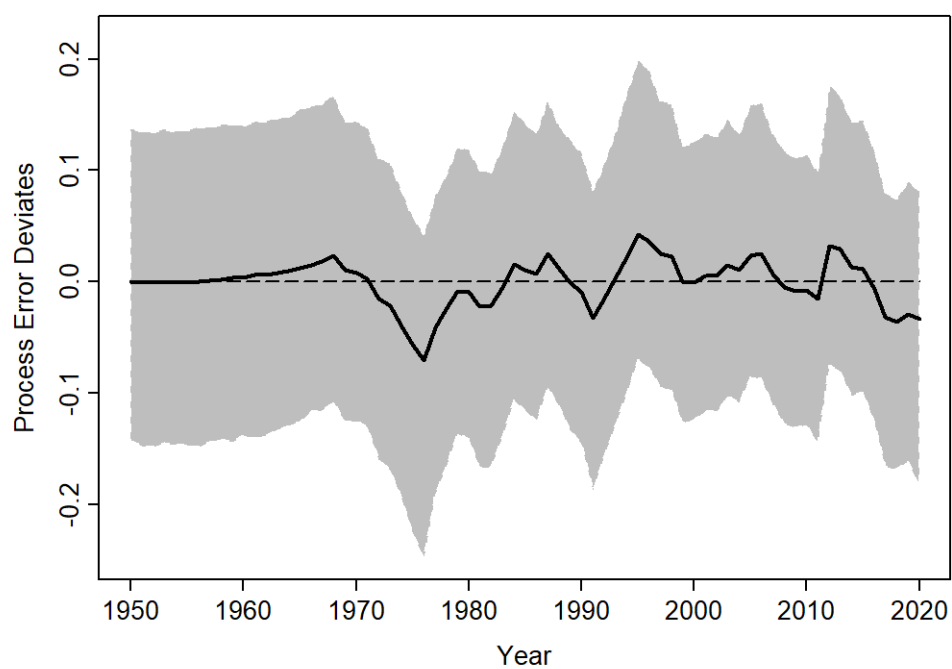


Figure 54. Process error deviates (median: solid line) from the reference case model for the South Atlantic swordfish JABBA assessment. Shaded grey area indicates 95% credibility intervals.

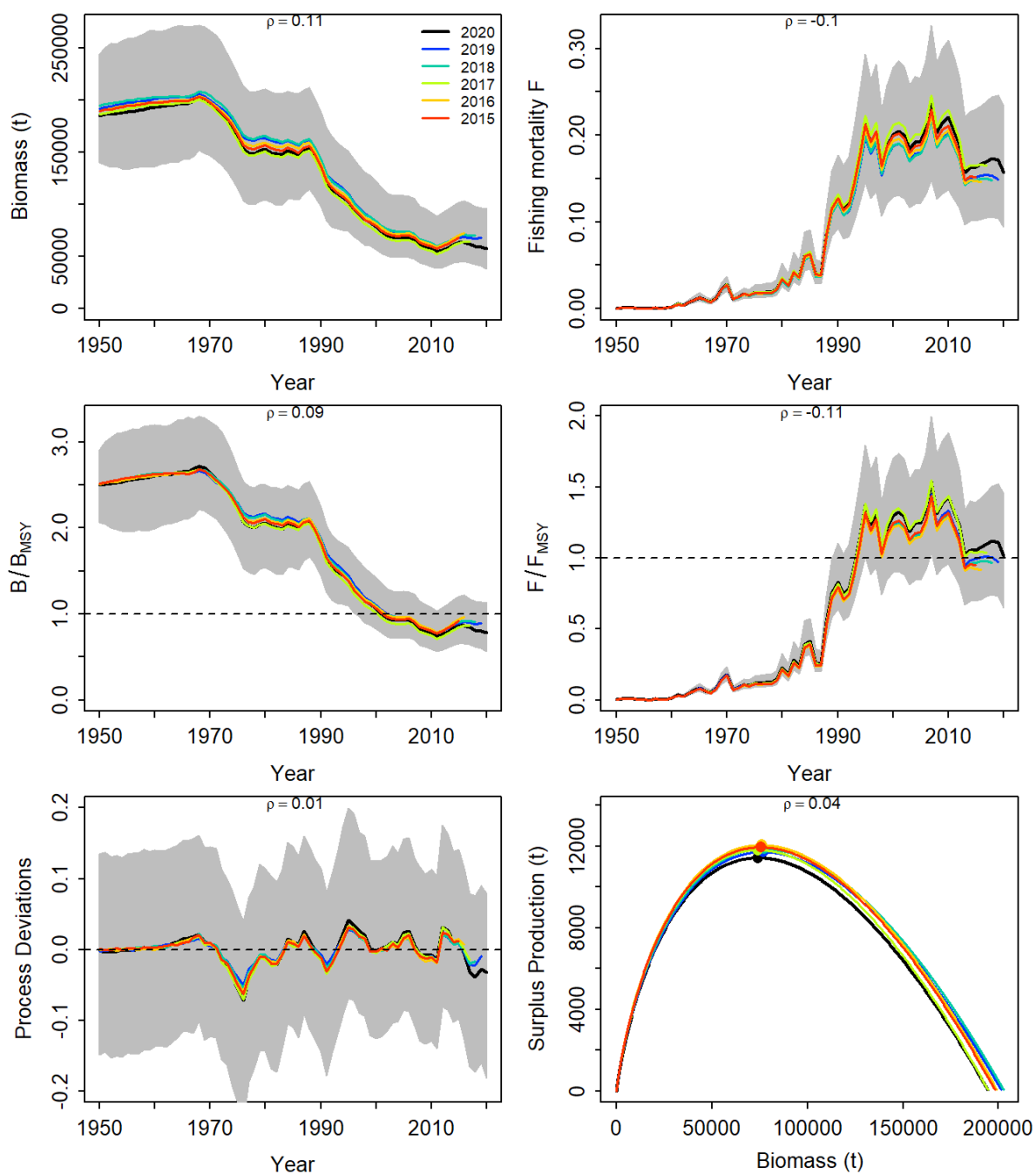


Figure 55. Retrospective analysis performed to the reference case model of the South Atlantic swordfish assessment, by removing one year at a time sequentially ($n=5$) and predicting the trends in biomass and fishing mortality (upper panels), biomass relative to B_{MSY} (B/B_{MSY}) and fishing mortality relative to F_{MSY} (F/F_{MSY}) (middle panels) and biomass relative to K (B/K) and surplus production curve (bottom panels).

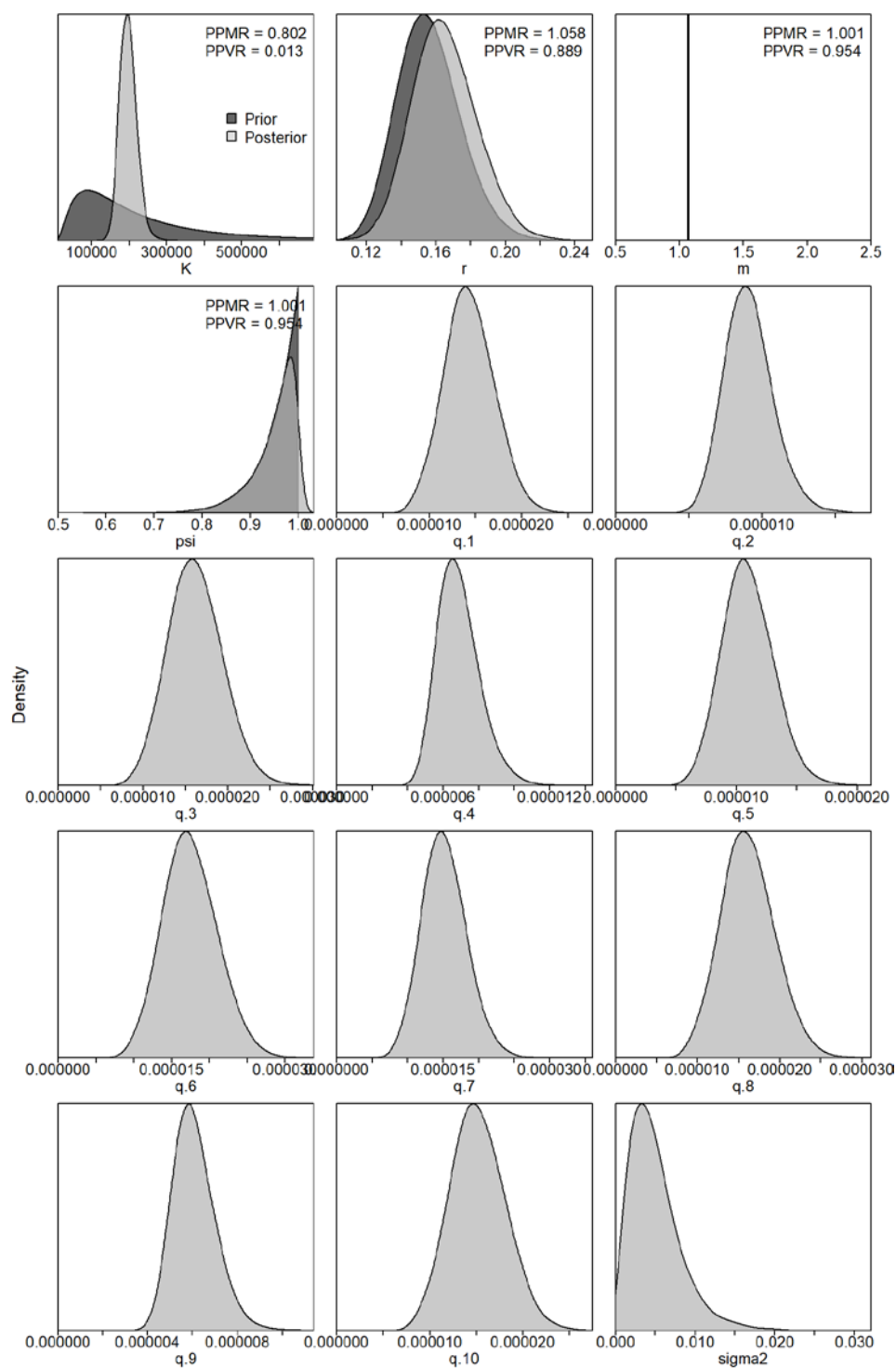


Figure 56. Prior and posterior distributions of various model and management parameters for the reference case model for the South Atlantic swordfish JABBA assessment. PPMR: Posterior to Prior Ratio of Means; PPVR: Posterior to Prior Ratio of Variances.

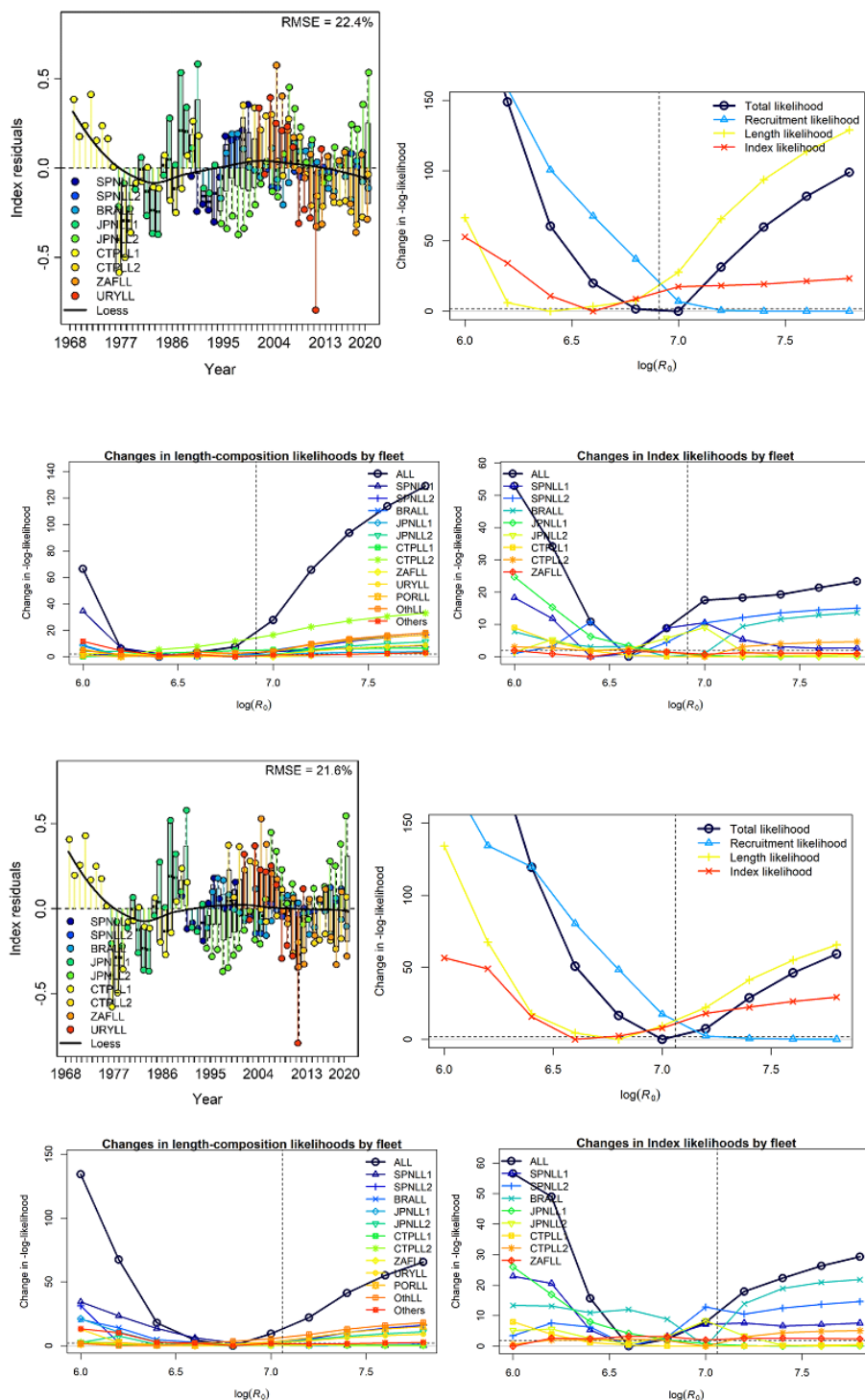


Figure 57. Joint residuals plot for the index fits and likelihood profiles for R_0 for the South Atlantic swordfish SS3 models. Upper panels ("Sel_Asym_model"): Lower panels ("Sel_DN model").

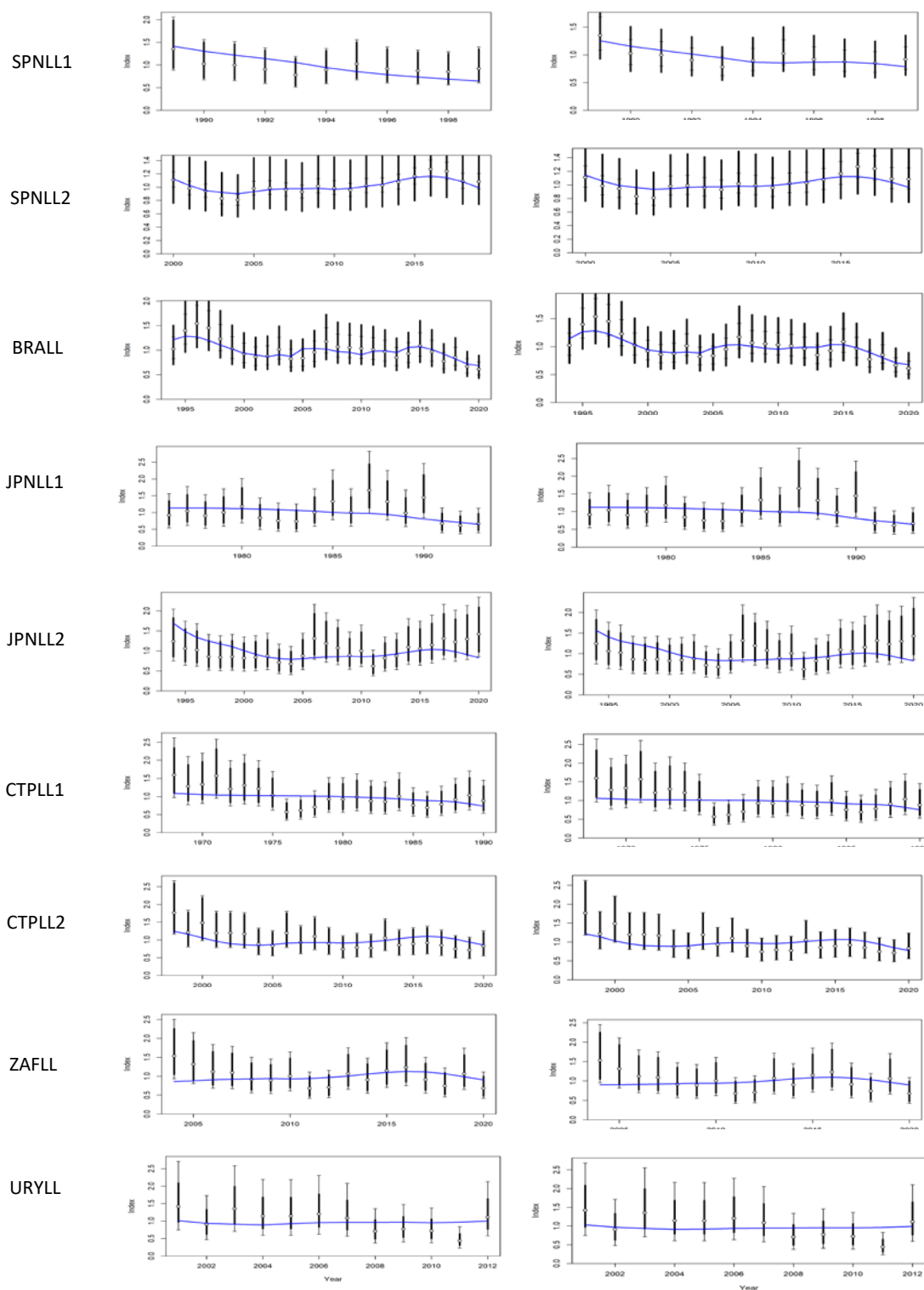


Figure 58. CPUE fits for each fleet for the South Atlantic swordfish SS3 models. Left panels ("Sel_Asym_model"); Right panels ("Sel_DN model").

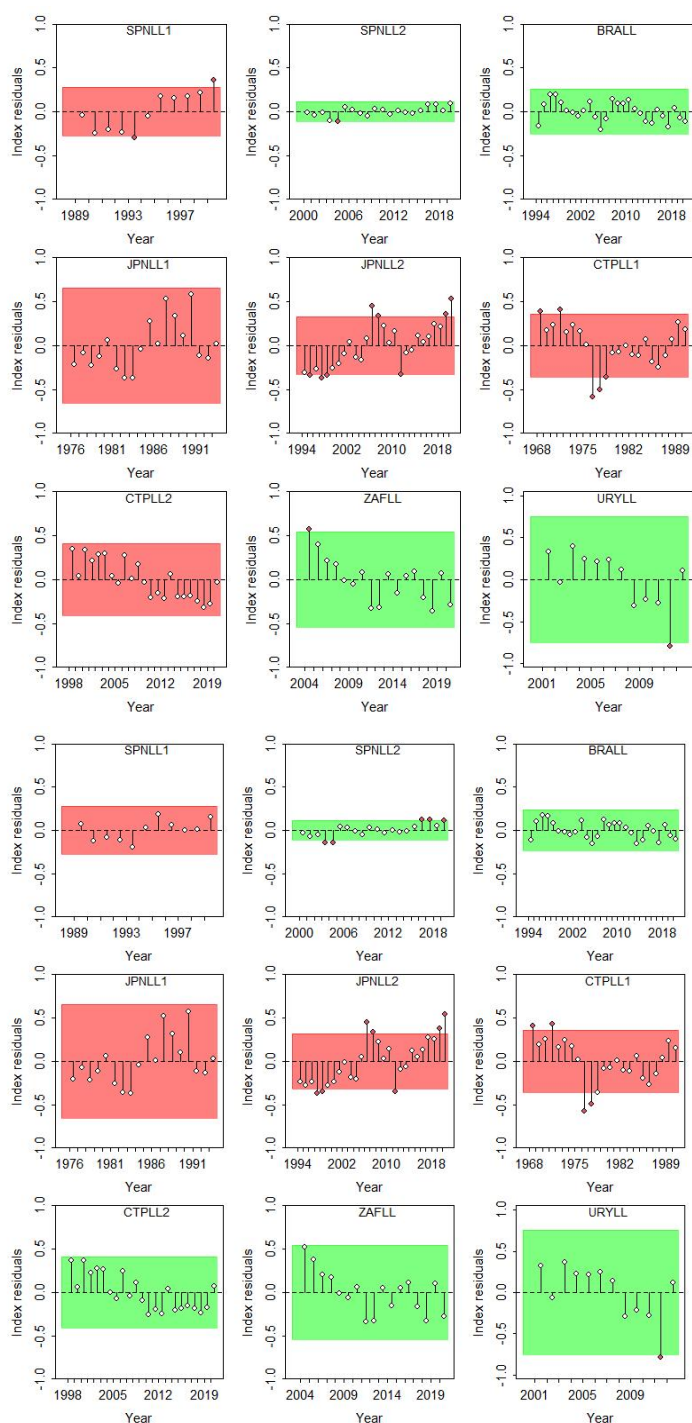


Figure 59. Runs tests to quantitatively evaluate the randomness of the time series of CPUE residuals by fleet for the SS3 models. Green panels indicate no evidence of lack of randomness of time-series residuals ($p > 0.05$) while red panels indicate the opposite. The inner shaded area shows three standard errors from the overall mean and red circles identify a specific year with residuals greater than this threshold value (3x sigma rule). Upper panels (“Sel_Asym_model”): Lower panels (“Sel_DN model”).

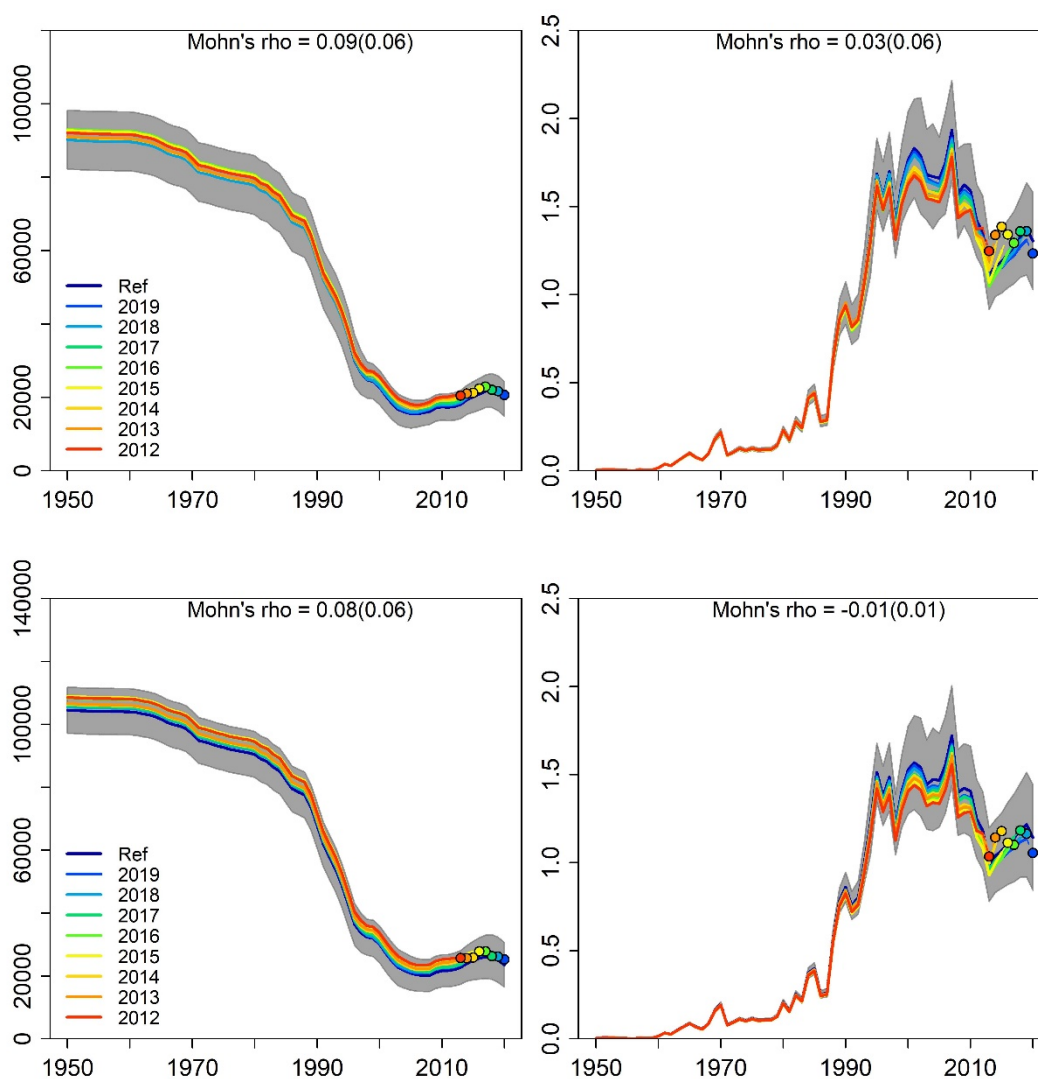


Figure 60. Retrospective analysis for the South Atlantic swordfish SS3 model (Sel_Asym_model – upper panels and Sel_DN model – lower panels), by removing one year at a time sequentially ($n=8$) and predicting the trends in biomass and relative fishing mortality.

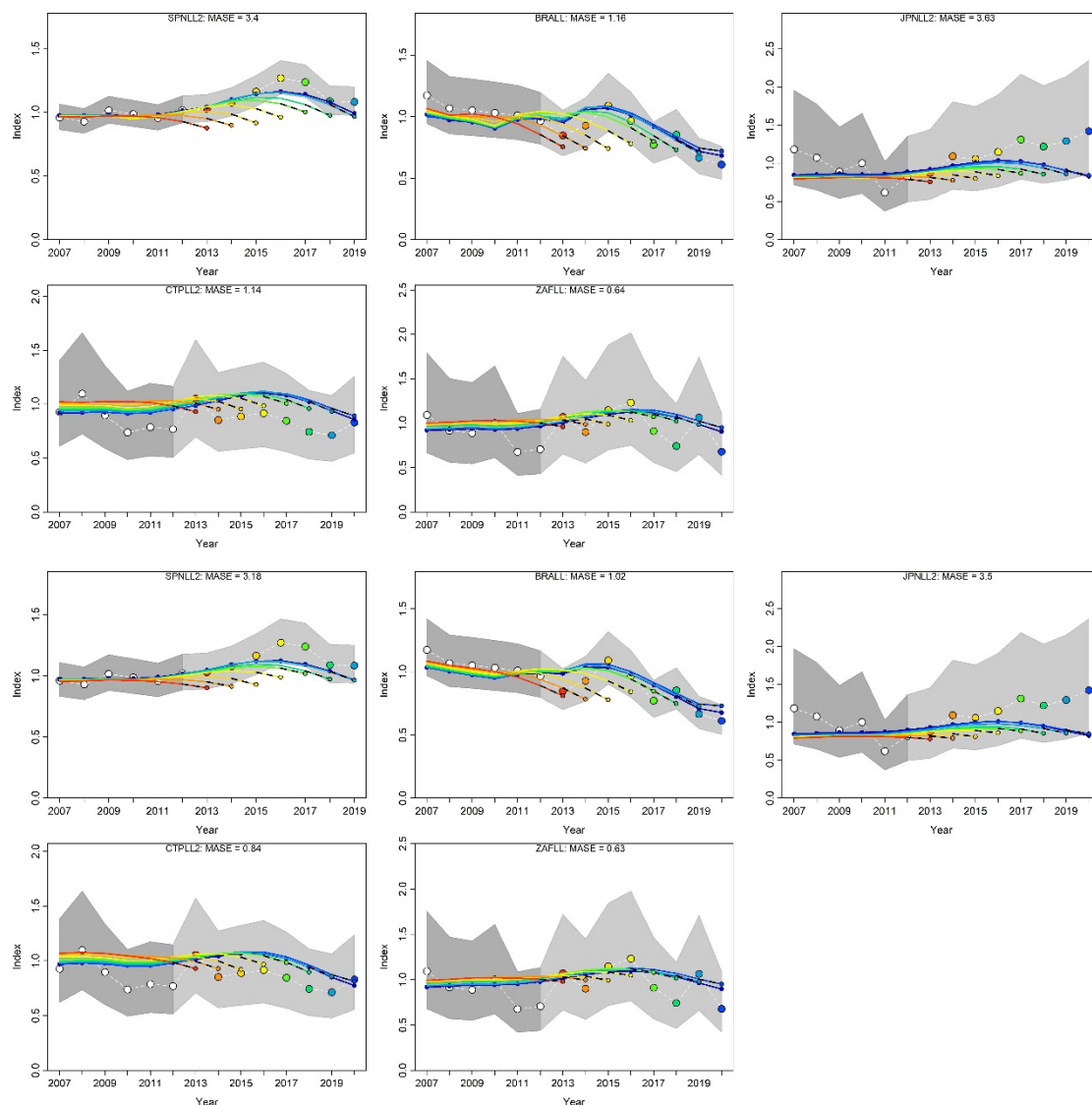


Figure 61. Hindcasting cross-validation results for the two SS3 models for the South Atlantic swordfish (Sel_Asym_model: – upper panels and Sel_DN model – lower panels), showing one-year-ahead forecasts of CPUE values (2013-2020), performed with eight hindcast model runs relative to the expected CPUE. 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).

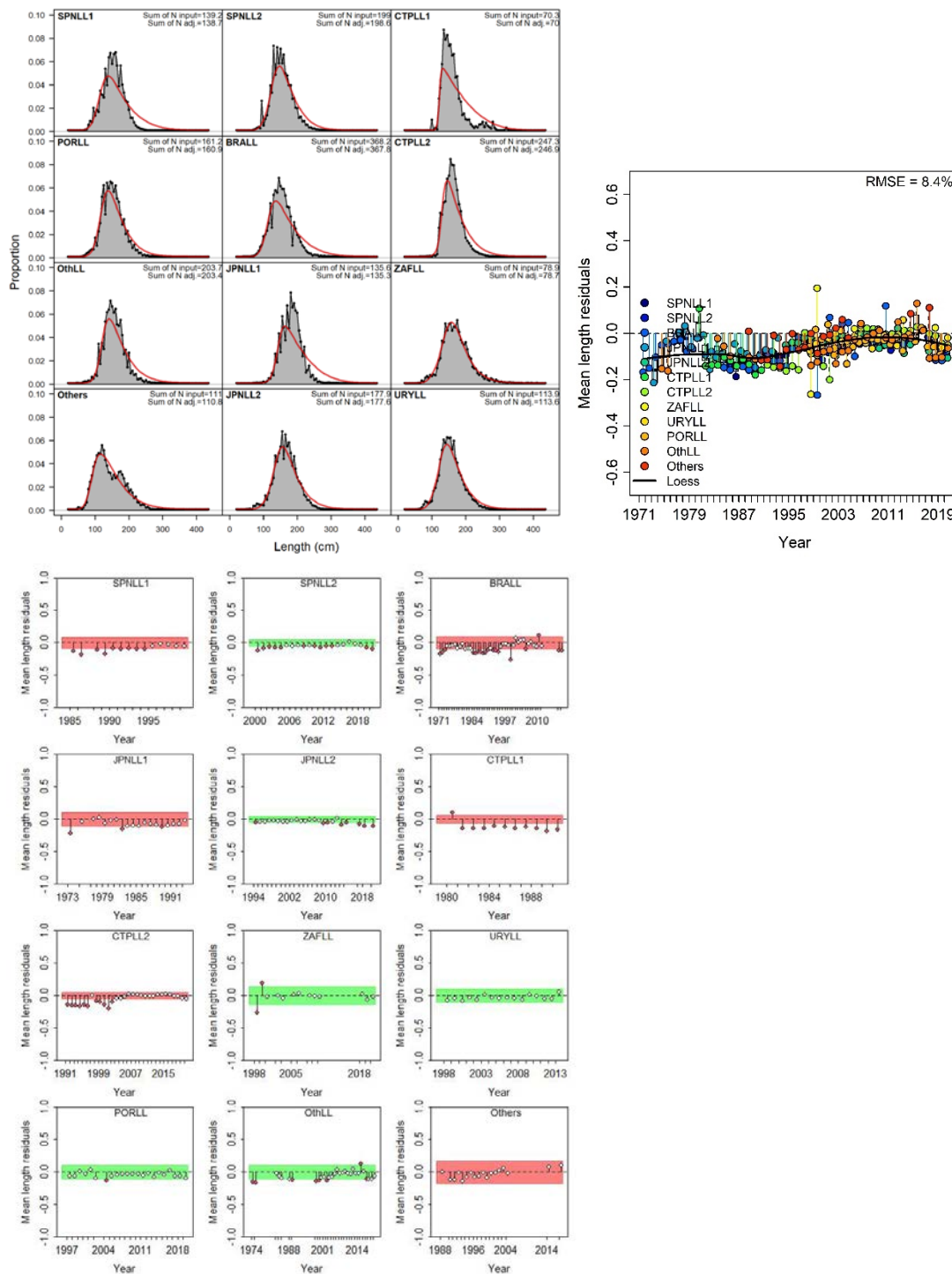


Figure 62. Model fits to the aggregated length compositions for each fleet (upper left panels), joint residuals plot for the length composition fits (upper right panel) and runs tests to length composition fits (lower panels) for the South Atlantic swordfish SS3 ("Sel_Asym_model"). Green panels indicate 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 (3x sigma rule).

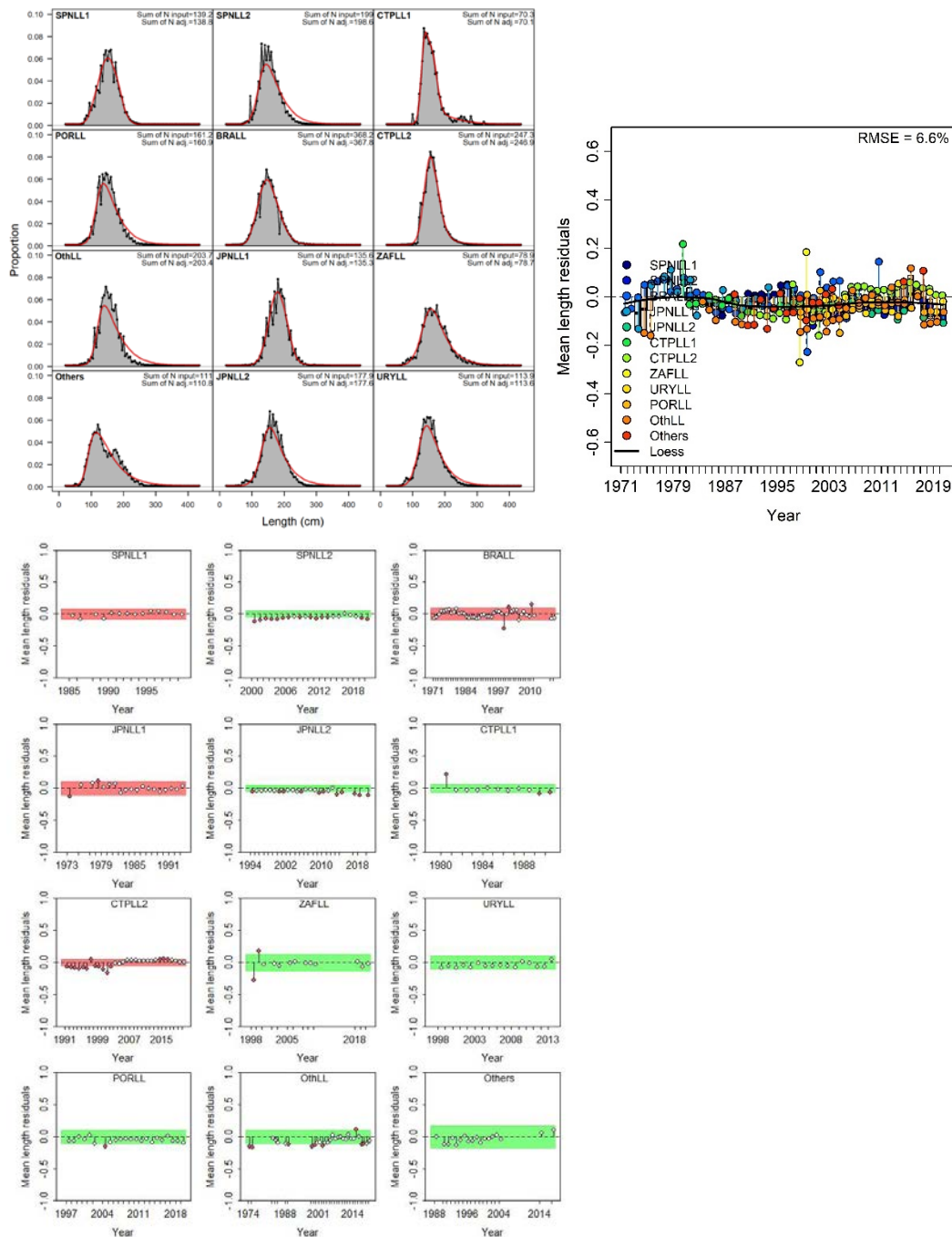


Figure 63. Model fits to the aggregated length compositions for each fleet (upper left panels), joint residuals plot for the length composition fits (upper right panel) and runs tests to length composition fits (lower panels) for the South Atlantic swordfish SS3 ("Sel_DN model"). Green panels indicate 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 ($3 \times \text{sigma rule}$).

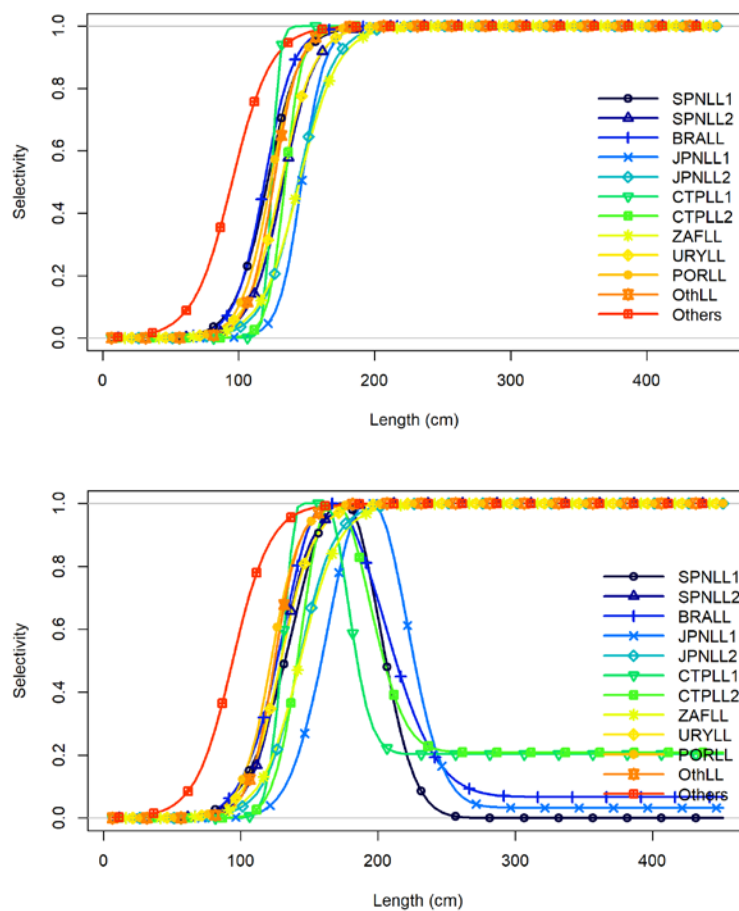


Figure 64. Selectivities at length shapes for the “Sel_Asym_model” (upper panel) and alternative model (Sel_DN model; lower panel).

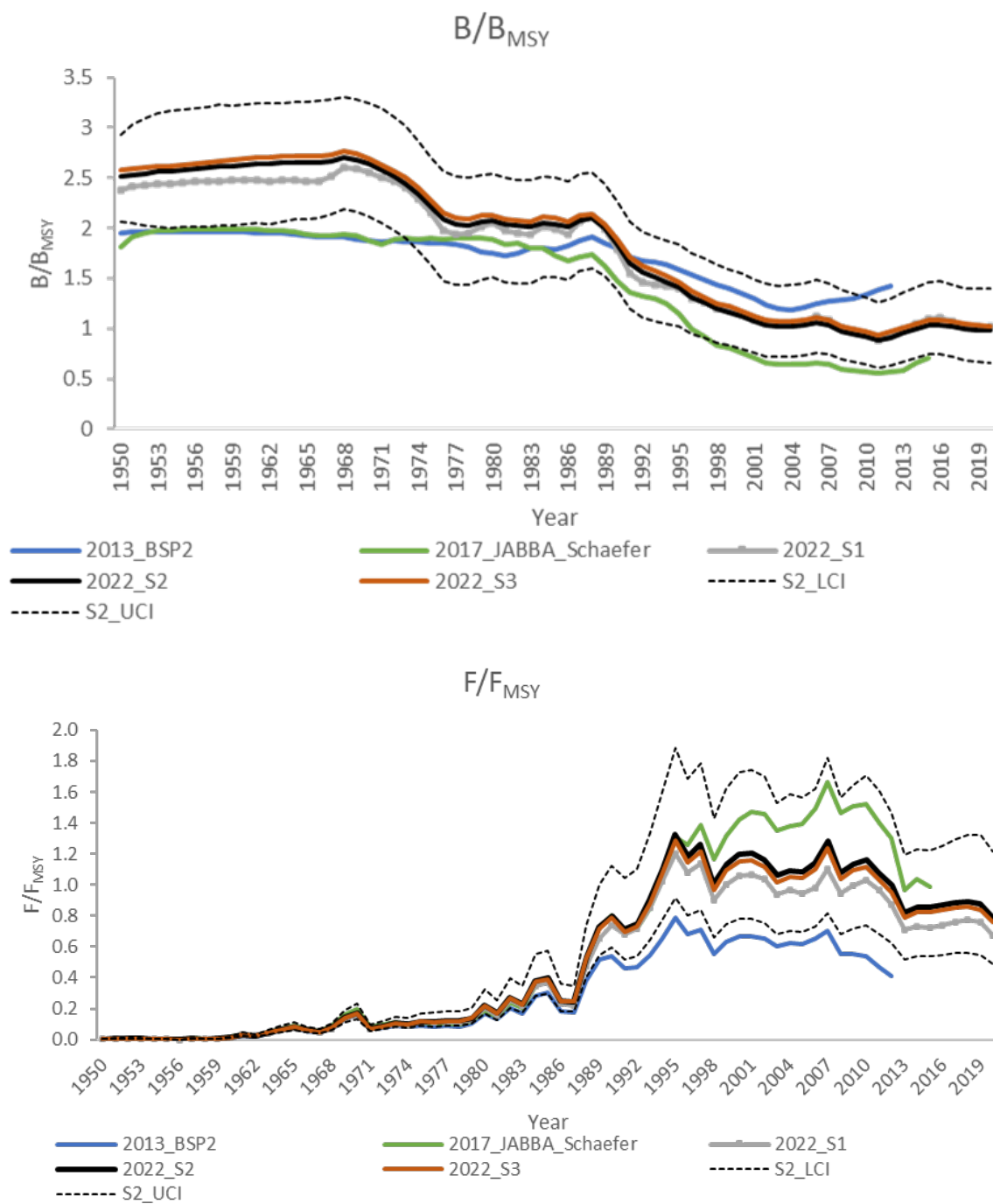


Figure 65. Comparisons of B/B_{MSY} and F/F_{MSY} estimated in the 2013, 2017, and 2022 stock assessments models (S1 – S3, not including SS models) for the South Atlantic swordfish stock.

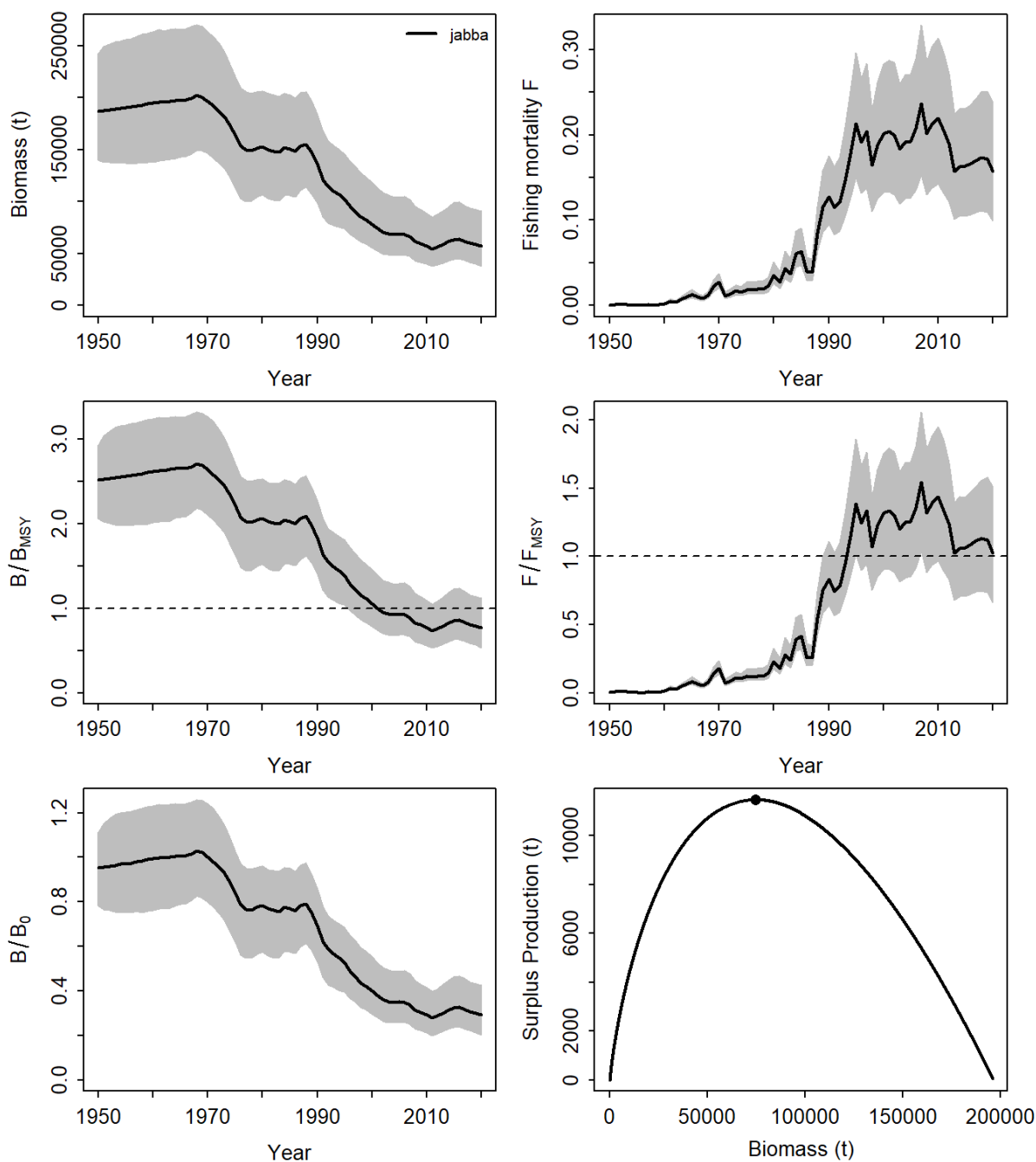


Figure 66. Biomass and fishing mortality (upper panels), biomass relative to B_{MSY} (B/B_{MSY}) and fishing mortality relative to F_{MSY} (F/F_{MSY}) (middle panels), and biomass relative to K (B/K) and surplus production curve (bottom panels) for the JABBA reference case model for South Atlantic swordfish.

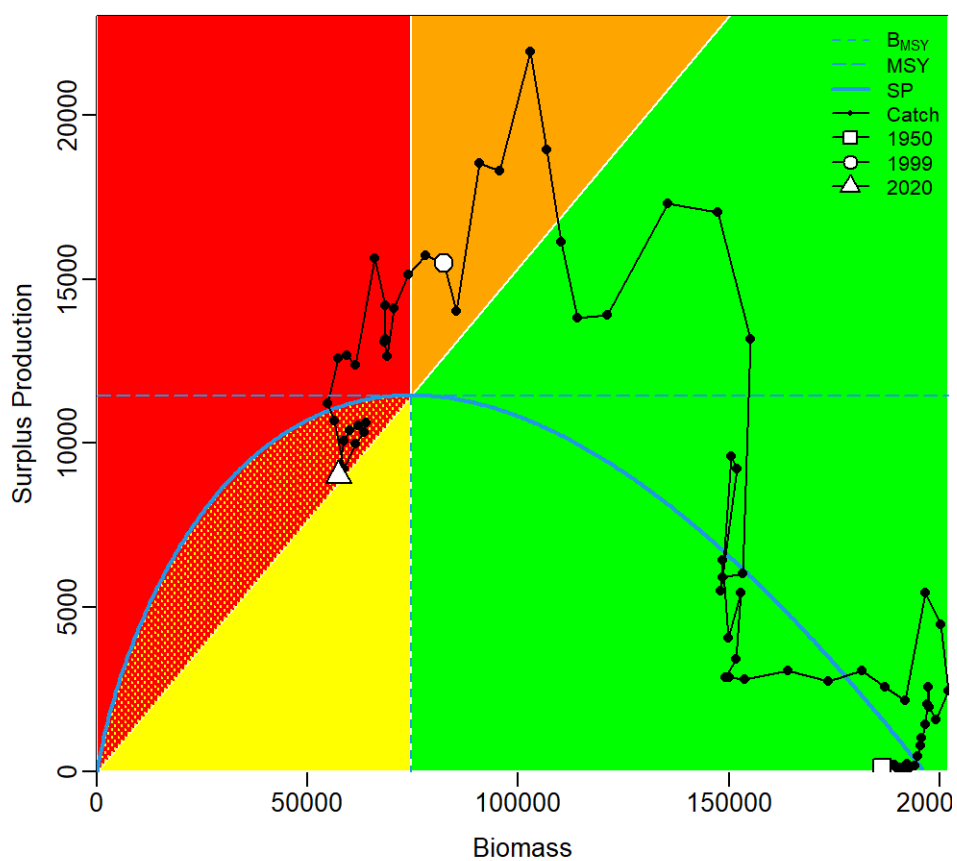


Figure 67. JABBA Kobe phase plot for the reference case showing trajectories of the catches in relation to B_{MSY} and MSY for the South Atlantic swordfish.

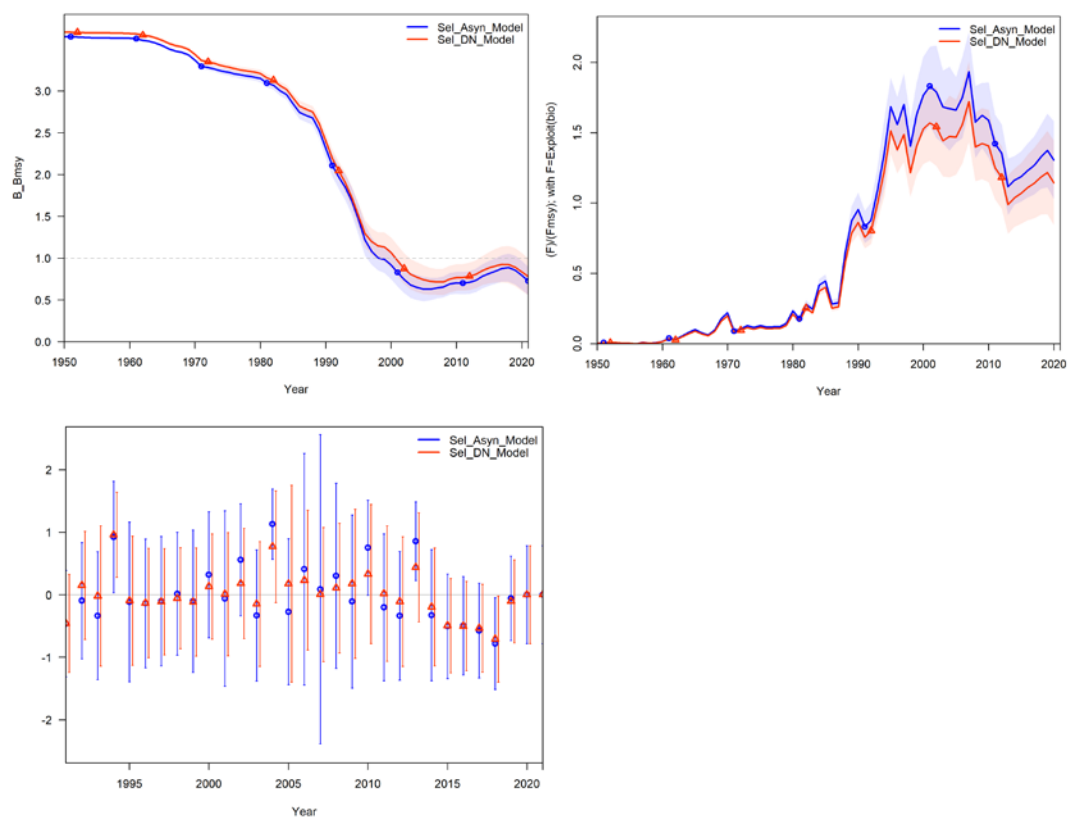


Figure 68. Trends in spawning biomass relative to SSB_{MSY} (SSB/SSB_{MSY}) and fishing mortality relative to F_{MSY} (F/F_{MSY}), and annually estimated recruitment deviations from the for the South Atlantic swordfish SS3 models.

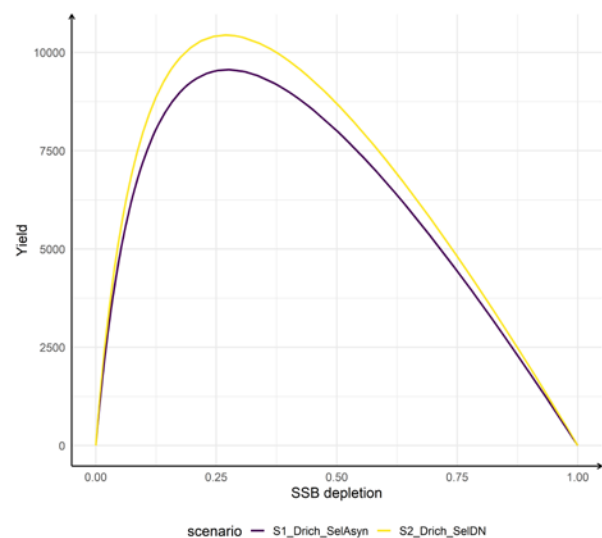


Figure 69. Yield curve by depletion levels of spawning biomass for the two SS3 models for the South Atlantic swordfish.

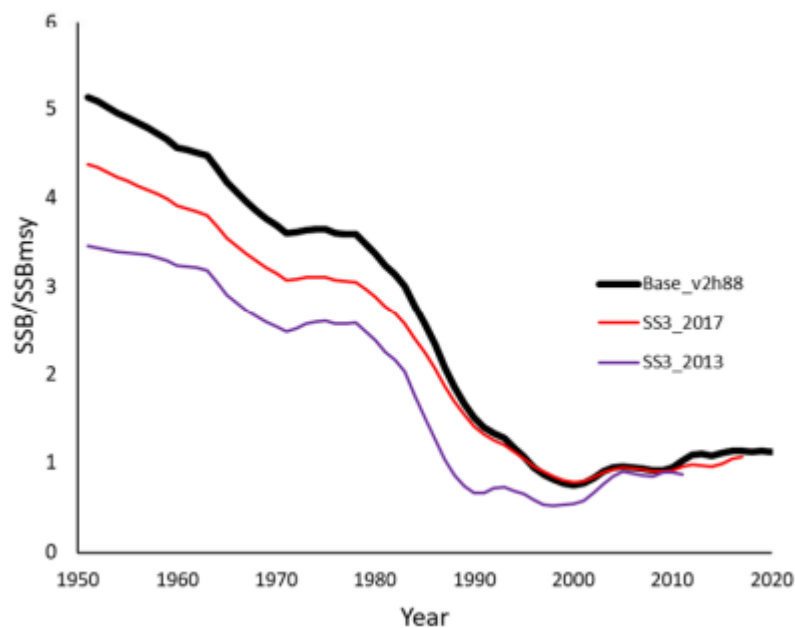


Figure 70. Comparison of the Biomass relative to B_{MSY} (B/B_{MSY}) for the SS3 reference case model for North Atlantic swordfish 2022 (base v2h88), and the 2013 and 2017 reference cases.

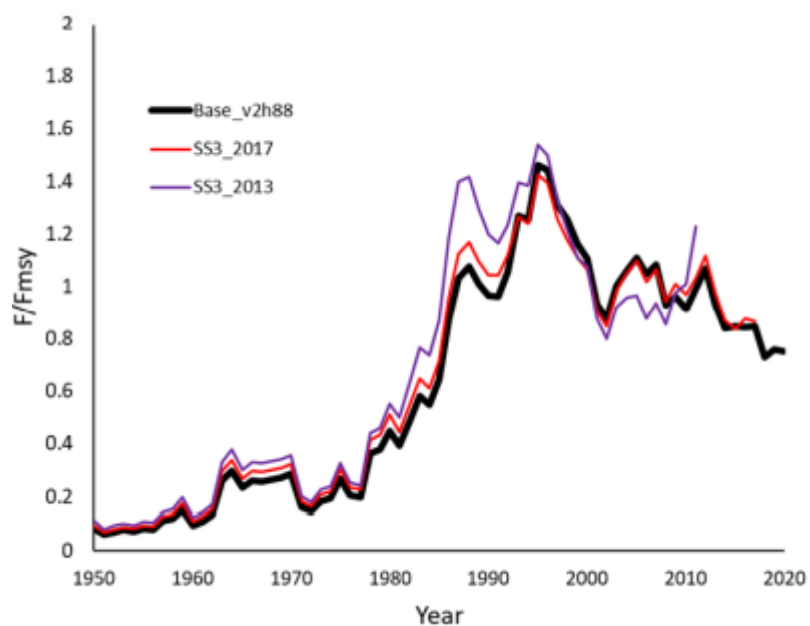


Figure 71. Comparison of the Fishing mortality relative to F_{MSY} (F/F_{MSY}) for the SS3 reference case model for North Atlantic swordfish 2022 (Base v2h88) and the 2013 and 2017 reference cases.

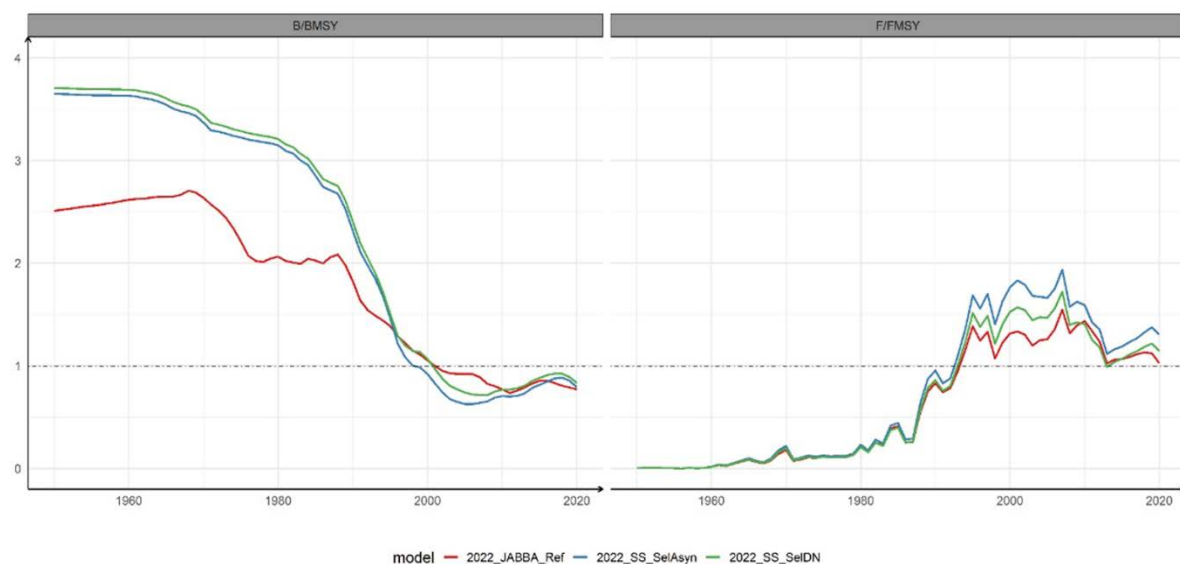


Figure 72. Comparisons of B/B_{MSY} and F/F_{MSY} between JABBA Reference case and two Stock Synthesis runs for the South Atlantic swordfish stock.

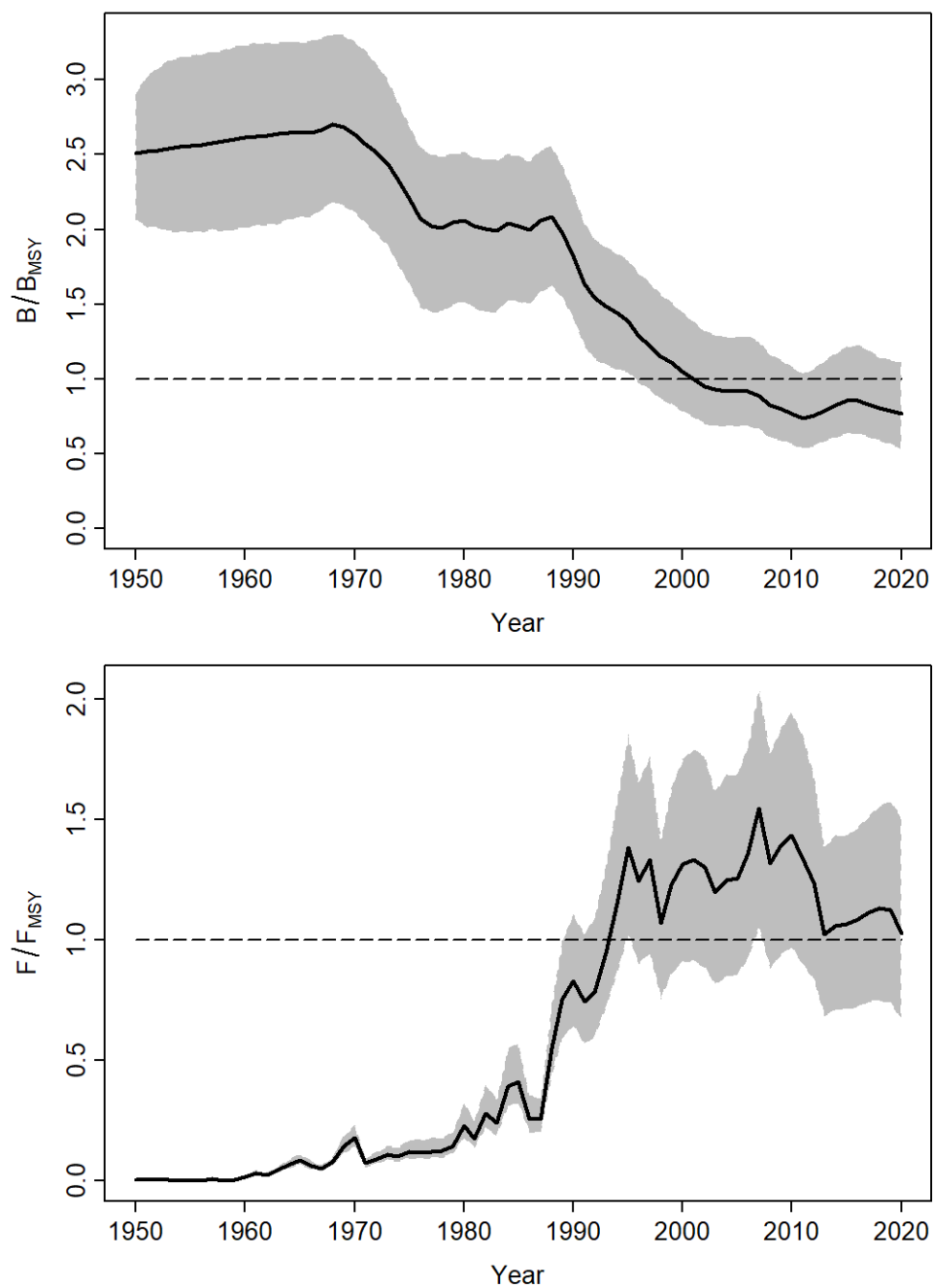


Figure 73. The 2022 stock assessment trends (B/B_{MSY} and F/F_{MSY}) for the JABBA reference case model for South Atlantic swordfish.

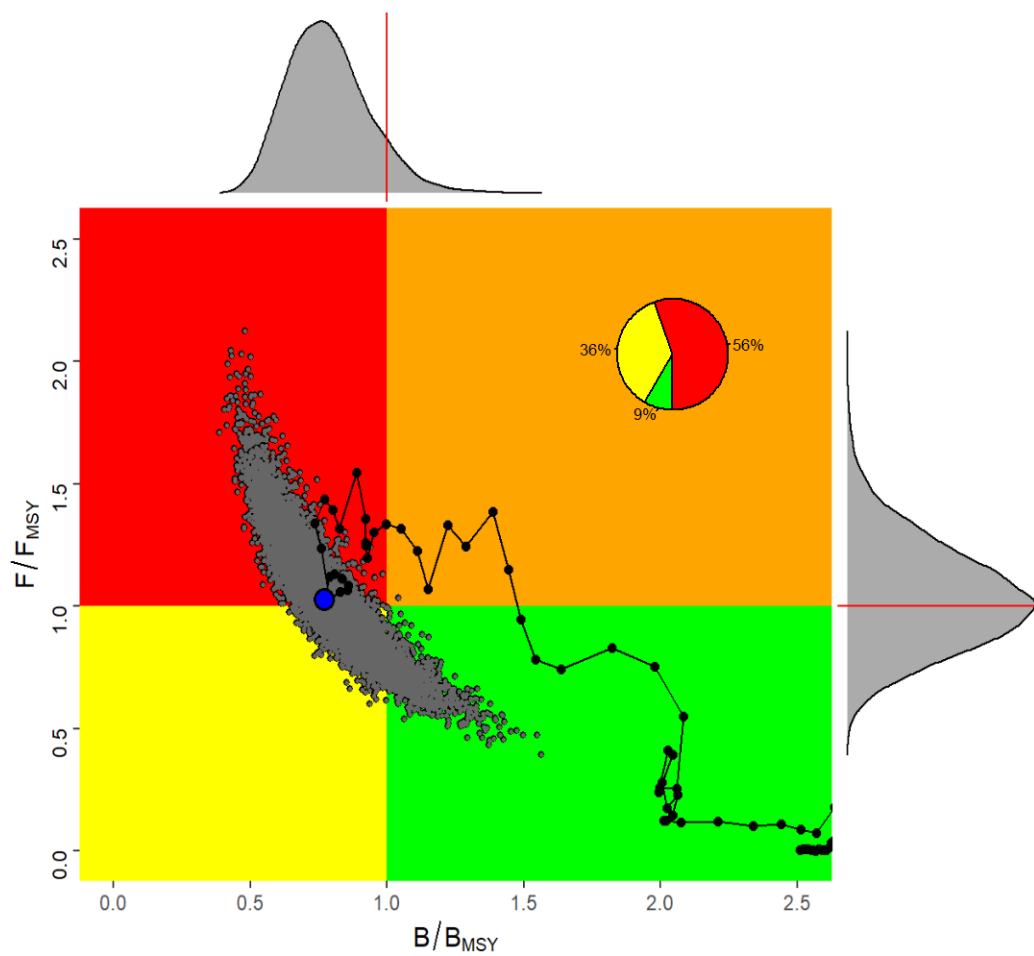


Figure 74. Kobe plot showing estimated trajectories (1950-2020) of B/B_{MSY} and F/F_{MSY} for the JABBA reference case model for the South Atlantic swordfish assessment. The probability of terminal year points falling within each quadrant is indicated in the pie chart.

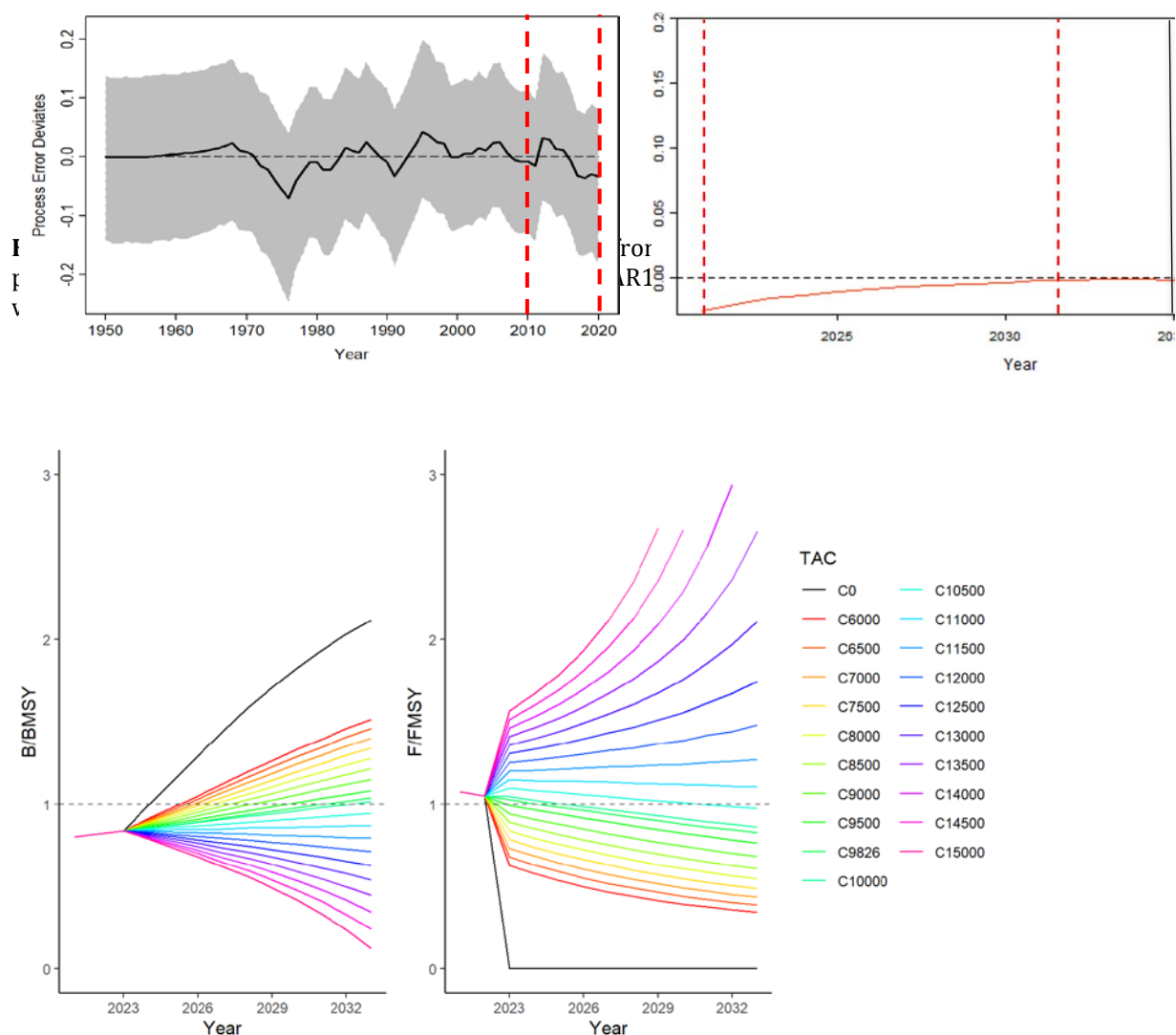


Figure 76. Projections for B/B_{MSY} and F/F_{MSY} based on the JABBA reference case model for South Atlantic swordfish for various levels of future catch ranging from 6,000 – 15,000 tons, including a zero-catch scenario. The initial catch for the years 2021-2022 was set to the average of the last three years (2018-2020) reported catch – 9,826 tons. The projections are run until 2033. The dashed line denotes B_{MSY} .

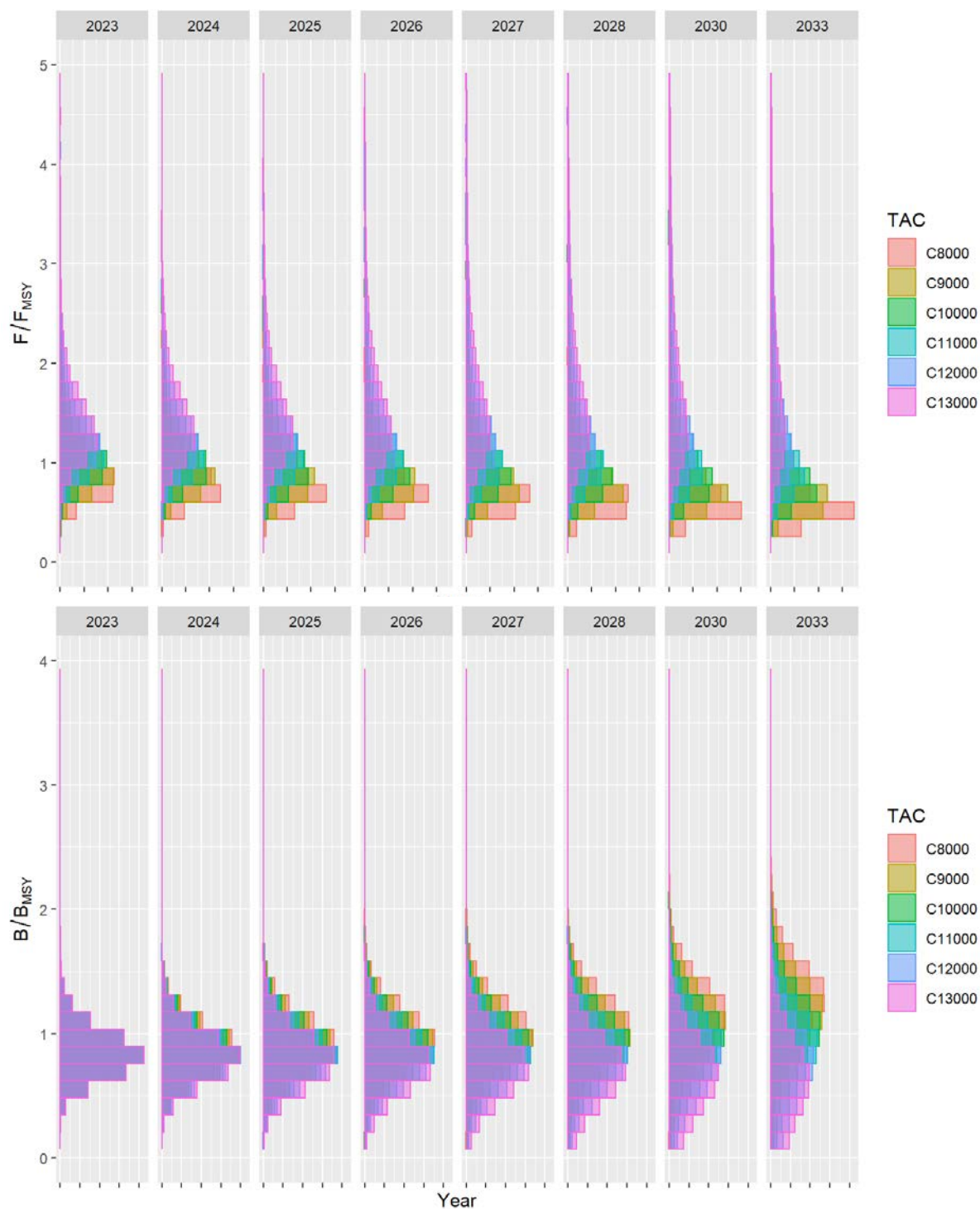


Figure 77. Histogram distributions of stochastic projections for F/F_{MSY} (top) and B/B_{MSY} (bottom) based on the JABBA reference case model for South Atlantic swordfish for various levels of future catch ranging from 8,000 – 13,000 tons. The projections are run until 2033 in varying timeframes (2023-2028;2030;2033).

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 Mendonça, 144, Encruzilhada, 11070-100 Santos, SP

Tel: +55 1196 765 2711, Fax: +55 11 3714 6273, E-Mail: bruno.mourato@unifesp.br; bruno.pesca@gmail.com; mourato.br@gmail.com

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

* Head Delegate

Fernández Costa, Jose Ramón

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. Meštrovića 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 Olhao,
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; mjusup@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; abdulalam.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@dffe.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: +5982 400 46 89, Fax: +5982 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 2400 46 89, Fax: +598 2401 3216, E-Mail: rforselledo@gmail.com

VENEZUELA

Arocha, Freddy

Asesor Científico, Instituto Oceanográfico de Venezuela, Universidad de Oriente, A.P. 204, 6101 Cumaná Estado Sucre
Tel: +58 424 823 1698, E-Mail: farochap@gmail.com

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@incopeasca.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@incopeasca.go.cr

Umaña Vargas, Erik

Jefe, Oficina Regional del Caribe - Limón
E-Mail: eumana@incopeasca.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 Pasaia, 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 B_{2020}/B_{MSY} at 0.912 (0.672 – 1.229) and F_{2020}/F_{MSY} 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 ($F > F_{MSY}$), whereas biomass remains below sustainable levels that can produce MSY ($SSB < SSB_{MSY}$). 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/B_{MSY} and F/F_{MSY} 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 (B_{2020}/B_{MSY} : 0.98 – 1.03; F_{2020}/F_{MSY} : 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 satisficing 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 data 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.