

RAPPORT DE LA RÉUNION D'ÉVALUATION DU STOCK DE LISTAO DE 2022
(en ligne, 23 - 27 mai 2022)

Les résultats, conclusions et recommandations figurant dans le présent rapport ne reflètent que le point de vue du Groupe d'espèces sur les thonidés tropicaux. Par conséquent, ceux-ci doivent être considérés comme préliminaires tant que le SCRS ne les aura pas adoptés lors de sa séance plénière annuelle et tant que la Commission ne les aura pas révisés lors de sa réunion annuelle. En conséquence, l'ICCAT se réserve le droit d'apporter des commentaires au présent rapport, de soulever des objections et de l'approuver, jusqu'au moment de son adoption finale par la Commission.

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

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

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

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

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

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

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

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

totales de *faux poissons* de ces huit flottilles sous le code de pavillon « NEI-Mixed flags » tel que présenté dans le **tableau 3**. Cette fusion n'a modifié aucune des séries de captures des senneurs précédemment convenues pour la structure des flottilles des deux stocks.

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

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

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

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

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

2.2 Paramètres biologiques et structure de la flottille

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

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

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

2.3 Indices d'abondance relative

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

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

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

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

3.1 Stock de l'Est

3.1.1 Modèles statistiquement intégrés (Stock Synthesis 3)

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

Structure de la flottille et CPUE

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

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

Compositions des tailles et sélectivité de la flottille

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

Croissance, mortalité naturelle, maturité et fécondité

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

Recrutement du stock

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

Pondération des données, paramétrage du modèle et diagnostic du modèle

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

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

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

3.1.2 Modèles de production excédentaire (JABBA et MPB)

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

Le Groupe a discuté des raisons pour lesquelles le MPB n'a pas fourni de résultats cohérents. Les différentes tendances des CPUE observées pour les différentes flottilles de pêche pourraient expliquer ce problème. Par exemple, il a été suggéré que l'augmentation au fil du temps de la CPUE des canneurs opérant au large du Sénégal était probablement due à une augmentation de l'efficacité de la pêche liée à la mise en œuvre

de nouveaux modes de pêche (par exemple, pêche sur le banc associé au navire, l'utilisation de DCPd, etc.) En revanche, le développement de la pêche à la senne sous FOB/DCP dans la zone Mauritanie-Sénégal pourrait avoir eu un impact négatif sur les CPUE des canneurs autour des îles Canaries. En outre, le fait que la prise totale de listao de l'Atlantique Est ait continuellement augmenté au cours de la série temporelle peut également créer un conflit pour l'ajustement du modèle. Le Groupe a recommandé des scénarios supplémentaires : commencer la série temporelle en 1990, évaluer l'impact des indices VAST et BAI séparément, et ajouter un scénario avec l'indice de ratio de capture. Il a également été suggéré de vérifier à nouveau comment le modèle se comporte avec l'inclusion de la CPUE des canneurs des Canaries (et l'exclusion des canneurs des Açores pour être comparable aux résultats de SS3).

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

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

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

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

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

3.2 Stock de l'Ouest

3.2.1 Modèles statistiquement intégrés (Stock Synthesis 3)

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

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

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

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

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

en suivant Carvalho *et al.* (2021).

3.2.2 Modèles de production excédentaire (JABBA)

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

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

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

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

Enfin, des analyses de sensibilité basées sur l'addition interactive par étapes de l'inclusion des séries de CPUE une par une en prenant comme indices de base les indices BRA BB Past et les indices BRA BB Present ont été mises en œuvre (**tableau 17**). Sur la base de ces analyses de sensibilité, une nouvelle sortie du

modèle a été présentée au cours de la réunion en utilisant le scénario S05 ($h=0,8$ et $r \sim \text{lognormal}[0,44 ; 0,184]$) comme cas de référence qui comprenait une mesure pondérée entre les indices d'abondance en supposant leur représentativité respective sur les captures totales.

4. Résultats de l'état du stock

4.1 Stock de l'Est

4.1.1 Modèle statistiquement intégré, Stock Synthesis

Diagnostics d'ajustement et convergence du modèle Stock Synthesis

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

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

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

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

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

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

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

4.1.2 Modèles de production excédentaire, JABBA et MPB

Résultats de JABBA, diagnostics du modèle et convergence

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

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

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

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

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

progressive des autres indices dans le modèle avait tendance à rendre les résultats plus optimistes avec chaque interaction.

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

Résultats du MPB, convergence et diagnostics du modèle

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

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

4.1.3 Synthèse des résultats de l'évaluation

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

4.2 Stock de l'Ouest

4.2.1 Modèle statistiquement intégré, Stock Synthesis

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

Le cas de référence du modèle de Stock Synthesis montre une stabilité de vraisemblance logarithmique avec différentes valeurs de départ (**figure 23**). Le gradient final du modèle était de $4.7e-05$, inférieur à l'objectif de 0,0001, et considéré comme acceptable pour la convergence du modèle, d'autant plus que la solution était stable pour différentes valeurs de paramètres de départ. Les 50 sorties du modèle soumis à de légères variations ont toutes convergé, 47 des sorties du modèle aboutissant à la même valeur d'estimation de la vraisemblance négative totale que le scénario de base (365 unités de vraisemblance), et

trois sorties du modèle ayant des valeurs de vraisemblance négative totale plus importantes. Le modèle soumis à de légères variations était robuste aux valeurs initiales des paramètres et ne donnait aucune indication que le modèle convergait vers des minima locaux de la fonction objectif au lieu du minimum global.

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

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

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

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

Une liste des paramètres du modèle est fournie dans le **tableau 19**, y compris les valeurs estimées et leurs erreurs standard asymptotiques associées, les valeurs initiales des paramètres, les valeurs minimales et maximales, les priors s'ils sont utilisés, et si le paramètre a été fixé ou estimé. La steepness (h) et le sigmaR de la courbe de Beverton-Holt ayant été fixés, le principal paramètre de productivité estimé dans Stock Synthesis était le niveau moyen de recrutement d'âge 0 à la biomasse reproductrice en conditions d'équilibre non pêchée (R0).

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

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

grand nombre de recrues d'âge 0 (presque le double) et une plus grande variation dans la série temporelle.

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

4.2.2 Modèles de production excédentaire, JABBA

Le SCRS/2022/099 a présenté un modèle de production excédentaire bayésien état-espace pour le stock occidental de listao, basé sur neuf scénarios distincts dérivés de la grille d'incertitude proposée lors de la réunion de préparation des données sur le listao. Les diagnostics ont indiqué que le modèle convergait selon les diagnostics de convergence de Heidelberger et Welch (1992), Geweke (1992) et Gelman et Rubin (1992). Pour les tests de sortie indiqués aux indices, tous les scénarios ont échoué pour les indices BRA BB Present, BRA HL et VEN PS, et tous les scénarios ont réussi le test de sortie pour les ajustements aux indices BRA BB Past et USA LL. Les statistiques de qualité de l'ajustement étaient comparables entre tous les scénarios, les statistiques RMSE étant comprises entre 42,1% et 42,7%. En outre, les écarts annuels de l'erreur de processus estimés pour tous les scénarios ont montré un schéma stochastique similaire sans tendance claire, tendant autour de zéro et des intervalles de confiance de 95% couvrant la valeur zéro, ce qui ne suggère aucune preuve de mauvaise spécification structurelle du modèle. Les analyses rétrospectives n'ont indiqué aucun schéma rétrospectif grave selon la fourchette proposée par Hurtado-Ferro *et al.*, (2014). Enfin, les scores MASE des modèles simulés rétrospectivement sur la base de S05 ont indiqué que les prévisions étaient moins bonnes que la prévision naïve ($MASE > 1$) pour les indices BRA_BB_Present, VEN PS et BB HL.

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

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

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

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

considère les intervalles de confiance de 95% pour l'ensemble de la série temporelle, il y avait une certaine probabilité que $F/F_{PME} > 1$ dans la dernière partie de la série temporelle. L'estimation de la PME de ce modèle était de 31.353 t [24.848 t - 46.494 t].

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

4.2.3 Synthèse des résultats de l'évaluation

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

Le Groupe a comparé les résultats des deux modèles d'évaluation pris en compte pour le stock de l'Atlantique Ouest (Stock Synthesis et JABBA). Les tendances annuelles de la biomasse totale (B), B/B_{PME} , et F/F_{PME} produites par les modèles semblaient indiquer une dynamique de la population similaire (**figure 41**). Cela est normal lorsque les données sont informatives et que les modèles sont spécifiés de manière similaire. Tous les modèles suggéraient une forte baisse de la biomasse du stock alors que la mortalité par pêche (F) augmentait à la fin des années 1970 et dans les années 1980. Le Groupe s'est demandé si l'augmentation des captures qui a eu lieu au cours de cette période (multipliées par 7, passant d'environ 5.000 t à 35.000 t) était suffisante pour produire ce rapide déclin et a convenu que cela était le cas. Le Groupe a également noté que l'état du stock ces dernières années était similaire dans tous les scénarios des modèles examinés. Dans le cadre des postulats du cas de référence concernant la M et la pente, tous les modèles indiquaient qu'actuellement le listao de l'Ouest ne fait pas l'objet de surpêche ($F < F_{PME}$) et n'est pas surexploité ($B > B_{PME}$).

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

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

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

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

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

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

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

5.1 Stock de l'Est

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

5.2 Stock de l'Ouest

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

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

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

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

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

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

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

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

6. Recommandations

6.1 Gestion

6.1.1 Stock de l'Est

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

6.1.2 Stock de l'Ouest

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

En dépit des récents niveaux de captures plus faibles, le Groupe a indiqué que le stock de listao de l'Ouest

a une haute probabilité de se situer dans le quadrant vert du graphique de Kobe (n'est pas surexploité et ne fait pas l'objet de surpêche).

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

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

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

- L'incertitude entourant la validation des âges reste une importante défaillance de données pour le listao. Les évaluations du stock ont utilisé trois scénarios de croissance pour tenir compte de ce manque d'informations, affectant également les estimations de la mortalité naturelle. Afin de réduire cette incertitude, le Groupe a recommandé de produire une collecte d'âges de référence validée et une clef d'âge standardisée à des fins de valeurs d'entrée dans l'évaluation du stock. Notant que l'analyse approfondie des échantillons de tailles de l'AOTTP pourrait contribuer à l'évaluation des paramètres de croissance les plus appropriés, il est nécessaire de mieux comprendre la situation actuelle de la détermination de l'âge du listao. La poursuite du renforcement des capacités en matière de techniques de laboratoires pour l'âge et la croissance, qui a débuté dans le cadre de l'AOTTP, pourrait aussi permettre de combler cette défaillance de données, notant que la réponse à ce besoin pourrait avoir des implications financières.
- Dans l'évaluation du stock de listao de 2014 (Anon., 2015), l'indice des canneurs des îles Canaries avait été utilisé dans le cadre du cas de référence. Le Groupe recommande donc d'actualiser et de standardiser cet indice pour son utilisation future dans les évaluations du stock.
- Compte tenu des difficultés inhérentes à l'évaluation du stock de listao de l'Est pour générer une grille visant à fournir l'état du stock et l'avis de gestion, le Groupe recommande que les activités de l'AOTTP financées par la Commission tiennent compte de l'analyse des données de l'AOTTP afin de renseigner les évaluations du stock de listao (par ex. taux d'exploitation, taux de déplacement et de mélange, etc.).
- À la réunion de préparation des données de 2022 (Anon., 2022), le Groupe a recommandé d'étudier la migration potentielle du listao entre les délimitations des stocks. Des projets de recherche visant à mieux comprendre la structure du stock de listao pourraient être menés en analysant les marques de listao retournées à l'AOTTP ou en déployant davantage de marques conventionnelles dans les zones où les détails des déplacements restent inconnus (par ex. du Venezuela vers l'Équateur et les migrations vers le nord du stock de l'ouest). Les déplacements à une échelle fine et les migrations verticales du listao pourraient être évalués à l'aide des marques électroniques apposées sur de grands spécimens, ce qui pourrait permettre de clarifier s'il existe des déplacements entre les délimitations des stocks.
- Les résultats de certains scénarios du modèle d'évaluation ont mis en évidence des problèmes potentiels dans la pente de la courbe stock-recrutement. Bien que des valeurs similaires (0,7-0,9) soient utilisées dans d'autres océans pour le listao, le Groupe recommande de mener des recherches sur les facteurs pouvant influencer la pente.
- Le Groupe a discuté du fait que la structure et les caractéristiques des flottilles utilisées dans l'évaluation du stock correspondent à celles utilisées dans d'autres évaluations des stocks de thonidés tropicaux. Toutefois, la pêcherie de senneurs ciblant le listao a une variabilité supplémentaire en raison des changements des zones pêchées et des méthodes opérationnelles au cours de ces dernières années. Le Groupe recommande d'évaluer plus avant les changements survenant dans les pêcheries de senneurs ciblant le listao et d'étudier la façon d'intégrer ces changements dans les futures évaluations du stock.

- L'évaluation du stock n'est actuellement pas révisée de façon indépendante. Par conséquent, le Groupe recommande une révision indépendante de la future évaluation du stock de listao.
- Le Groupe a noté l'expansion de la flottille de senneurs de thons tropicaux de l'Est vers le Nord et l'Ouest et a discuté des raisons potentielles de l'expansion des zones de pêche à la senne qui pourraient inclure/combiner les facteurs suivants : (1) un changement de l'échelle spatiale des données de Tâche 2 (de 1°x1° en 5°x5°), (2) l'utilisation accrue de FOB et les changements connexes des pratiques de pêche [ses conséquences en termes de comportement des pêcheurs] [partage d'informations entre les navires] (3) des changements d'accès aux zones de pêche avec les différentes configurations du moratoire aux FOB et des accords de pêche et (4) une augmentation de la taille du stock ou un changement de la répartition spatiale du stock de listao de l'Est (par rapport à l'utilisation de DCPd et/ou par rapport à d'autres facteurs tels que le changement climatique). Le Groupe recommande donc d'étudier ces hypothèses dans un proche avenir.
- Le Groupe recommande la poursuite des recherches sur le listao de l'Ouest et sa relation et réponse aux changements des conditions climatiques et/ou océanographiques.

7. Réponses à la Commission

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

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

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

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

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

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

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

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

Le Groupe a discuté du fait que le développement de modèles de référence adéquats pour les deux stocks

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

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

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

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

21.9 Efficacité des fermetures totales de la pêche telles que proposées dans le PA1_505A/2019, Rec. 21-01, paragraphe 66a Le Groupe a noté qu'un outil permettant d'évaluer l'impact de la fermeture avait été présenté par le passé (Herrera et al, 2020) mais que le SCRS ne pouvait pas donner suite à cette question. Toutefois, cette question est liée au paragraphe 28 de la Rec. 21-01 et sera au moins partiellement traitée dans la réponse à la demande.

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

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

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

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

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

résultats de l'évaluation du stock est une autre étape importante.

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

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

8. Autres questions

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

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

- Préparer le projet de réponses à la Commission
- Préparer un/des document(s) du SCRS décrivant les travaux intersessions réalisés sur les évaluations du listao de l'Est pour présentation à la réunion du Groupe d'espèces.

9. Adoption du rapport et clôture

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

Références

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

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

TABLEAUX

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

FIGURES

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

Figure 33. Trajectoires de la SSB/SSB_{PME} à travers la grille d'incertitude de Stock Synthesis du stock de listao de l'Ouest.

Figure 34. Trajectoires F/F_{PME} à travers la grille d'incertitude de Stock Synthesis du stock de listao de l'Ouest.

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

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

Figure 37. Tendances de la biomasse par rapport à B₀ (B/B₀) pour chaque scénario de la grille d'incertitude à partir des ajustements du modèle JABBA bayésien de production excédentaire état-espace pour le listao de l'Atlantique Ouest.

Figure 38. Analyse de sensibilité réalisée pour le scénario S05 impliquant l'ajout progressif de chaque série de CPUE dans le modèle, illustrant les tendances de la biomasse et de la mortalité par pêche (panneaux supérieurs), de la biomasse par rapport à B_{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) pour le listao de l'Atlantique Ouest.

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

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

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

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

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

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

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

APPENDICES

Appendice 1. Ordre du jour.

Appendice 2. Liste des participants.

Appendice 3. Liste des documents et présentations.

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

RÉUNION D'ÉVALUATION DU STOCK DE LISTAO - EN LIGNE 2022

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

Catch t	FleetID	FleetName										
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10		
YearC	PS EU 63-85	PS EU 86-90	PS EU FSC 91+	PS EU FAD 91+	PSBB Ghana	BB South Dakar	BB Dakar 62-80	BB Dakar 81+	BB North 25 lat	LL E-SKU	Total	
1950									704.00		704.00	
1951									459.00		459.00	
1952									581.00		581.00	
1953									786.00		786.00	
1954									720.00		720.00	
1955									1,192.00		1,192.00	
1956					1.00	149.00			1,002.00		1,152.00	
1957					3.00	15.00			155.00	3.00	176.00	
1958						58.00			400.00		458.00	
1959						89.00			337.00		426.00	
1960						529.00			619.00	23.00	1,171.00	
1961					1.00	1,566.42	180.58		825.00	4.00	2,577.00	
1962					8.00	4,436.27	852.73		3,975.00		9,272.00	
1963	384.00				2.00	7,909.63	1,053.37		6,720.00		16,069.00	
1964	1,346.00				520.00	4,816.75	702.25		6,345.00	19.00	13,749.00	
1965	3,316.00				80.00	8,985.67	1,354.33		8,778.00	22.00	22,536.00	
1966	6,148.00					8,762.71	1,655.29		4,444.00	32.00	21,042.00	
1967	7,465.00				490.00	7,559.02	1,870.98		4,170.00	13.93	21,568.93	
1968	20,978.00				3,186.00	15,113.26	3,671.74		2,747.00	34.85	45,730.85	
1969	9,687.00				4,836.00	8,543.14	1,830.86		2,713.00	8.77	27,618.77	
1970	18,226.00				12,004.00	10,060.13	3,789.87		3,918.00	11.61	48,009.61	
1971	32,856.00				16,556.00	16,005.80	4,299.20		7,033.00	38.89	76,788.89	
1972	38,012.60				12,435.00	13,625.19	3,907.81		7,794.00	51.54	75,826.14	
1973	28,994.00				22,052.10	15,661.17	4,388.83		4,914.00	31.70	76,041.80	
1974	54,444.00				21,266.00	25,329.88	5,592.48		7,270.65	107.74	114,010.74	
1975	28,266.00				9,316.00	10,643.36	2,913.64		1,609.00	115.79	52,863.79	
1976	31,339.00				7,742.00	20,980.67	2,952.33		2,675.00	23.05	65,712.05	
1977	51,978.00				16,411.00	28,202.00	3,402.00		7,303.00	93.23	107,389.23	
1978	53,805.00				10,503.00	28,965.00	5,586.00		4,937.00	25.07	103,821.08	
1979	35,698.00				7,599.00	32,241.32	4,494.68		4,288.00	6.55	84,327.55	
1980	53,842.00				11,556.00	24,628.27	4,889.93		3,881.00	6.84	98,804.04	
1981	63,595.00				12,931.00	24,050.75		2,981.35	6,847.00	49.08	110,454.18	
1982	72,406.31				21,244.00	16,534.49		5,562.51	8,117.00	16.31	123,880.62	
1983	65,155.53				26,588.00	8,256.79		3,750.83	2,283.39	416.53	106,451.06	
1984	61,271.80				25,599.07	1,242.13		4,806.87	5,905.00	22.00	98,846.87	
1985	46,449.41				21,116.00	304.40		5,218.60	8,064.00	6.00	81,158.41	
1986		57,503.78			22,815.00	61.64		2,774.36	7,936.00	19.00	91,109.78	
1987		54,497.13			24,723.00	80.00		4,042.00	11,779.00	6.00	95,127.13	
1988		71,173.53			27,476.00	85.78		4,455.22	17,335.00	4.00	120,529.53	
1989		52,537.27			23,705.00	305.39		5,588.61	12,876.00	9.00	95,021.27	
1990		80,842.19			24,661.00	377.56		5,073.81	7,982.33		118,936.89	
1991			55,219.08	93,296.94	26,321.30	99.34		3,333.45	13,758.08	5.00	192,033.13	
1992			27,798.21	77,284.45	19,793.00	120.61		2,623.71	14,540.00	3.03	142,163.02	
1993			53,069.66	91,197.59	20,590.00	105.40		3,550.58	8,437.00	2.00	176,952.23	
1994			44,431.75	78,880.46	21,572.20	622.67		3,656.22	12,282.00	10.21	161,455.52	
1995			32,710.93	86,007.54	18,919.00	866.34		4,348.37	10,129.00	3.10	152,984.29	
1996			14,444.89	74,778.26	24,529.00	543.06		2,540.08	12,748.00	7.03	129,590.32	
1997			28,524.91	45,173.21	26,516.72	725.81		5,961.84	10,279.00	47.40	117,228.89	
1998			34,126.02	32,663.05	44,544.09	432.13		10,514.67	9,960.00	85.30	132,325.27	
1999			43,020.46	43,720.74	54,377.76	136.97		7,723.53	5,919.00	41.62	154,940.08	
2000			22,989.62	53,553.46	38,858.21	252.74		8,187.15	2,404.10	48.25	126,293.53	
2001			15,778.05	45,607.41	58,238.02	485.42		8,096.44	3,650.67	52.80	131,908.80	
2002			11,628.56	33,047.87	43,141.02	187.61		9,234.38	3,290.19	55.60	100,585.22	
2003			30,469.34	47,008.39	36,137.85	508.16		10,309.81	5,692.69	66.05	130,192.29	
2004			26,943.42	57,781.36	48,876.95	620.37		9,185.38	10,551.60	46.57	154,005.66	
2005			12,506.68	52,175.87	56,671.25	780.96		14,206.89	7,569.18	71.48	143,982.32	
2006			8,082.77	42,330.93	37,118.31	348.47		9,835.25	14,006.78	200.93	111,923.44	
2007			5,506.37	53,924.47	38,806.43	168.97		11,849.73	9,561.60	405.33	120,222.89	
2008			11,783.03	50,672.59	42,448.14	88.76		8,647.69	9,278.60	171.95	123,090.75	
2009			8,456.51	64,892.54	49,049.08	110.31		12,766.14	2,496.28	58.16	137,829.02	
2010			13,330.05	75,163.32	50,590.93	83.87		10,474.93	14,340.59	41.68	164,025.38	
2011			14,915.00	100,017.33	49,694.50	454.11		16,649.08	5,335.06	29.40	187,094.48	
2012			21,880.96	107,605.77	61,055.35	35.43		17,956.16	10,107.89	21.36	218,662.92	
2013			19,300.83	129,947.92	55,401.21	11.68		12,167.72	7,226.49	17.70	224,073.55	
2014			12,829.71	124,679.87	52,358.65	26.45		9,515.89	6,053.30	39.02	205,502.90	
2015			18,989.94	126,298.01	64,648.92	66.74		8,644.32	2,766.29	10.13	221,424.34	
2016			14,202.80	150,988.58	57,447.11	576.78		11,463.34	3,541.13	479.21	238,698.94	
2017			17,081.20	146,694.67	62,679.66	486.78		10,740.92	5,107.63	418.58	243,209.44	
2018			25,611.69	162,624.52	74,578.78	246.37		10,958.53	11,141.28	8.74	285,169.91	
2019			11,773.91	162,426.90	69,110.54	228.22		10,744.03	5,054.91	210.73	259,549.25	
2020			32,879.08	111,517.09	64,640.00	120.49		5,278.78	3,428.69	10.07	217,874.19	

RÉUNION D'ÉVALUATION DU STOCK DE LISTAO - EN LIGNE 2022

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

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

RÉUNION D'ÉVALUATION DU STOCK DE LISTAO - EN LIGNE 2022

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

[1] T1NC as of 2022-05-23 (SKJ-SA)																
Stock	PartyStatus	FlagName	CatchTypeCode	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	Remarks	
ATE	CP	Belize	LF	395	368	179	636	301							not adopted	
		Cape Verde	LF	726	411	230	428	1362	1485	1046	327	512	355	410	adopted	
		Côte d'Ivoire	LF		42	562	544	202							not adopted	
		Curaçao	LF	415	441	545	520	351							not adopted	
		EU-España	LF	1394	1842	983	998	1623	3028	3658	2788	1943	2396	1809	adopted	
		EU-France	LF	743	1480	1646	463	440	1716	1920	893	2169	1616	1681	adopted	
		Guatemala	LF	136	51	102	72	93								not adopted
		Guinée Rep	LF	614	1778	2379	1670	2146								not adopted
		Panama	LF	354	609	284	962	400								not adopted
		NCO	Mixed flags (EU tropical)	LF	3427	2372				4484	8603	4618	6499	5396	6710	merged (not adopted series)
ATW	CP	Cape Verde	LF						2	2		9		9	adopted	
		EU-España	LF						8	67	35	7	13	9	adopted	
	NCO	Mixed flags (EU tropical)	LF						58	37	21	29	6	17	merged (not adopted series)	
TOTAL				8205	9395	6909	6293	6918	10779	15334	8682	11169	9781	10645		

[2] T1NC as of 2022-02-25 (SKJ-DP)																
Stock	PartyStatus	FlagName	CatchTypeCode	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	Remarks	
ATE	CP	Belize	LF	395	368	179	636	301	399	876	478					
		Cape Verde	LF	726	411	230	428	1362	1485	1046	327	512	355	410		
		Côte d'Ivoire	LF		42	562	544	202								
		Curaçao	LF	415	441	545	520	351	1644	2296	1128	1742	1249	1289		
		El Salvador	LF						683	1920	765	1359	1286	1600		
		EU-España	LF	1394	1842	983	998	1623	3028	3658	2788	1943	2396	1809		
		EU-France	LF	743	1480	1646	463	440	1716	1920	893	2169	1616	1681		
		Guatemala	LF	136	51	102	72	93	735	663	500	713	575	655		
		Guinée Rep	LF	614	1778	2379	1670	2146								
		Panama	LF	354	609	284	962	400	713	1279	525	647		826		
		Senegal	LF						309	1569	1223	2037	2285	2340		
		NCO	Mixed flags (EU tropical)	LF	3427	2372										Group estimates (2015-2020)
		ATW	CP	Belize	LF							4				
Cape Verde	LF								2	2		9		9		
Curaçao	LF								4	11	8	14	3	4		
El Salvador	LF								5	13	8	3		8		
EU-España	LF								8	67	35	7	13	9		
Guatemala	LF									1	5	5	4	1		
Panama	LF						49	8					5			
Senegal	LF										8					
TOTAL				8205	9395	6909	6293	6918	10779	15334	8682	11169	9781	10645		

Difference (t) in TOTAL: [1]-[2]	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	NO change in TOTAL
----------------------------------	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	--------------------

RÉUNION D'ÉVALUATION DU STOCK DE LISTAO - EN LIGNE 2022

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

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

RÉUNION D'ÉVALUATION DU STOCK DE LISTAO - EN LIGNE 2022

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

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

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

	2014	2022 (PROPOSAL)	
	SAME ASSUMPTIONS E & W	SAME ASSUMPTIONS E & W	
	<i>surplus production models</i>	<i>surplus production models</i>	<i>SS</i>
Growth parameters	Paired values of K , L_{inf} , and $t0$ were chosen from published von Bertalanffy growth curves ¹ . For each iteration, a set of von Bertalanffy parameters was randomly selected and the mean size-at-age was calculated.	Generate dummy age-length pairs based on selection of growth curves + some level of variability in size at age. Fit VB to resulting set of predicted values and extract median and percentiles to use as the 3 growth assumptions for the uncertainty grid. Compare results from using Atlantic-only models vs. all models.	Generate dummy age-length pairs based on selection of growth curves + some level of variability in size at age. Fit VB to resulting set of predicted values and extract median and percentiles to use as the 3 (fixed) growth assumptions for the uncertainty grid. Compare results from using Atlantic-only models vs. all models. Specify CV based on upper limit of CI reaching the largest fish observed in the catch (~120cm)
Natural mortality	Normal prior (μ_i , 0.04) where μ_i is the mortality at age i . $L < 15$ cm: $12.01 \cdot \exp((-0.08 \cdot L) + (0.0005 \cdot L^2)) + 1.77$ $L \geq 15$ cm: $12.01 \cdot \exp((-0.08 \cdot L) + (0.0005 \cdot L^2))$ (Gaertner 2015 approach) and size at age is derived from the various growth models chosen	Use Lorenzen's model for a vector of M at age and adjust the M of age 6 to the expected For each of the growth models.	
Maximum age	6 years	Same as 2014	
Length-weight relationship	$W(\text{kg}) = 7.480 \times 10^{-6} \cdot FL(\text{cm})^{3.253}$ (Entire Atlantic)	Same as 2014	

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

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

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

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

RÉUNION D'ÉVALUATION DU STOCK DE LISTAO - EN LIGNE 2022

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

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

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

RÉUNION D'ÉVALUATION DU STOCK DE LISTAO - EN LIGNE 2022

Table 9. Continued.

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

RÉUNION D'ÉVALUATION DU STOCK DE LISTAO - EN LIGNE 2022

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

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

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

Year	n	Nominal CPUE	Standardized CPUE	UCI	LCI	CV	SD
1987	521	1.05	1.52	1.57	0.43	0.37	0.57
1988	891	1.47	1.40	1.80	0.04	0.63	0.88
1989	565	0.88	0.90	0.98	0.20	0.44	0.39
1990	102						
1990	9	0.29	0.54	0.61	0.09	0.48	0.26
1991	111						
1991	7	0.46	0.60	0.64	0.14	0.42	0.25
1992	740	0.40	0.58	0.69	0.07	0.54	0.31
1993	850	0.28	0.55	0.69	0.03	0.60	0.33
1994	602	0.48	0.57	0.70	0.05	0.57	0.32
1995	621	0.54	0.69	0.67	0.24	0.32	0.22
1996	813	0.48	0.77	1.14	0.13	0.83	0.64
1997	685	0.49	0.55	0.68	0.05	0.57	0.32
1998	981	0.87	0.80	1.17	0.12	0.81	0.65
1999	944	0.43	0.69	0.90	0.00	0.65	0.45
2000	118						
2000	1	0.72	1.01	0.97	0.36	0.30	0.31
2001	106						
2001	8	0.64	0.71	0.83	0.10	0.52	0.37
2002	816	0.53	0.63	0.75	0.07	0.54	0.34
2003	758	0.72	0.75	0.93	0.06	0.57	0.43
2004	686	0.97	1.14	1.35	0.14	0.53	0.61
2005	480	0.63	0.69	0.83	0.07	0.55	0.38
2006	345	0.23	0.32	0.38	0.03	0.56	0.18
2007	277	1.15	0.99	1.11	0.19	0.47	0.46
2008	139	0.36	0.66	0.80	0.07	0.55	0.36
2009	238	0.25	0.29	0.48	0.11	1.02	0.29
2010	173	0.25	0.29	0.50	0.12	1.09	0.31
2011	322	0.63	0.76	0.86	0.14	0.47	0.36

1							
201							
2	206	0.30	0.52	0.51	0.17	0.33	0.17
201							
3	265	0.57	0.84	1.10	0.01	0.65	0.55
201							
4	151	0.32	0.80	0.98	0.06	0.58	0.46
201							
5	119	0.12	0.29	0.37	0.01	0.62	0.18
201							
6	370	0.58	1.06	1.20	0.20	0.47	0.50
201							
7	668	0.32	0.64	0.74	0.11	0.49	0.31
201							
8	275	0.29	0.64	0.67	0.16	0.40	0.25
201							
9	214	0.21	0.74	0.62	0.35	0.18	0.13
202							
0	23	0.16	0.42	0.49	0.07	0.82	0.21

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

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

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

West SKJ		von Bertalanffy growth parameters			Natural mortality at age estimates							
Steepness <i>h</i>	quantile	<i>L_{inf}</i>	<i>K</i>	<i>t0</i>	<i>M_0</i>	<i>M_1</i>	<i>M_2</i>	<i>M_3</i>	<i>M_4</i>	<i>M_5</i>	<i>M_6</i>	
0.6	0.25	67	0.54	-0.09	1.3967	0.81126	0.67122 2	0.61048 5	0.58003 9	0.56369 2	0.55	
	0.5	76	0.53	-0.31	1.20679	0.70558	0.59886	0.55030	0.52532	0.51168	0.5	
	0.75	86	0.49	-0.49	1.18466	0.68909 7	0.59027 2	0.54292 3	0.51757 4	0.50320 6	0.49	
0.7	0.25	67	0.54	-0.09	1.3967	0.81126	0.67122 2	0.61048 5	0.58003 9	0.56369 2	0.55	
	0.5	76	0.53	-0.31	1.20679	0.70558	0.59886	0.55030	0.52532	0.51168	0.5	
	0.75	86	0.49	-0.49	1.18466	0.68909 7	0.59027 2	0.54292 3	0.51757 4	0.50320 6	0.49	
0.8	0.25	67	0.54	-0.09	1.3967	0.81126	0.67122 2	0.61048 5	0.58003 9	0.56369 2	0.55	
	0.5	76	0.53	-0.31	1.20679	0.70558	0.59886	0.55030	0.52532	0.51168	0.5	
	0.75	86	0.49	-0.49	1.18466	0.68909 7	0.59027 2	0.54292 3	0.51757 4	0.50320 6	0.49	

East SKJ	von Bertalanffy growth parameters			L at age 1	Recruitment Quarter	M at season	Natural mortality at age estimates						
quantile	<i>L_{inf}</i>	<i>K</i>	<i>t0</i>			n	<i>M_0</i>	<i>M_1</i>	<i>M_2</i>	<i>M_3</i>	<i>M_4</i>	<i>M_5</i>	<i>M_6</i>
0.25	67	0.54	-0.09	29.8 1	1	1	1.84987	0.912655	0.70710 3	0.62626 3	0.587373	0.56691 6	0.55
					1	2	1.44007	0.83818	0.68043 6	0.61394 3	0.581023	0.56345 8	0.54880 4
					1	3	1.19462	0.782861	0.65878 7	0.60358 1	0.575589	0.56047 3	0.54776 4
					1	4	1.02652	0.740432	0.64100 6	0.59481 8	0.570926	0.55789 1	0.54685 8
					2	1	1.84526	1.02396	0.73858 5	0.63940 7	0.593334	0.56950 2	0.55
					2	2	1.84526	0.910379	0.70533 9	0.62470 1	0.585907	0.56550 2	0.54862 8

RÉUNION D'ÉVALUATION DU STOCK DE LISTAO - EN LIGNE 2022

2	3	1.43648	0.83609	0.67873 8	0.61241 2	0.579573	0.56205 3	0.54743 5
2	4	1.19164	0.780908	0.65714 4	0.60207 5	0.574153	0.55907 5	0.54639 7
3	1	1.83998	1.18823	0.77867 3	0.65526 3	0.600352	0.57251	0.55
3	2	1.83998	1.02103	0.73647 1	0.63757 7	0.591636	0.56787 2	0.54842 6
3	3	1.83998	0.907773	0.70332	0.62291 3	0.58423	0.56388 3	0.54705 8
3	4	1.43237	0.833696	0.67679 6	0.61065 9	0.577914	0.56044 4	0.54586 8
4	1	1.83393	1.42766	0.83095 7	0.67457 2	0.608652	0.57601 5	0.55
4	2	1.83393	1.18433	0.77611 4	0.65310 9	0.598379	0.57062 9	0.54819 3
4	3	1.83393	1.01767	0.73405 1	0.63548 2	0.589692	0.56600 6	0.54662 4
4	4	1.83393	0.90479	0.70100 9	0.62086 6	0.582311	0.56203	0.54526
0.5	76	0.53	0.31	38				
1	1	1.71007	0.778567	0.62678 8	0.56301 5	0.531357	0.51437 5	0.5
1	2	1.27527	0.725203	0.60602 8	0.55306 4	0.526114	0.51147 5	0.49898 3
1	3	1.03291	0.684384	0.58897 8	0.54464	0.521609	0.50896 3	0.49809 6
1	4	0.87331 8	0.652374	0.57483 8	0.53747 5	0.517727	0.50678 3	0.49732 2
2	1	1.7061	0.871286	0.65085 6	0.5735	0.536225	0.51652 2	0.5
2	2	1.7061	0.776756	0.62533	0.56170 5	0.530121	0.51317 8	0.49883 7
2	3	1.27231	0.723516	0.60461 8	0.55177 7	0.52489	0.51028 5	0.49782 2
2	4	1.0305	0.682792	0.58760 8	0.54337 3	0.520395	0.50777 9	0.49693 7
3	1	1.70155	1.02776	0.68097 3	0.58604 3	0.541926	0.51900 9	0.5
3	2	1.70155	0.868966	0.64912 3	0.57197 3	0.534797	0.51514 7	0.49866 9
3	3	1.70155	0.774687	0.62366 5	0.56020 9	0.528709	0.51181 2	0.49750 8

RÉUNION D'ÉVALUATION DU STOCK DE LISTAO - EN LIGNE 2022

					3	4	1.26892	0.721589	0.60300 8	0.55030 7	0.523492	0.50892 7	0.49649 7
					4	1	1.69636	1.26505	0.71938 9	0.60116 9	0.54863	0.52189 7	0.5
					4	2	1.69636	1.02463	0.67889 7	0.58425 6	0.540274	0.51742 7	0.49847 6
					4	3	1.69636	0.866316	0.64714 4	0.57022 9	0.533166	0.51357 6	0.49714 8
					4	4	1.69636	0.772326	0.62176 3	0.55850 1	0.527097	0.51025 1	0.49599 2
0.75	86	0.49	- 0.49	44.5 5	1	1	1.76119	0.753617	0.61661 2	0.55540 2	0.523695	0.50603 6	0.49
					1	2	1.27176	0.706615	0.59698 7	0.54556	0.518308	0.50294 7	0.48888 1
					1	3	1.01203	0.669841	0.58066 6	0.53714 7	0.513637	0.50024 5	0.48789 5
					1	4	0.84554 7	0.640466	0.56697 4	0.52992 2	0.509575	0.49788	0.48702 6
					2	1	1.75663	0.843359	0.63880 8	0.56550 7	0.528551	0.50825 6	0.49
					2	2	1.75663	0.751667	0.61501 6	0.55396 4	0.522339	0.50472 6	0.48873 2
					2	3	1.26847	0.704786	0.59544 2	0.54414 8	0.516967	0.50164 5	0.48761 6
					2	4	1.00941	0.668108	0.57916 3	0.53575 7	0.512308	0.49895 1	0.48663 2
					3	1	1.75148	1.00645	0.66614 8	0.57746 5	0.534186	0.51080 5	0.49
					3	2	1.75148	0.840885	0.63693 4	0.56384 8	0.527001	0.50676 6	0.48856 3
					3	3	1.75148	0.749462	0.61321 2	0.55233 9	0.520807	0.50324 6	0.48729 8
					3	4	1.26475	0.702719	0.59369 5	0.54255 2	0.515451	0.50017 4	0.48618 5
					4	1	1.74565	1.26054	0.70038 2	0.59172 1	0.540748	0.51373 7	0.49
					4	2	1.74565	1.0031	0.66393 3	0.57554 4	0.532409	0.50910 6	0.48837
					4	3	1.74565	0.838089	0.63481 6	0.56197 3	0.525248	0.50508	0.48693 8
					4	4	1.74565	0.74697	0.61117 3	0.55050 3	0.519075	0.50157 2	0.48567 8

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

Table 20. Continued.

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

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

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

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

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

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

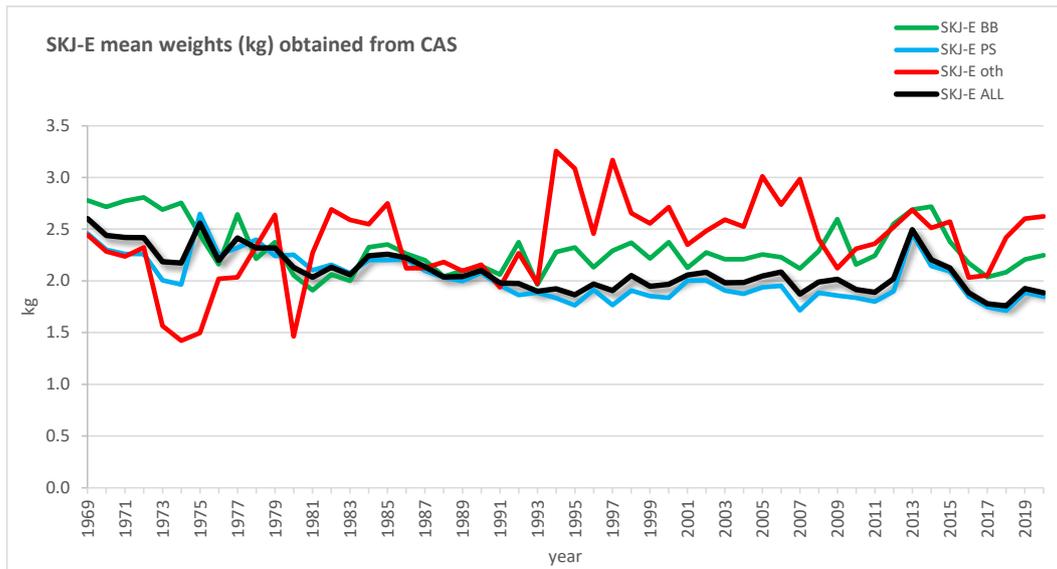


Figure 1. SKJ-E weighted mean weights (kg) estimated from the overall CAS estimations.

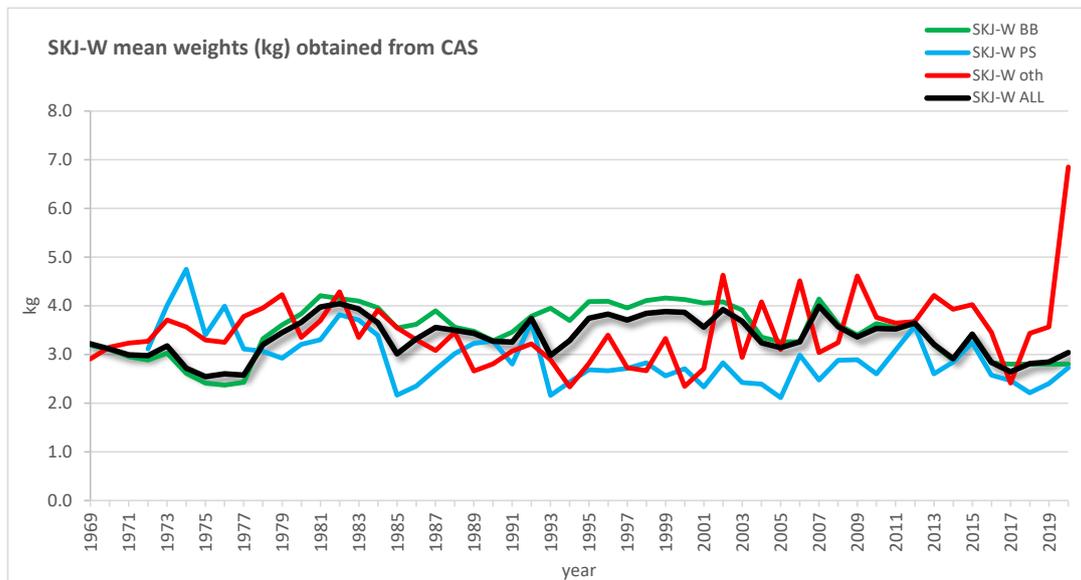


Figure 2. SKJ-W weighted mean weights (kg) estimated from the overall CAS estimations. The high value of the mean weight in other gears (oth) in 2020 may be due to some errors/inconsistencies in the associated size information available.

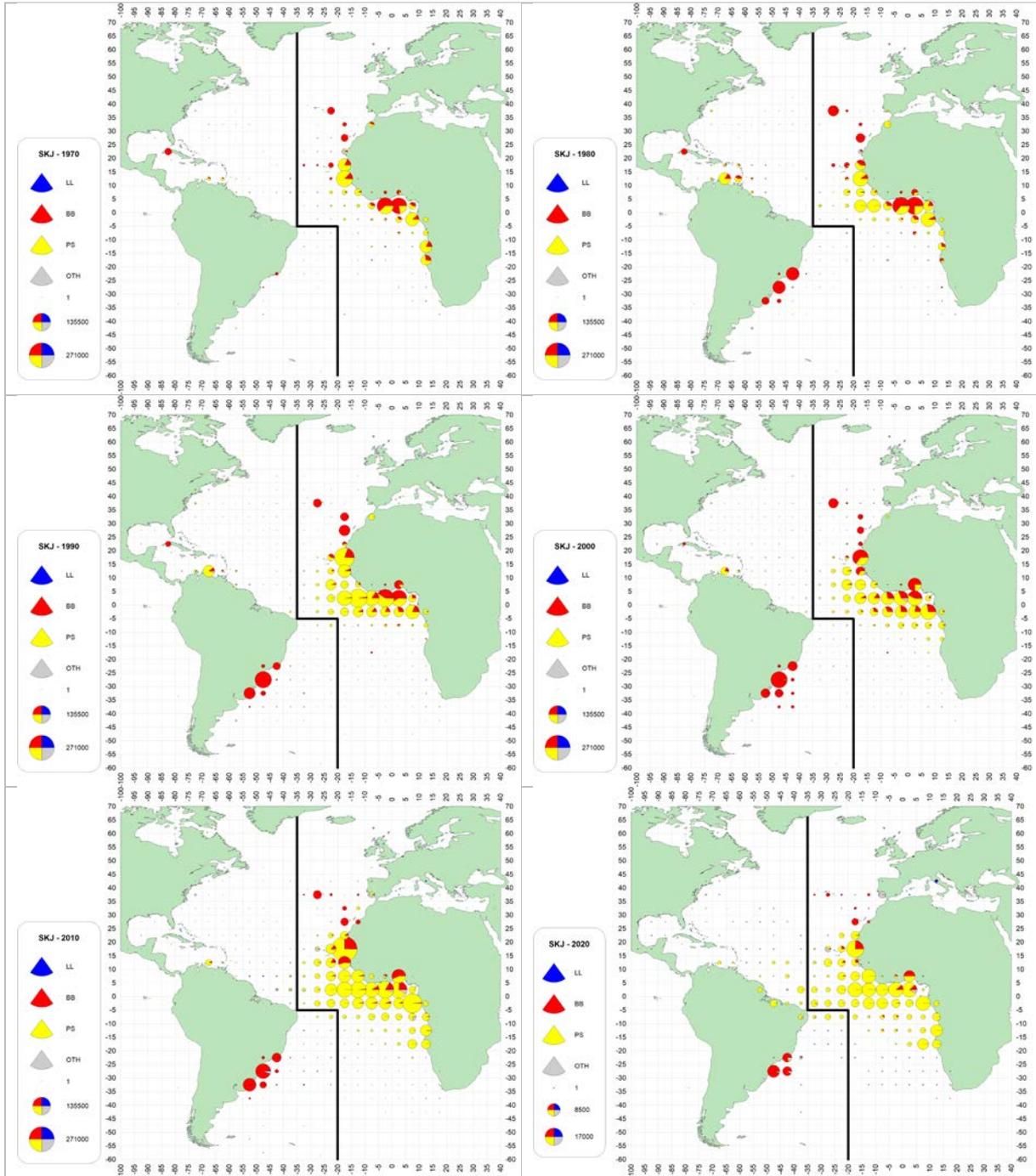


Figure 3. SKJ total catches (t) in 5x5 degree squares (source: CATDIS) by major gear and decade (1970-2020). The last decade only contains 1 year.

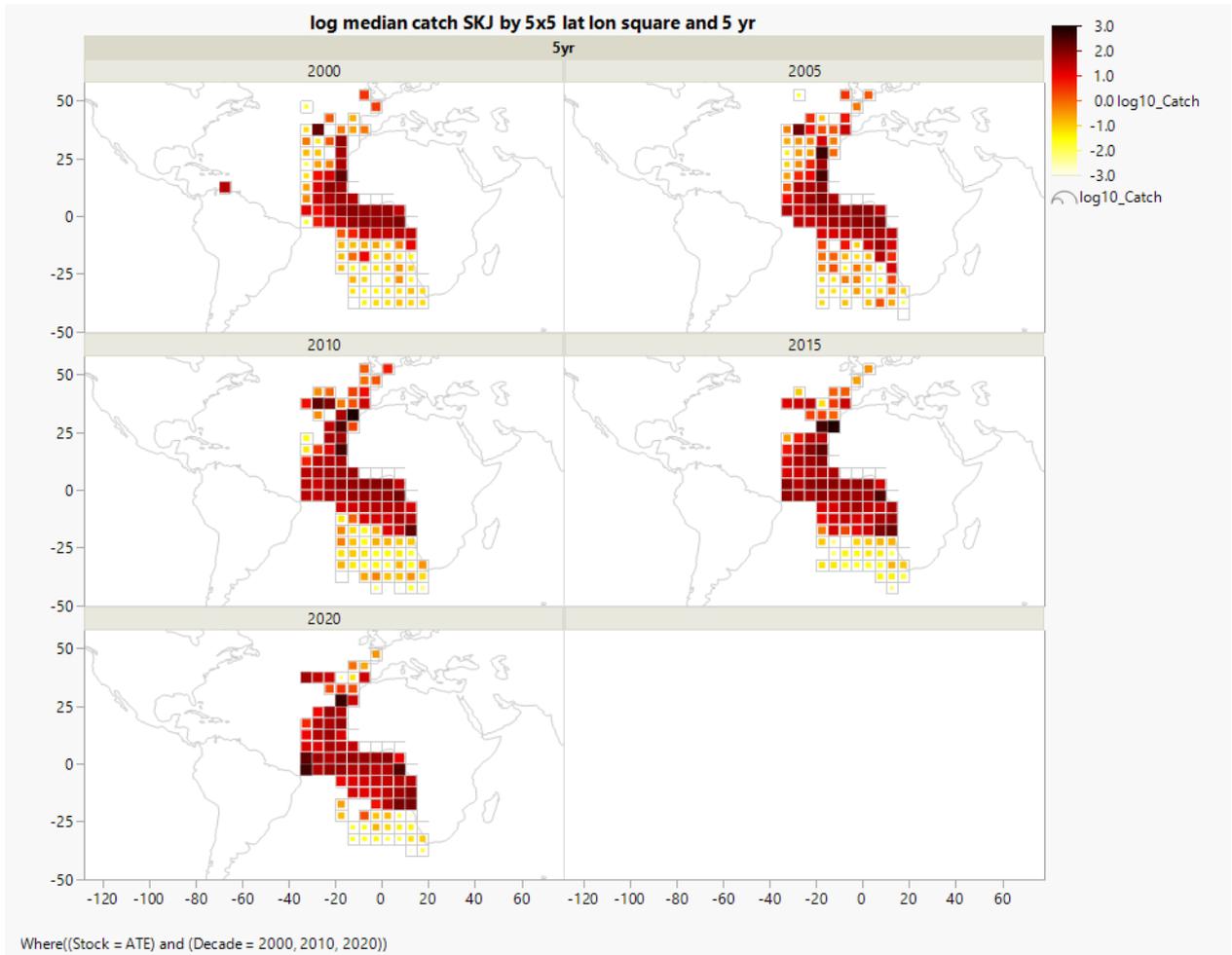


Figure 4. Spatial distribution (5x5 degree square) of SKJ median catch (t) since 2000 grouped in 5-year periods. Colour shades indicate the log₁₀ of the median catch overall. Estimates based on the SKJ CATDIS database.

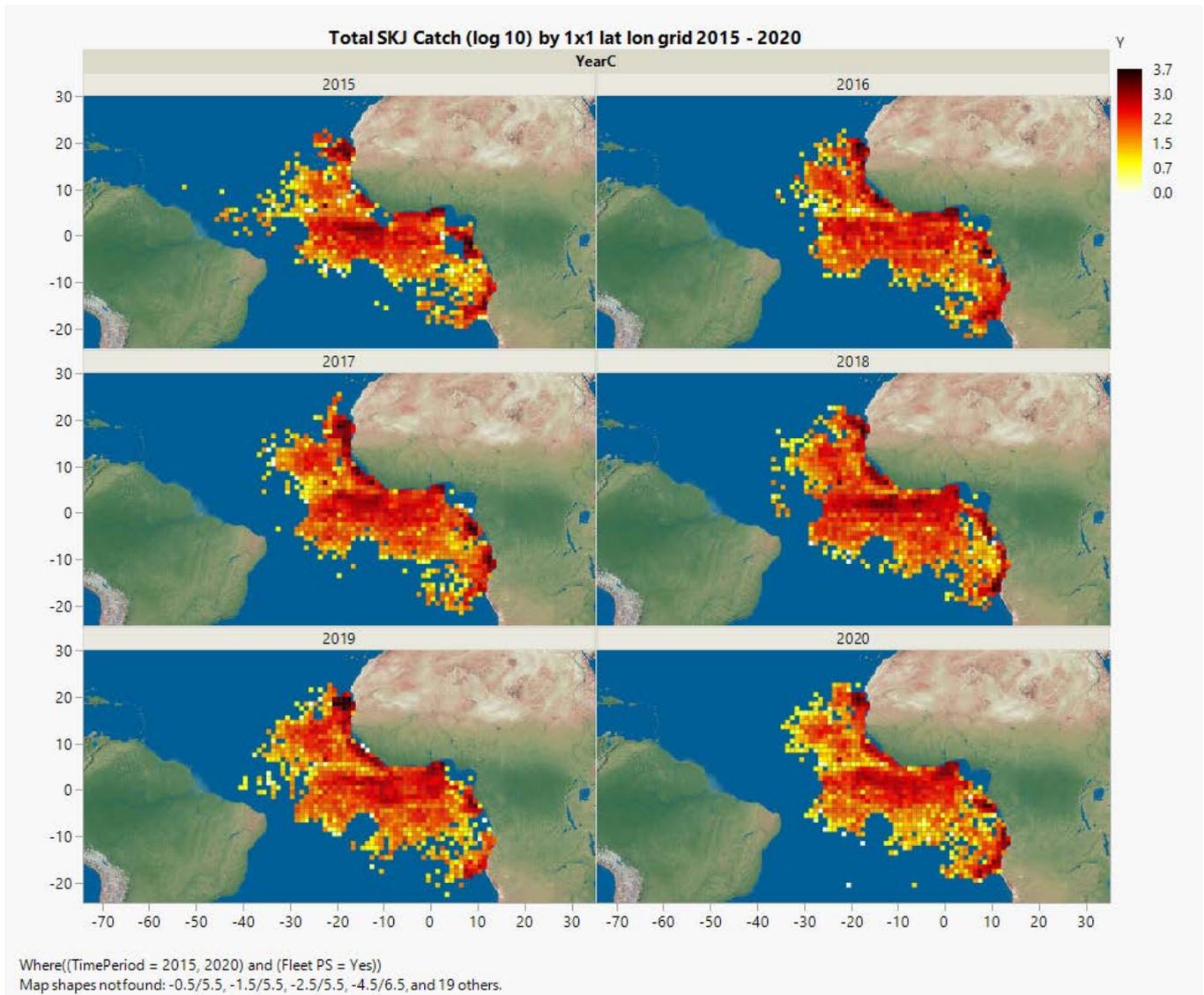


Figure 5. Total annual catch of SKJ (log 10 t) by 1x1 degree squares from 2015 to 2020 based on T2CE data reported by CPCs. Darker shades indicate larger catches.

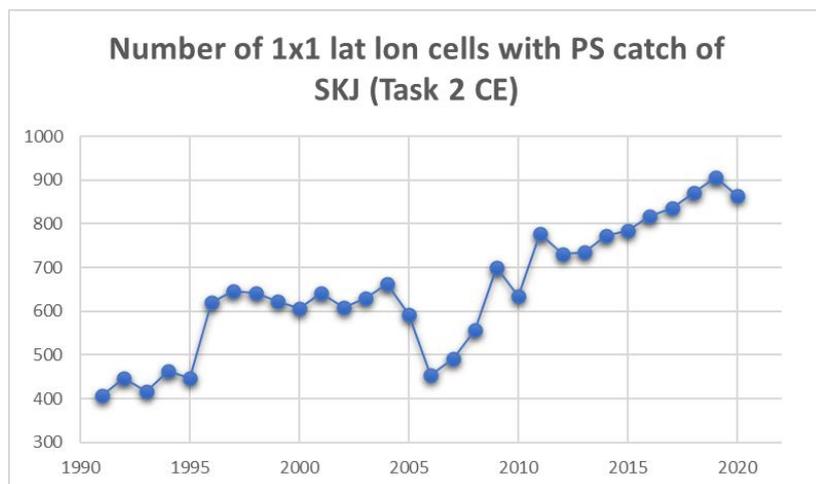


Figure 6. Number of 1x1 degree squares that have reported catches of tropical tunas (SKJ, YFT, BET) by year from the T2CE ICCAT dbase. Note that the period 1990-2009 may be incomplete as not all fleets with reported catches (Task 1 NC) had reported the Task 2 CE in the spatio-temporal resolution indicated.

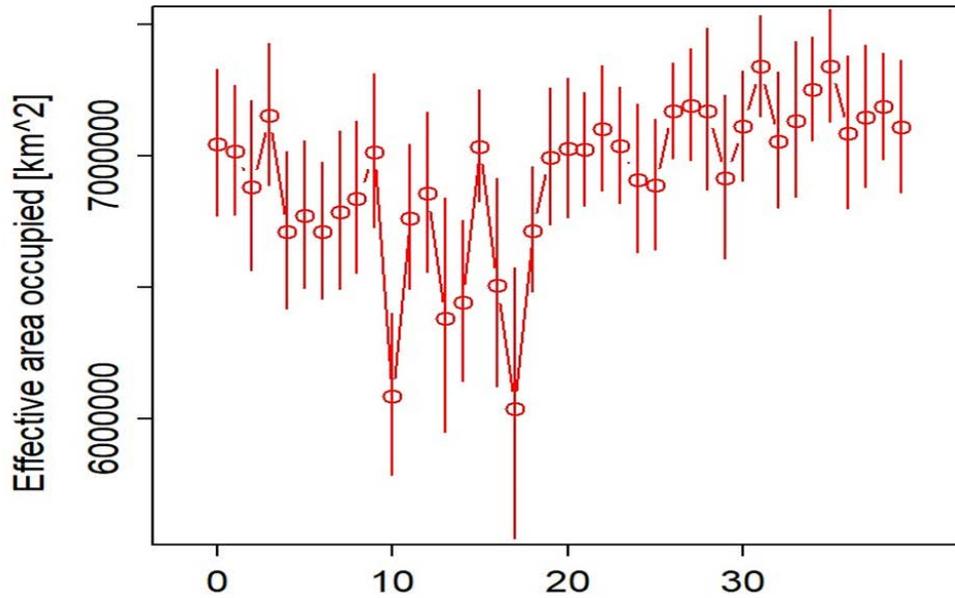


Figure 7. Estimated effective area occupied (in square km) required to contain a population given its average population density (kg km^{-2}) of the eastern Atlantic skipjack caught by the European purse seiner for fishing operations on drifting FADs not owned by the vessel. The plot shows the estimate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

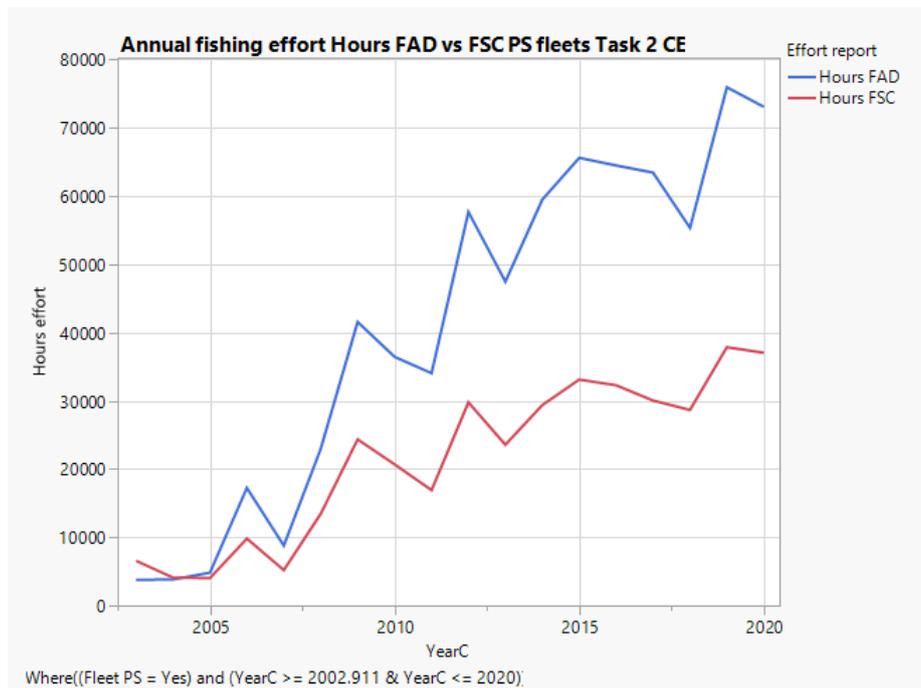


Figure 8. Reported fishing effort (hours fishing) for the tropical tuna PS fleets (Task 2 CE) by fishing mode on floating objects (FOB/FAD) and free schools (FSC) 2005 - 2020.

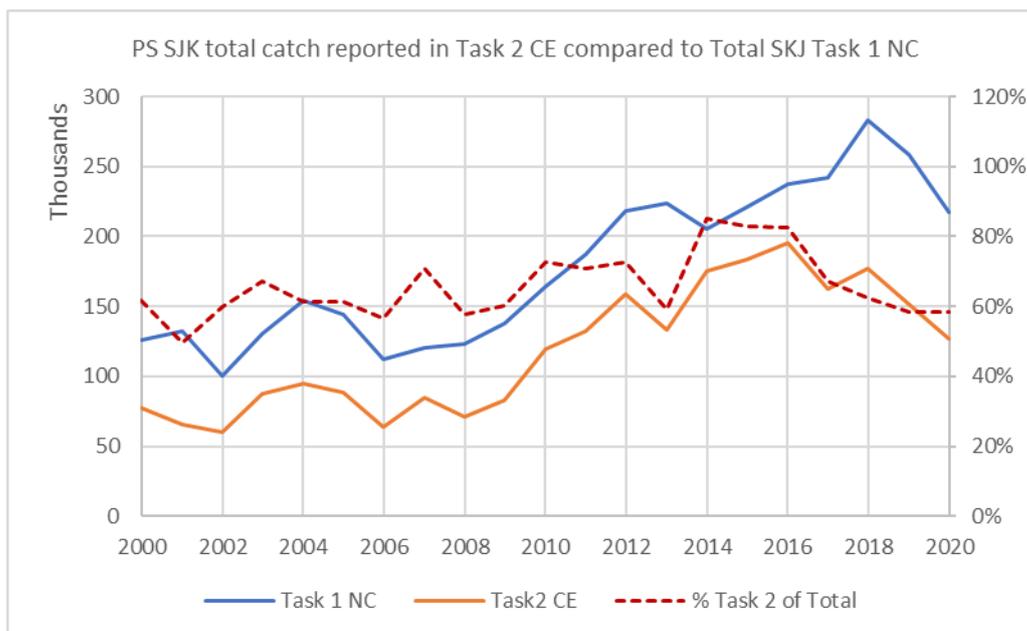


Figure 9. Annual trends of the E-SKJ total catch (Task 1 NC) compared to the purse seine (PS) SKJ catch reported in Task 2 CE (Task 2 CE). The dashed line indicates the annual percent values on the right y-axis.

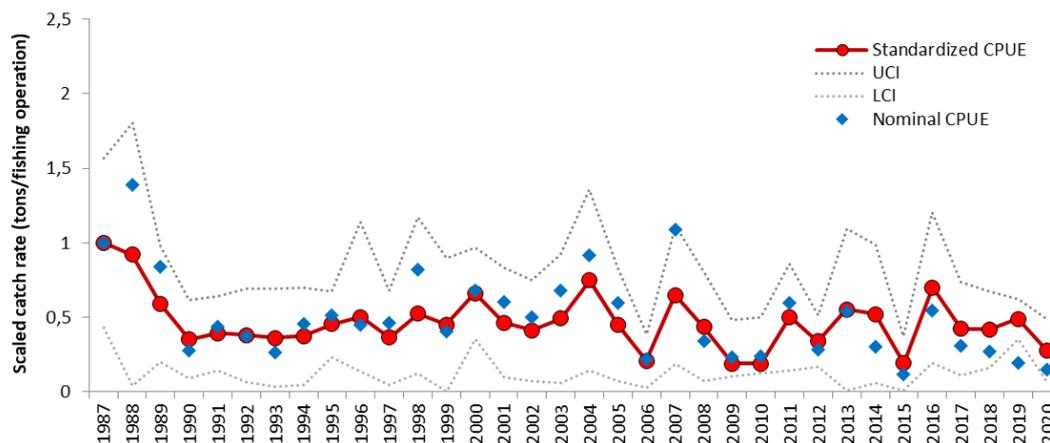


Figure 10. Scaled nominal (blue squares) and standardized (red line and circles) CPUE (t/fishing operation) of skipjack tuna caught by the Venezuelan baitboat fishery. Dotted lines represent 95% confidence intervals for the standardized CPUE.

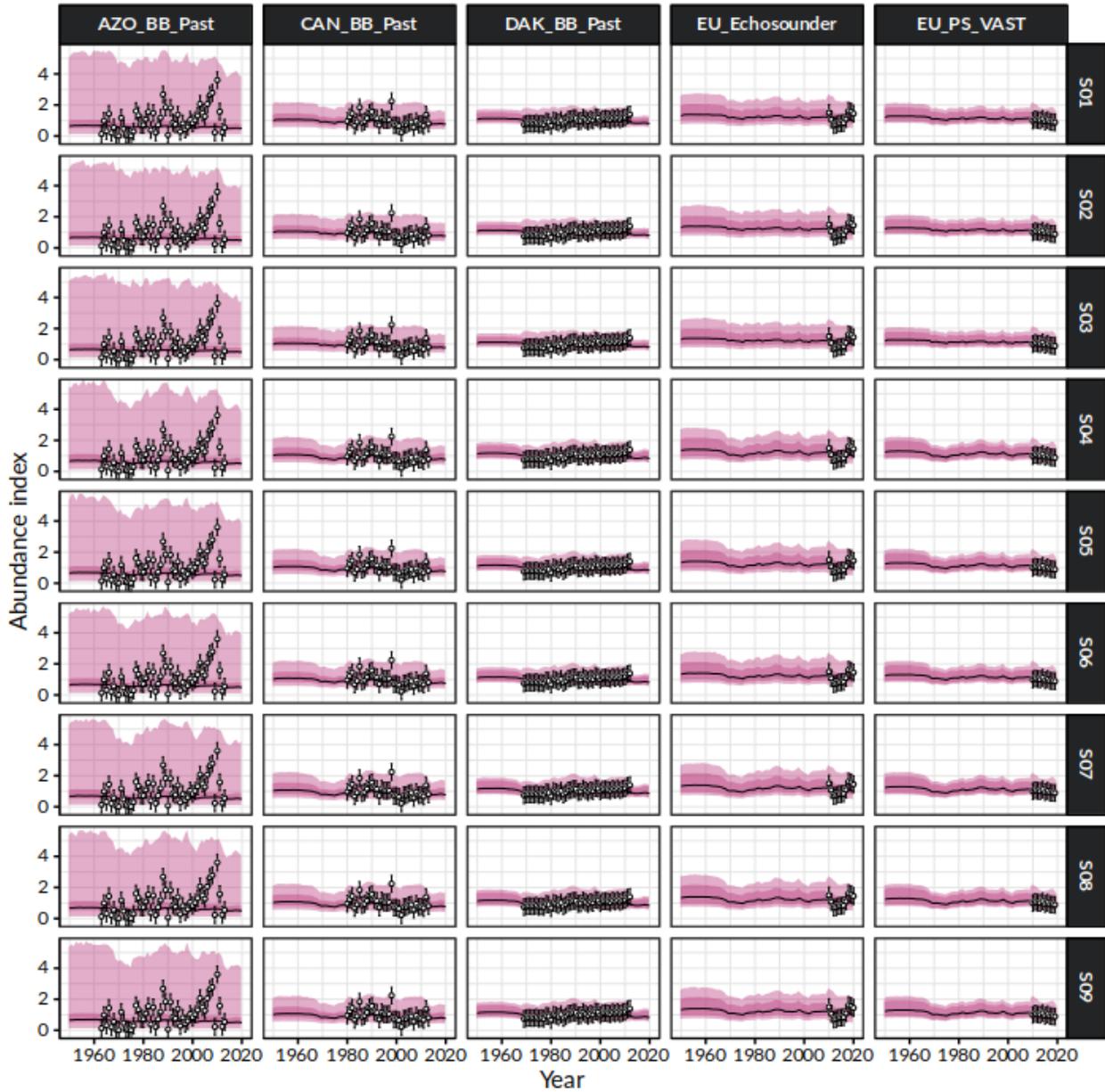


Figure 11. Time series of observed (circle) with error 95% CIs (error bars) and predicted (solid line) CPUE of East Atlantic skipjack tuna for the Bayesian state-space surplus production model JABBA for each scenario fitted. Dark shaded pink areas show 95% credibility intervals of the expected mean CPUE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

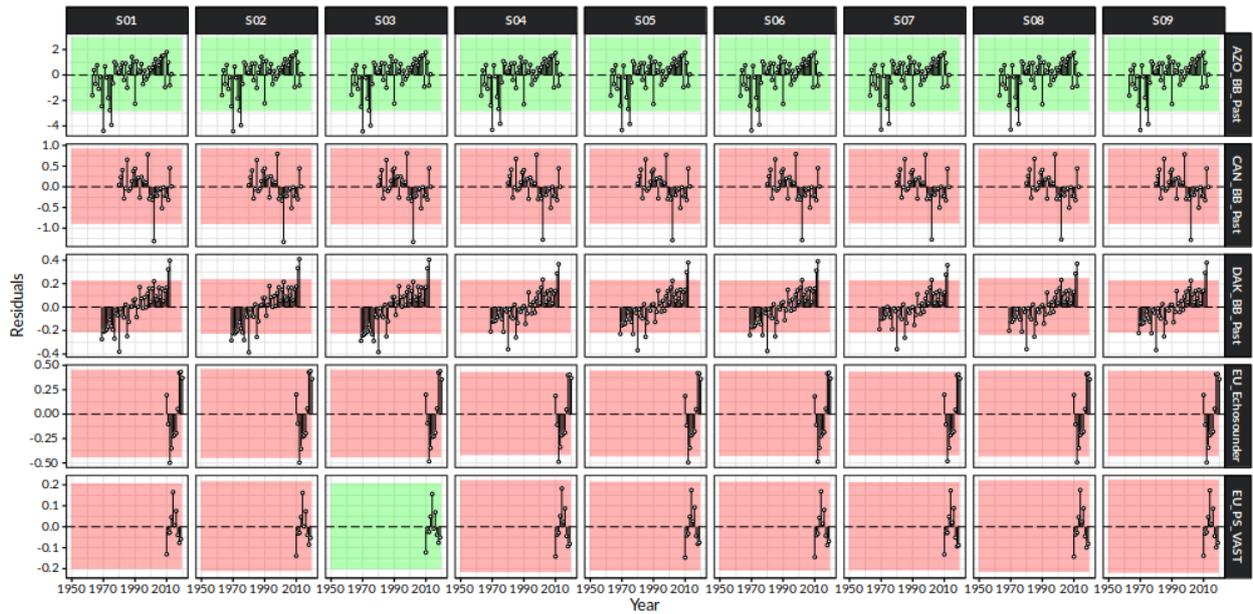


Figure 12. Runs tests to quantitatively evaluate the randomness of the time series of CPUE residuals for each scenario fitted for West Atlantic skipjack tuna. Green panels indicate no evidence of lack of randomness of time-series residuals ($p > 0.05$), while red panels indicate the opposite. The inner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

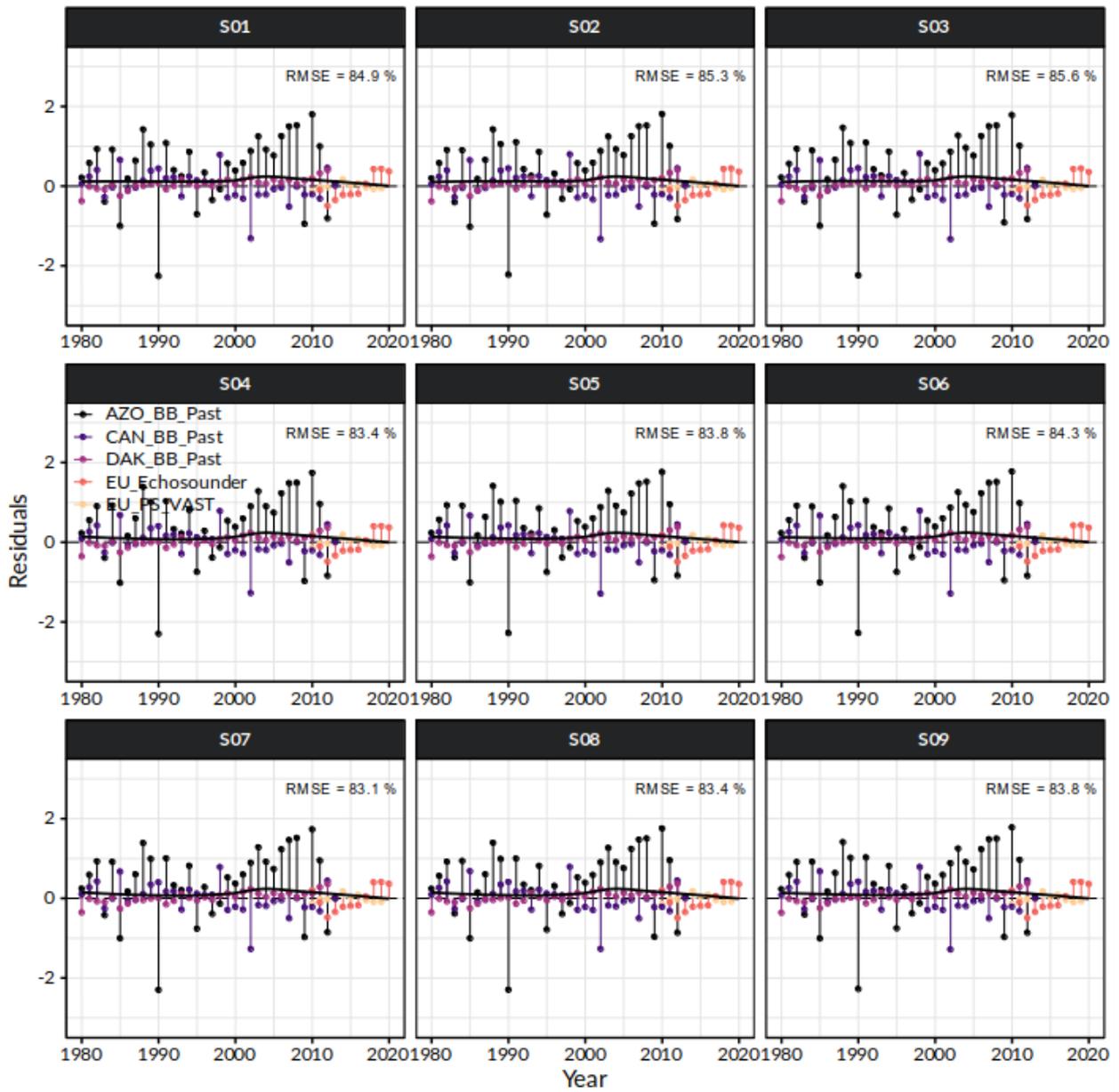
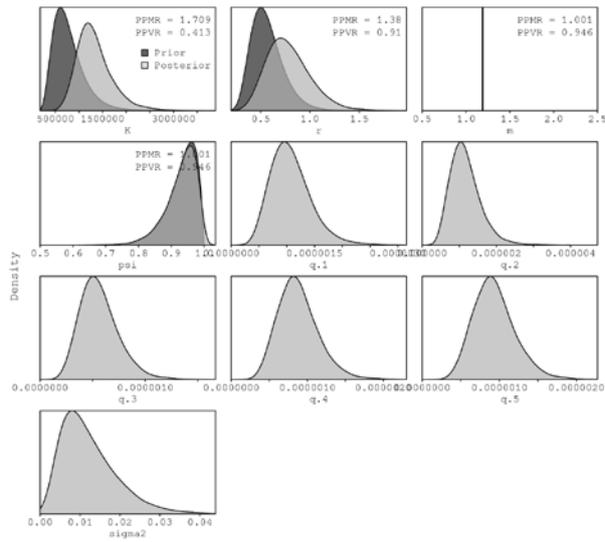
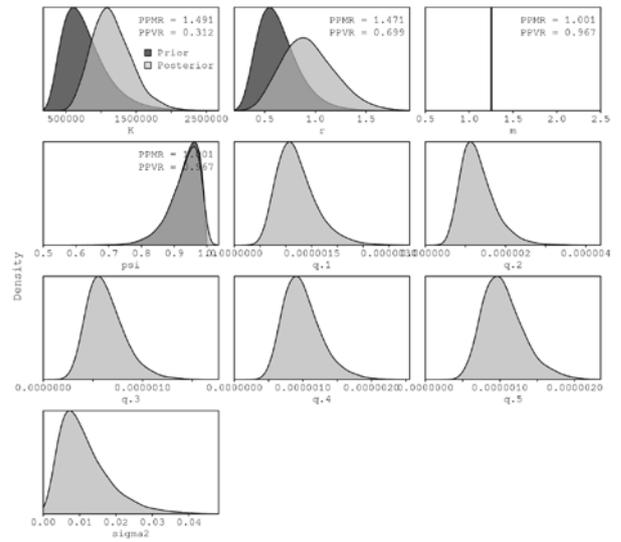


Figure 13. JABBA residual diagnostic plots for alternative sets of CPUE indices examined for each scenario fitted for the East Atlantic skipjack tuna. Solid black lines indicate a loess smoother through all residuals.

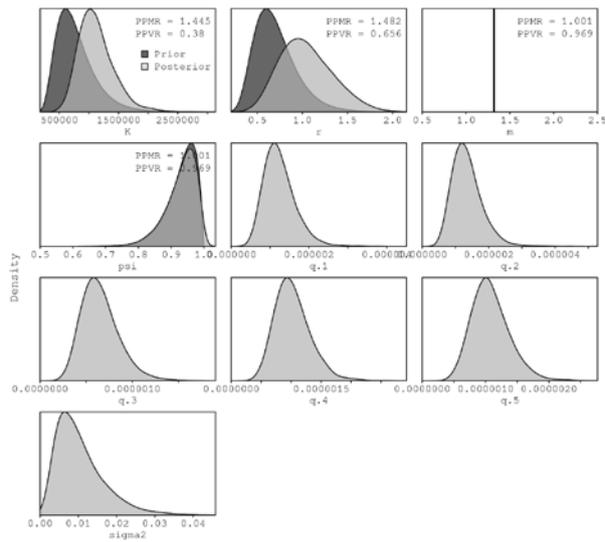
S01



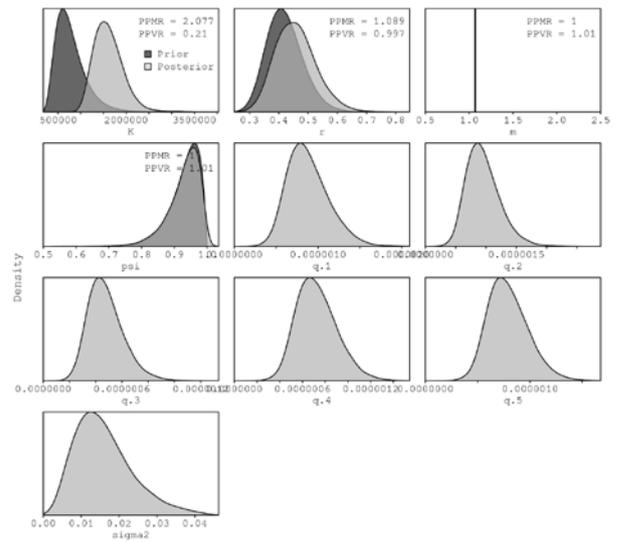
S02



S03

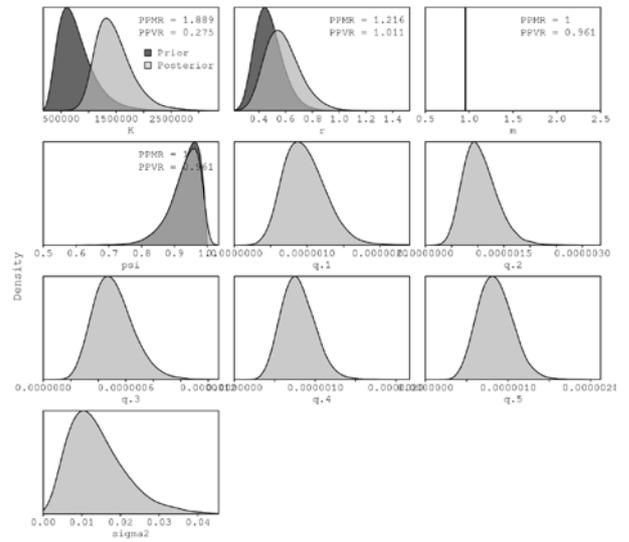
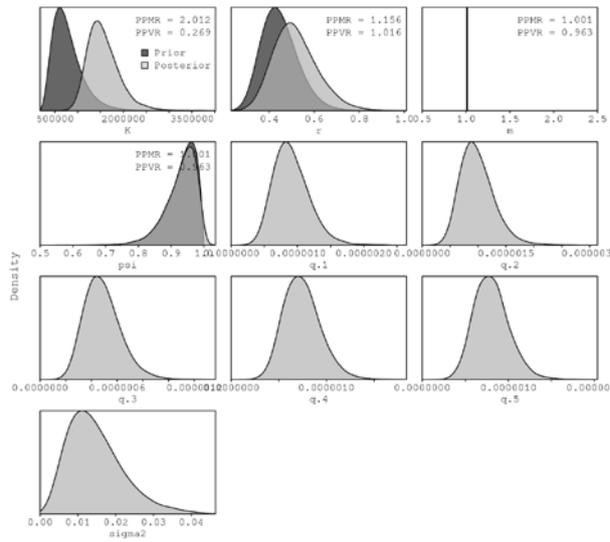


S04



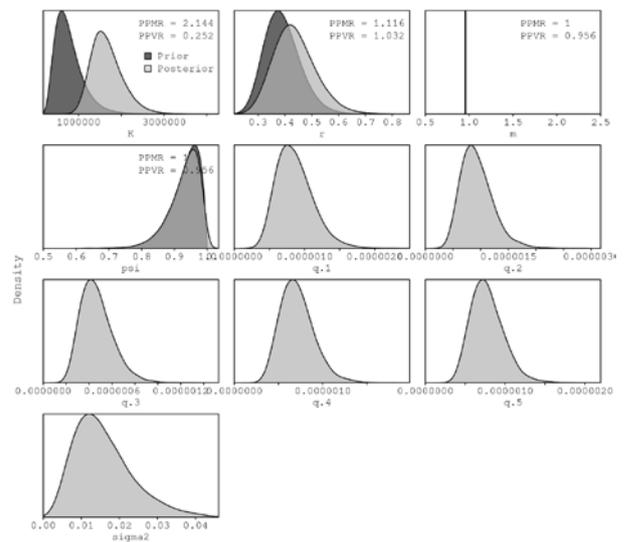
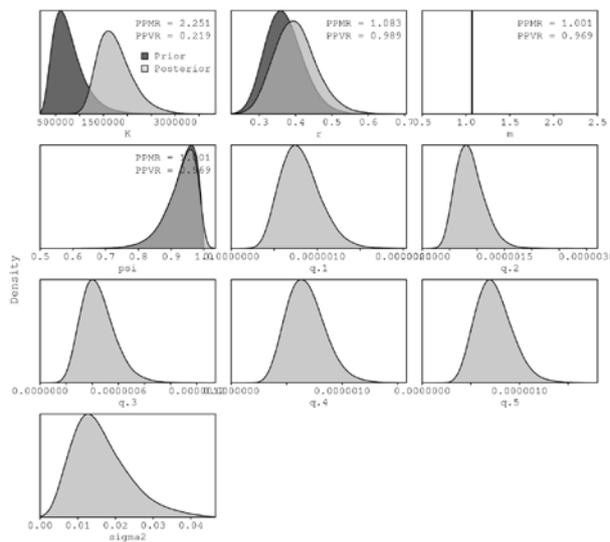
S05

S06



S07

S08



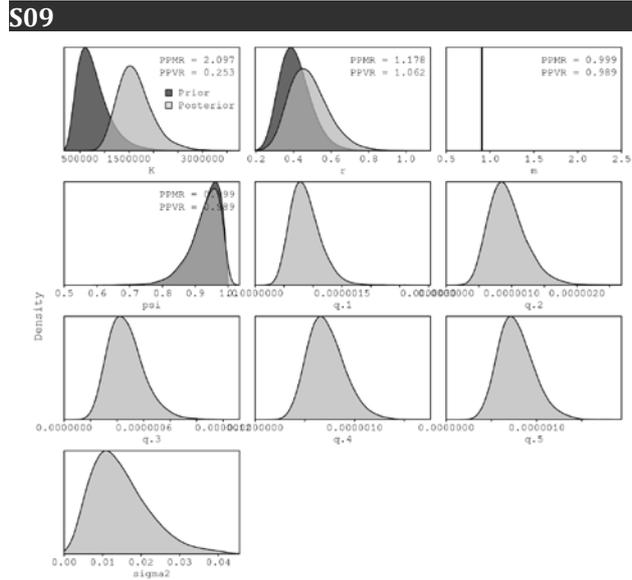


Figure 14. Prior and posterior distributions of various model and management parameters for the Bayesian state-space surplus production fitted for the East Atlantic skipjack tuna. PPRM: Posterior to Prior Ratio of Medians; PPVR: Posterior to Prior Ratio of Variances.

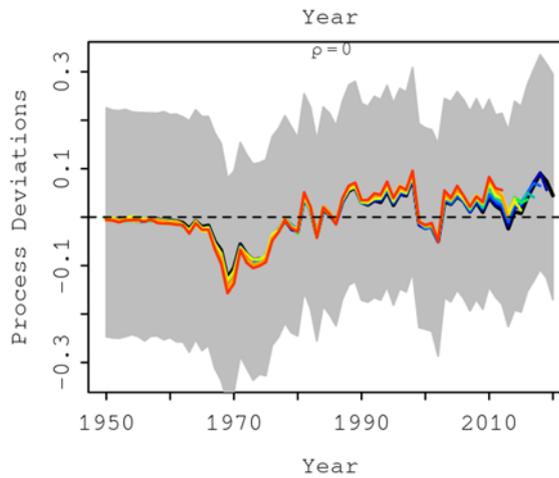


Figure 15. E-SKJ JABBA model run. Trends of process error deviations from the retrospective analyses when removing up to 5 years of the terminal input data.

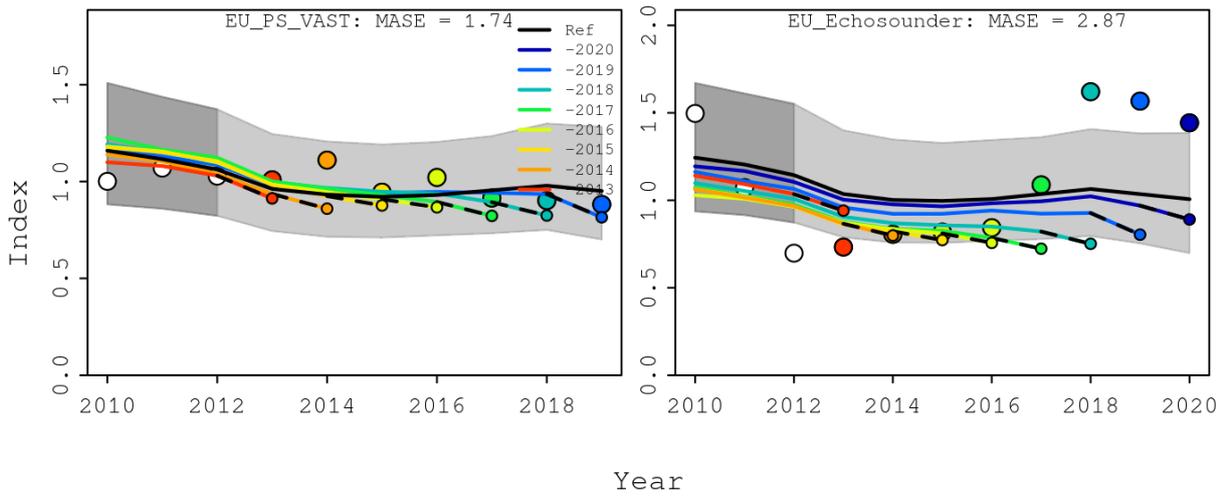


Figure 16. Hindcasting cross-validation results (HCxval) for the two scenarios S05 for East Atlantic skipjack tuna, showing one-year-ahead forecasts of CPUE values (2011-2019), performed with eight hindcast model runs relative to the expected CPUE. The CPUE observations, used for cross-validation, are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

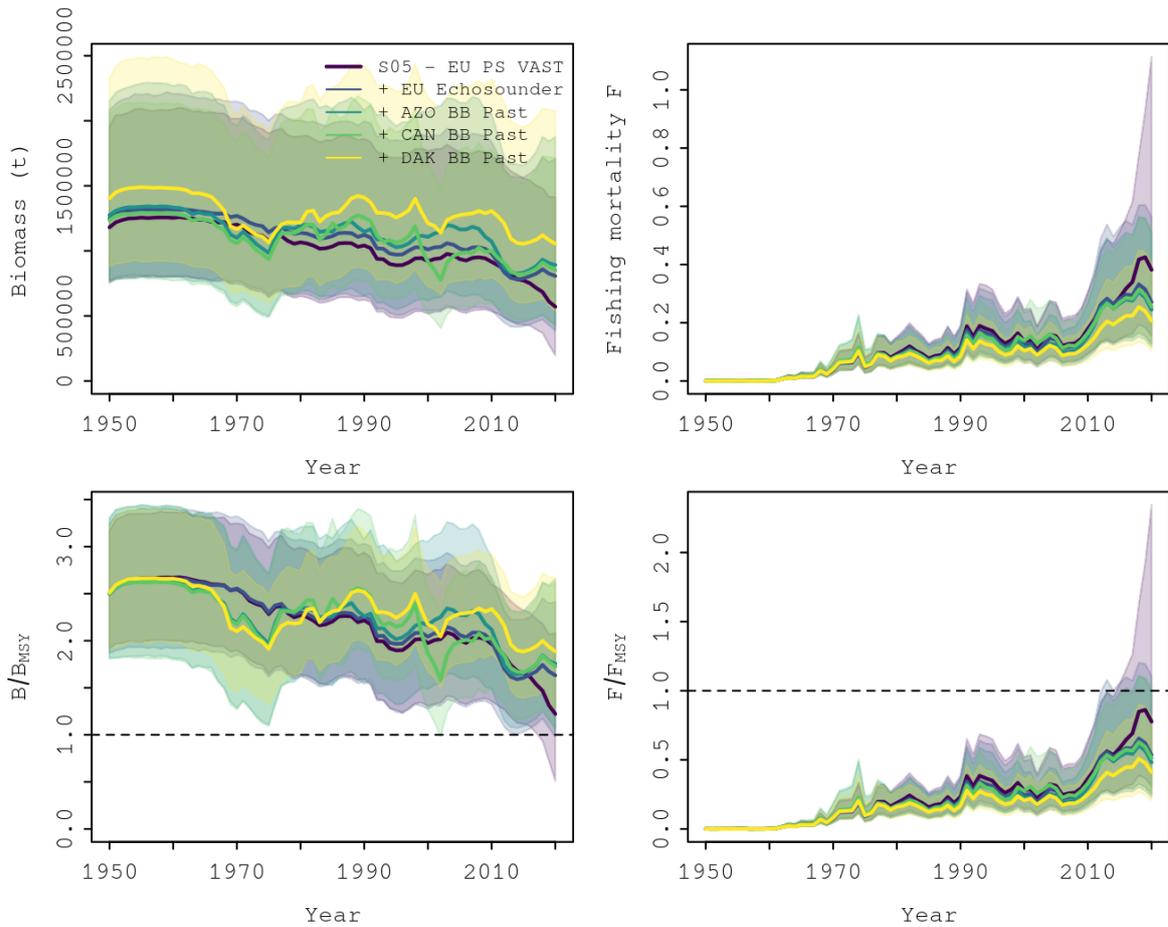


Figure 17. Sensitivity analysis performed for scenarios S05 showing the trends in biomass and fishing mortality (upper panels), biomass relative to B_{MSY} (B/B_{MSY}) and fishing mortality relative to F_{MSY} (F/F_{MSY}) (middle panels) and biomass relative to K (B/K) and surplus production curve (bottom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

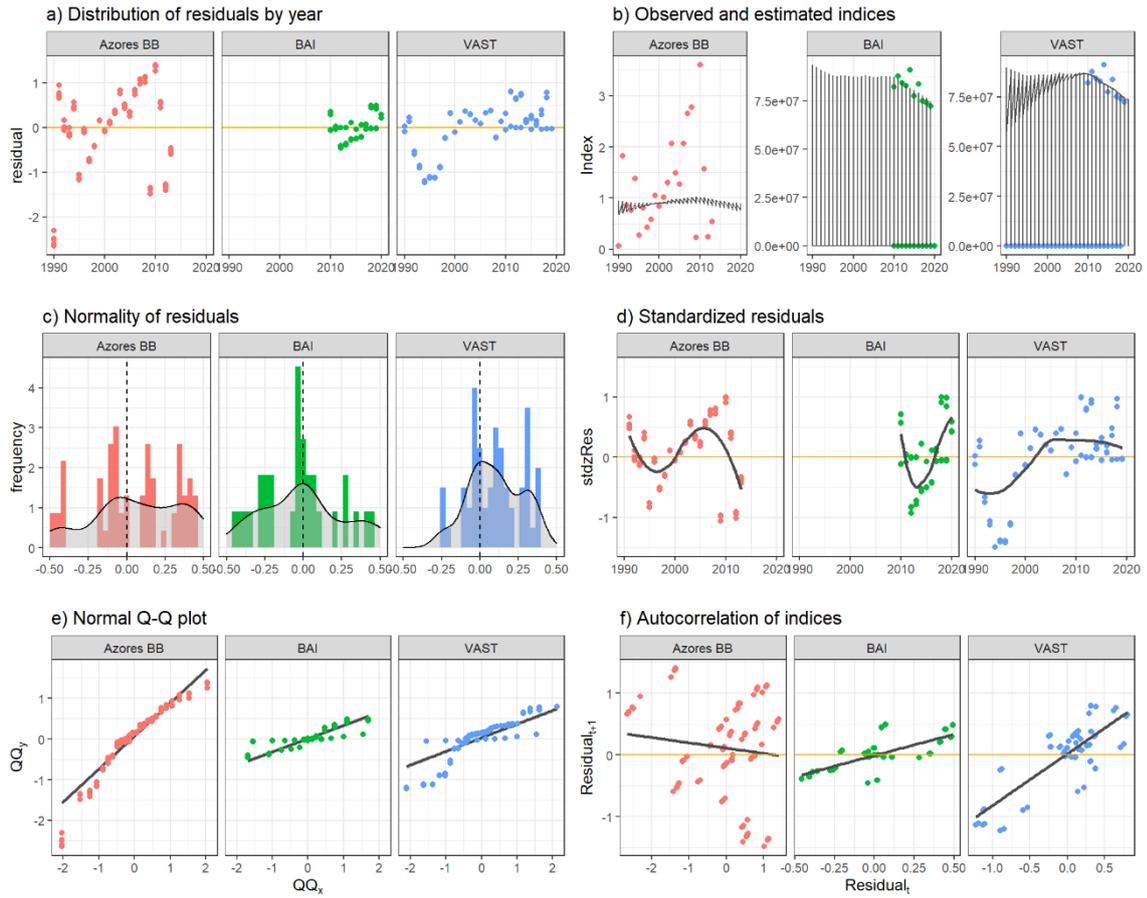


Figure 18. Diagnostics of fit for the proposed preliminary reference case MPB model.

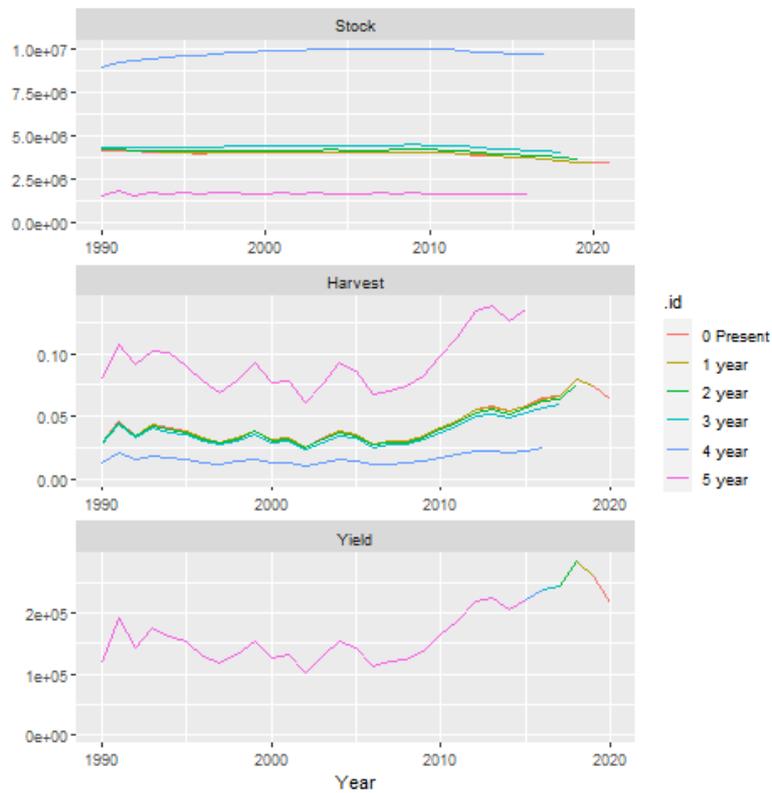


Figure 19. Retrospective analysis for the MPB preliminary reference run SKJ-E.

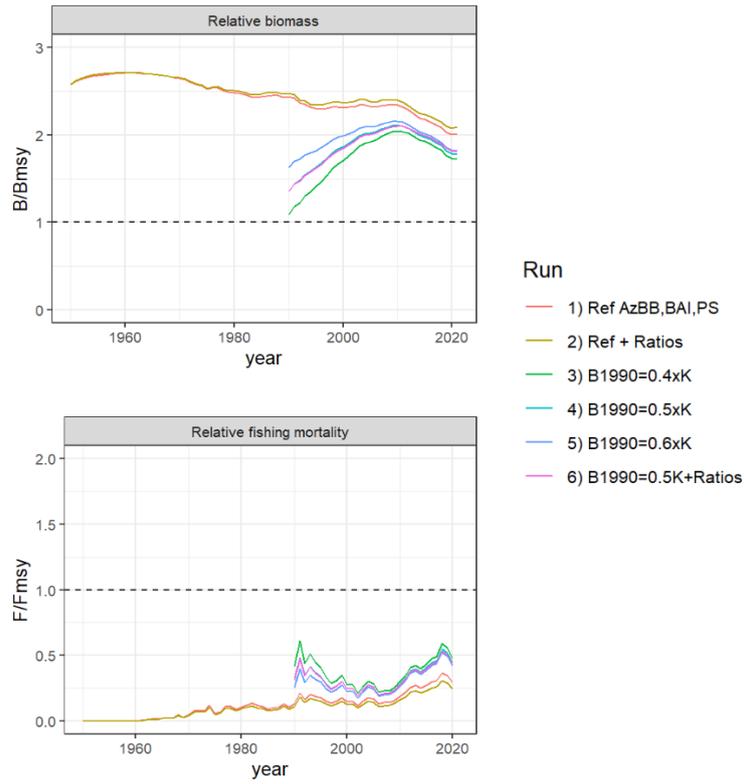


Figure 20. Diagnostics were presented to the Group including the production function

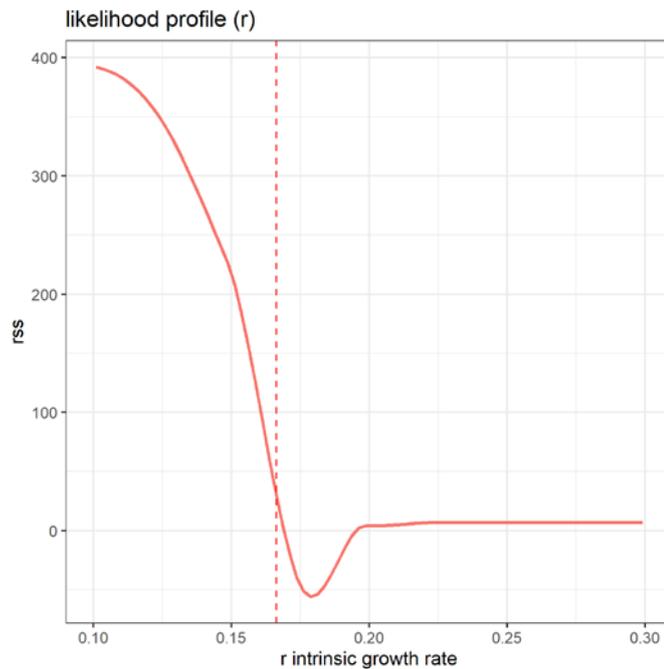


Figure 21. Likelihood profile for the intrinsic growth rate for the proposed preliminary reference case of the MPB SKJ-E.

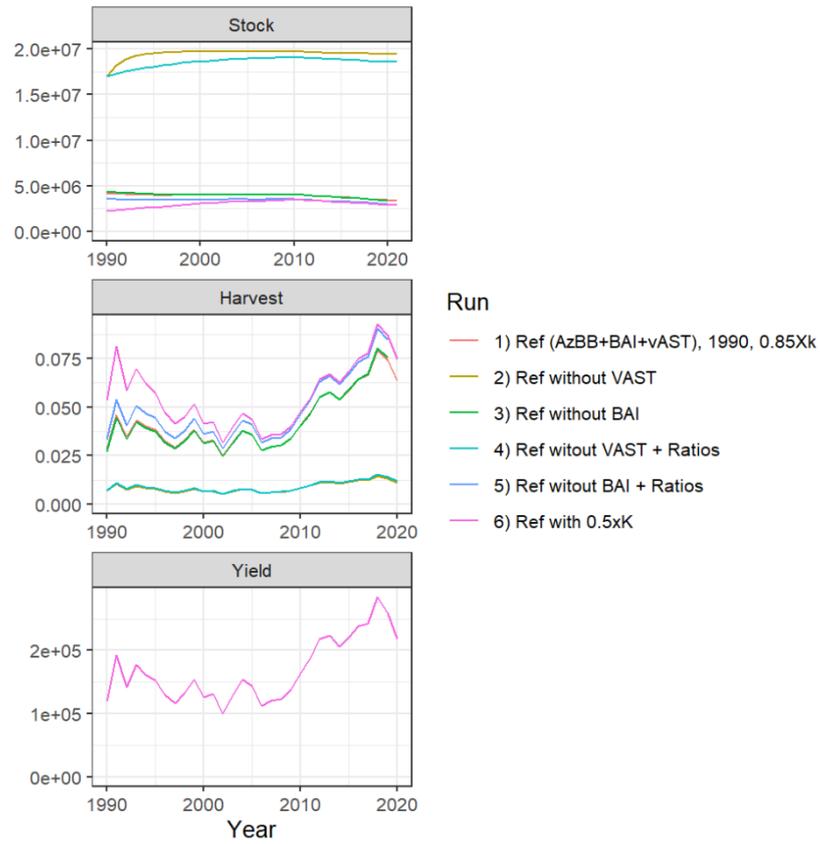


Figure 22. Estimated biomass and fishing mortality for the proposed preliminary reference case and alternatives from the MPB E-SKJ run.

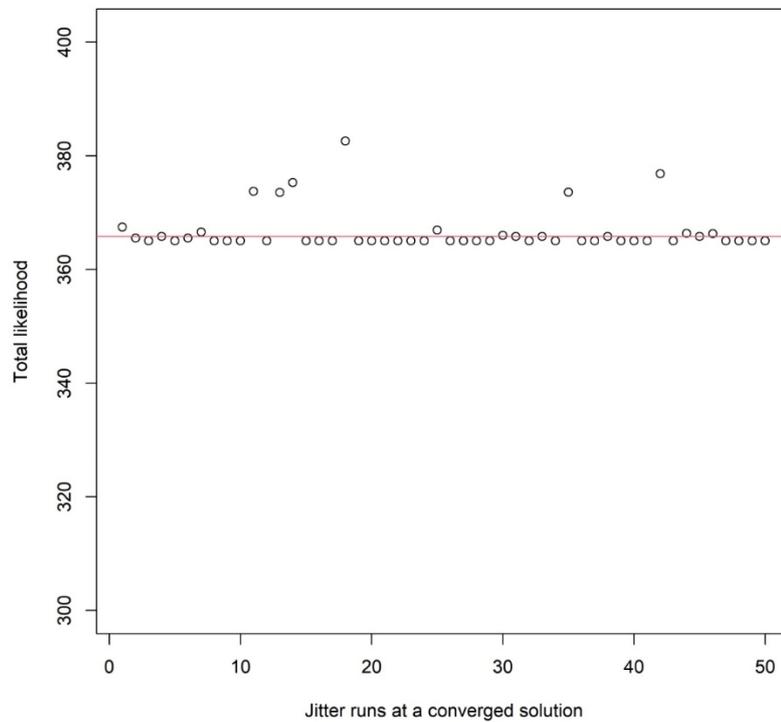


Figure 23. Jitter results for the reference case.

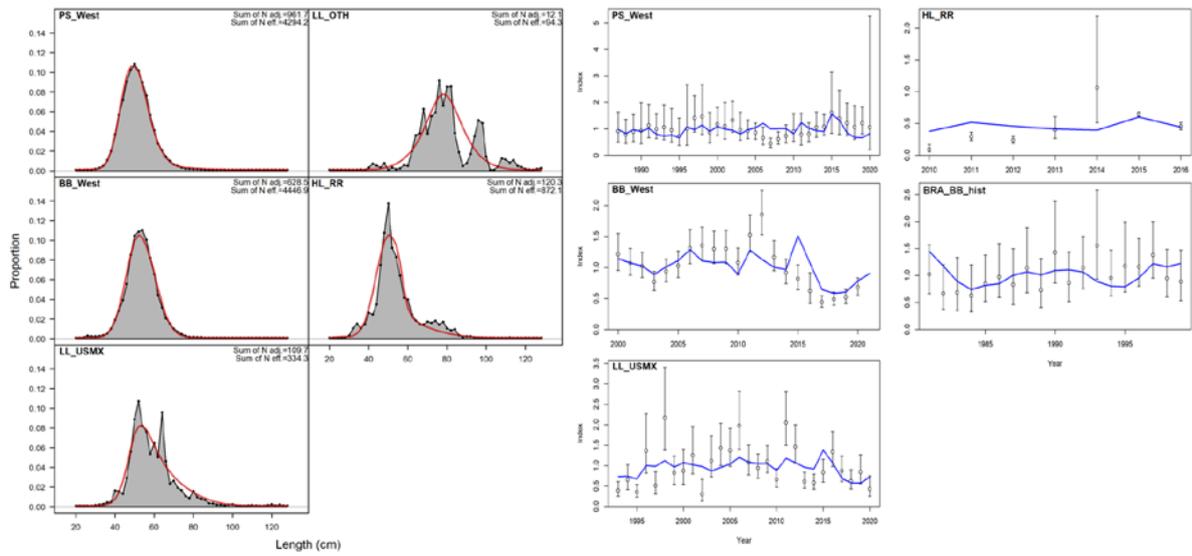


Figure 24. Model fits to the aggregated length compositions for each fleet (left panels) and for the index (right panels) for the reference case.

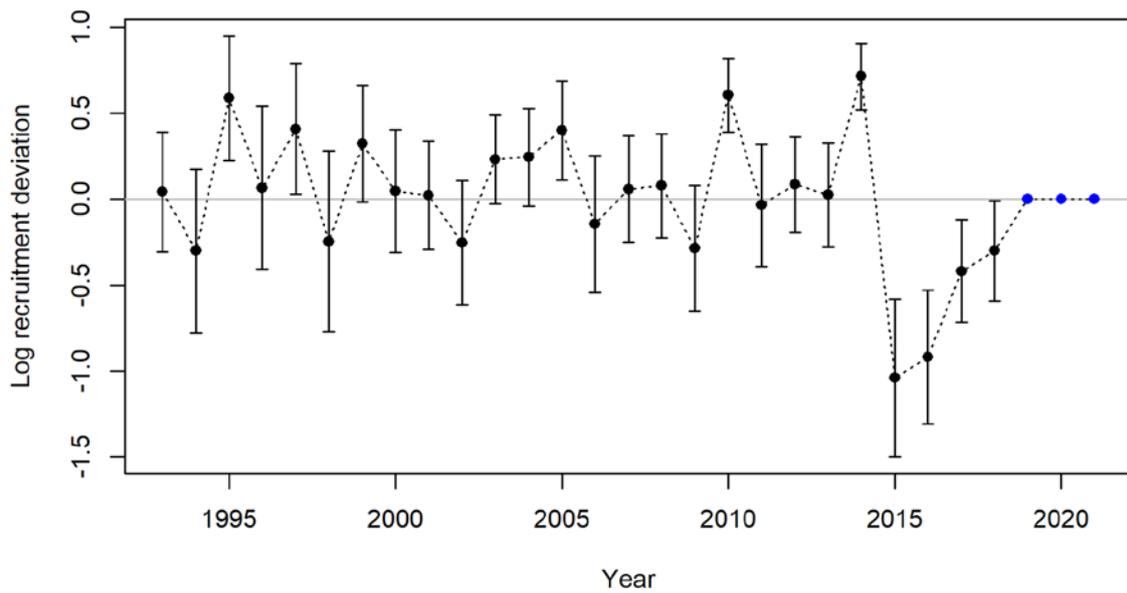


Figure 25. Recruitment deviations for the W-SKJ Stock synthesis model reference case.

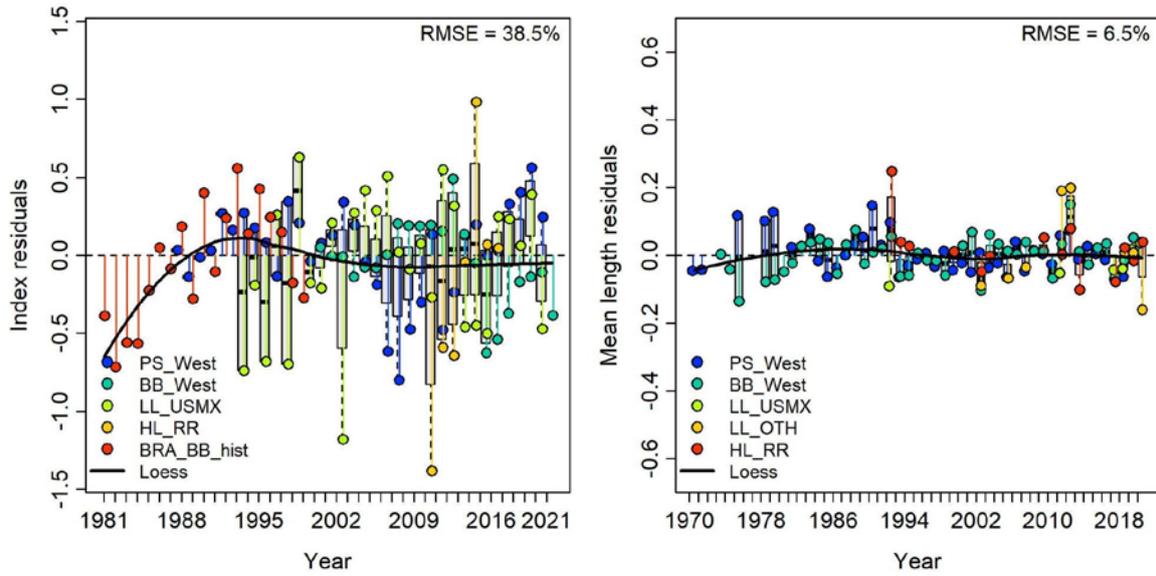


Figure 26. Joint residuals plot for the index (left panel) and length composition (right panel) fits for the W-SKJ Stock synthesis model reference case.

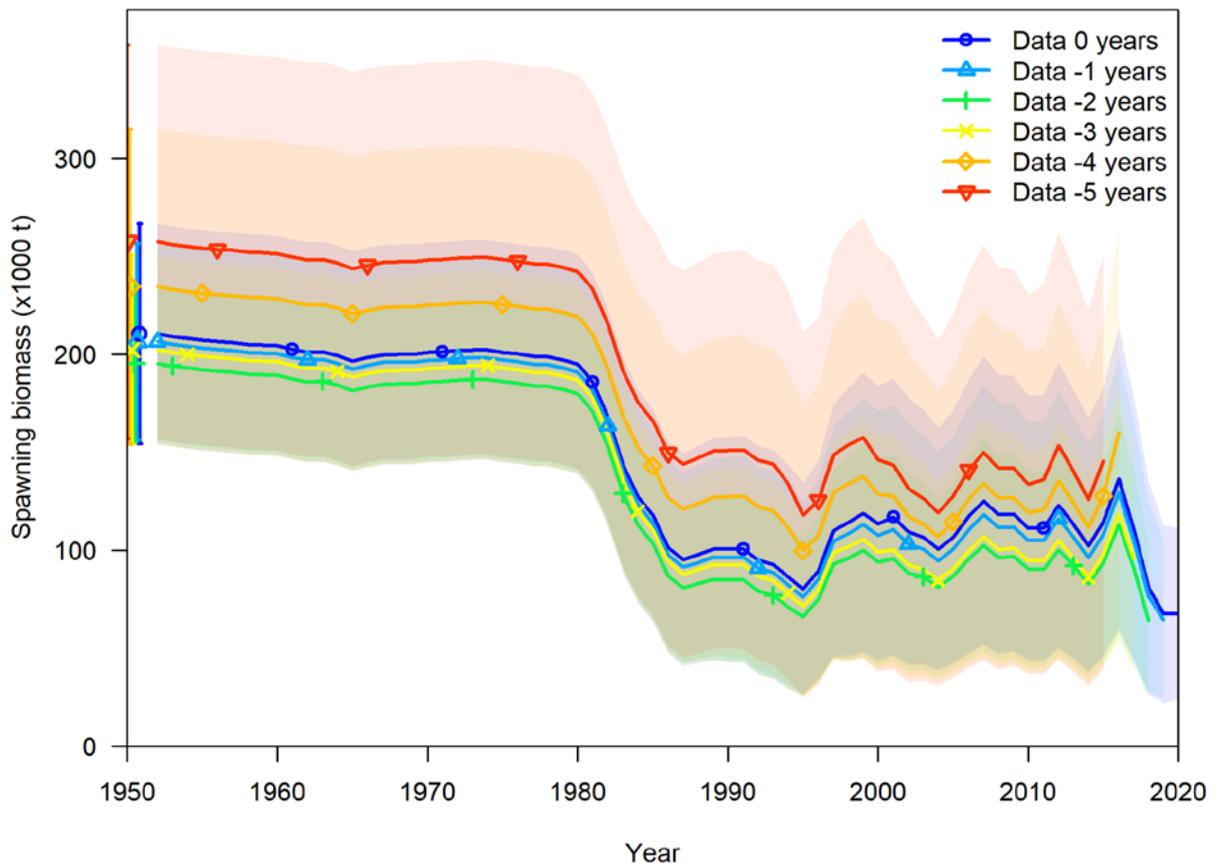


Figure 27. Retrospective plots of spawning stock biomass, for the W-SKJ Stock synthesis model reference case.

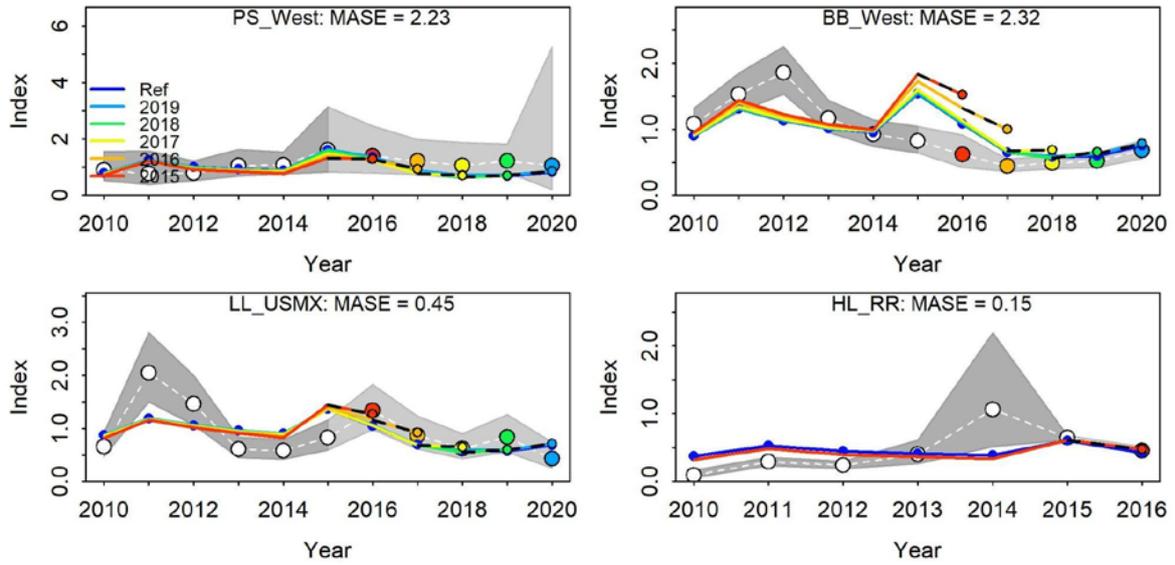


Figure 28. Hindcasting plots for the index fit for the W-SKJ Stock synthesis model reference case.

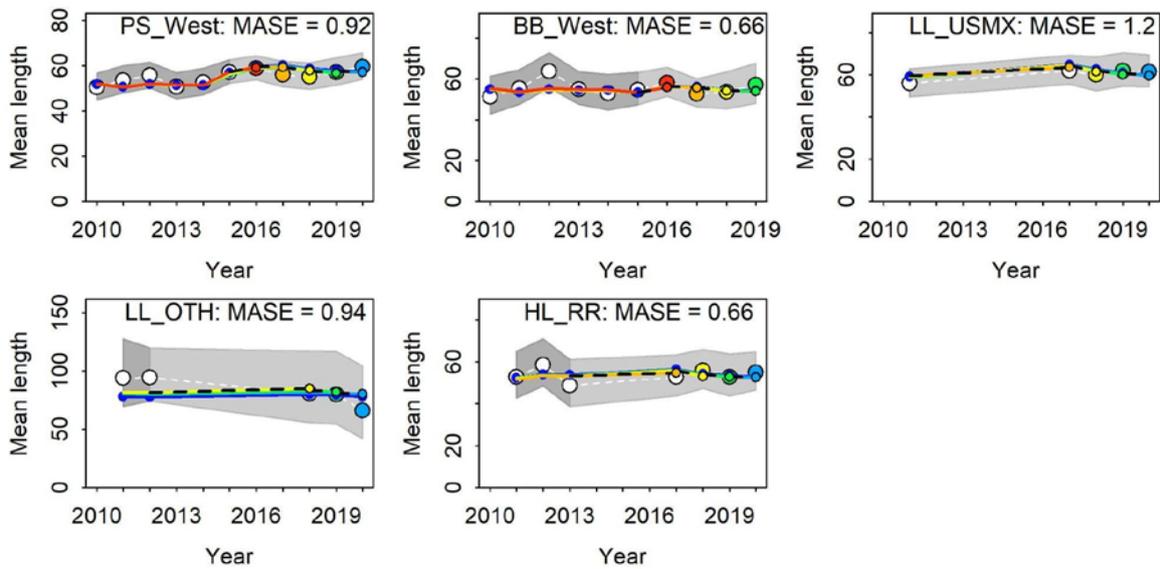


Figure 29. Hindcasting plots for the length composition fit in the W-SKJ Stock synthesis model reference case.

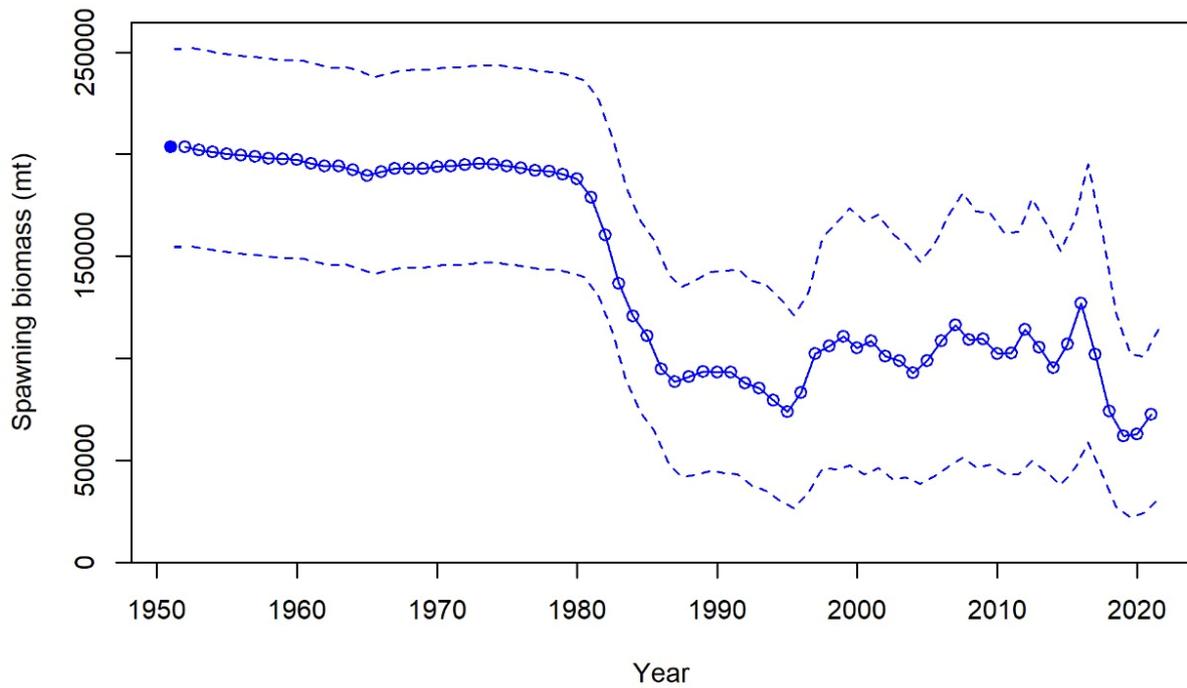


Figure 30. Spawning stock biomass estimates for the Stock Synthesis reference case of the western skipjack stock.

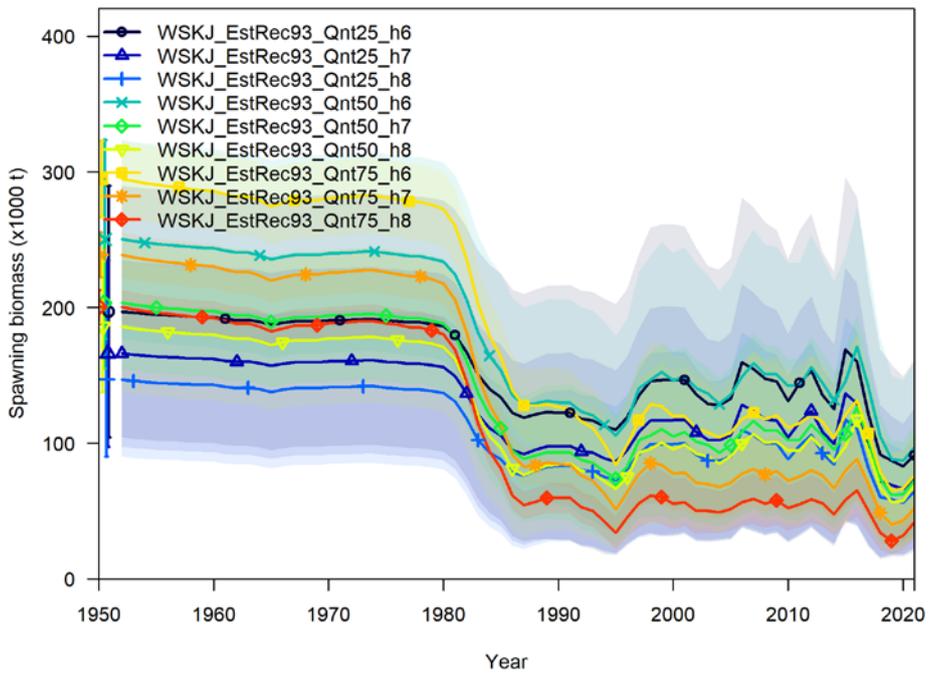


Figure 31. Spawning stock biomass trajectories across the Stock Synthesis uncertainty grid of the western skipjack stock.

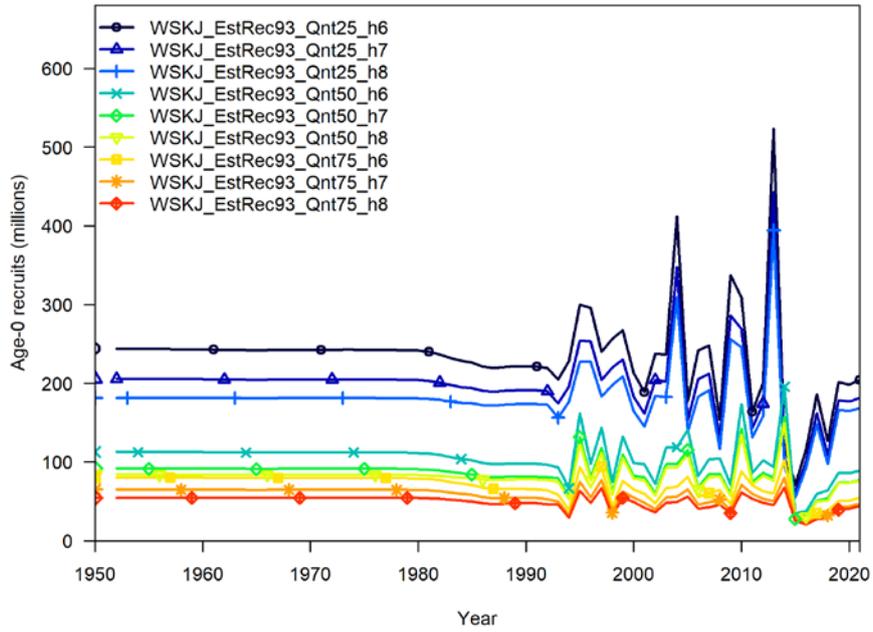


Figure 32. Age-0 recruits' trajectories across the Stock Synthesis uncertainty grid of the western skipjack stock.

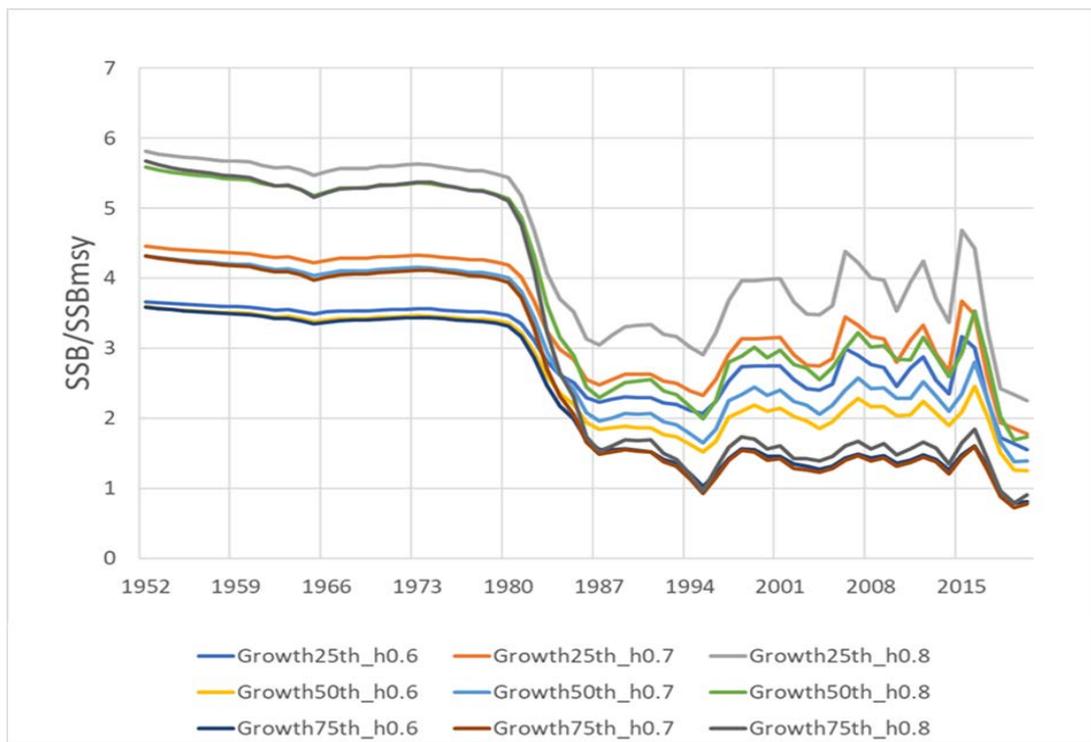


Figure 33. SSB/SSB_{SY} trajectories across the Stock Synthesis uncertainty grid of the western skipjack stock.

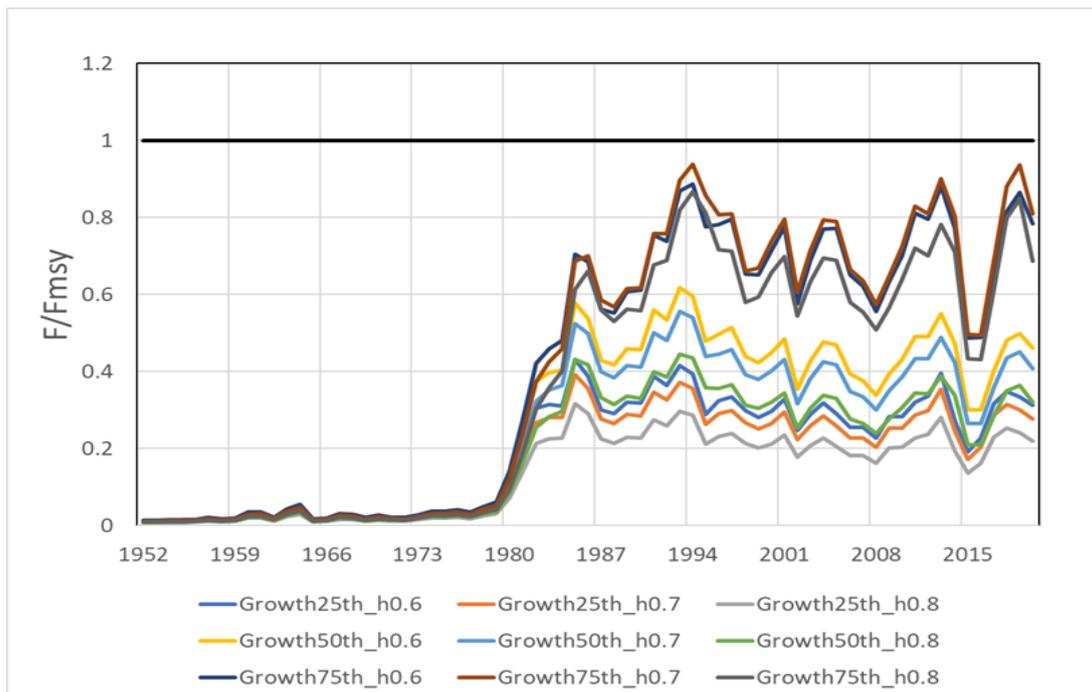


Figure 34. F/F_{MSY} trajectories across the Stock Synthesis uncertainty grid of the western skipjack stock.

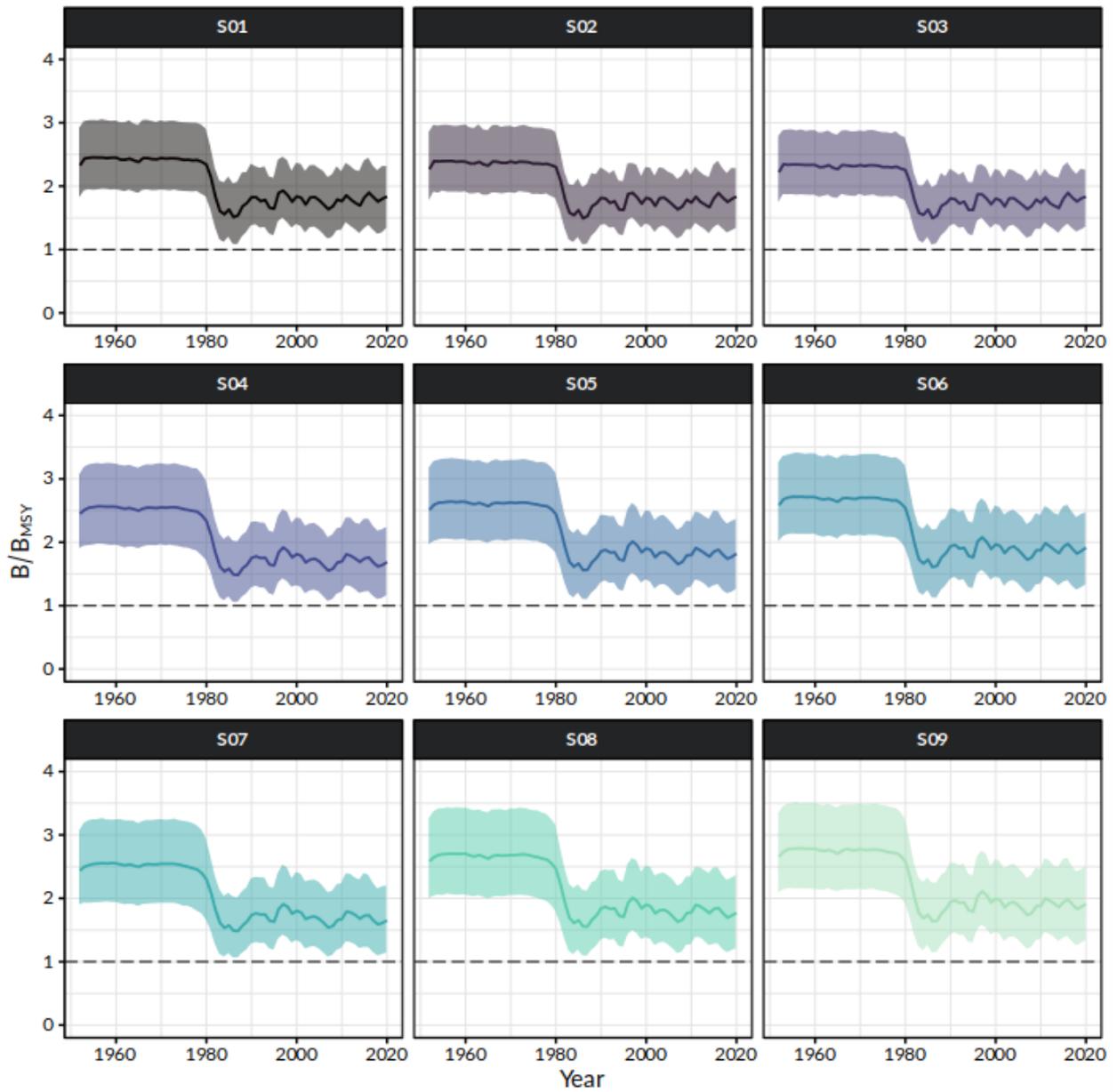


Figure 35. Trends in biomass relative to B_{MSY} (B/B_{MSY}) for each uncertainty grid scenario from the Bayesian state-space surplus production JABBA model fits to West Atlantic skipjack tuna.

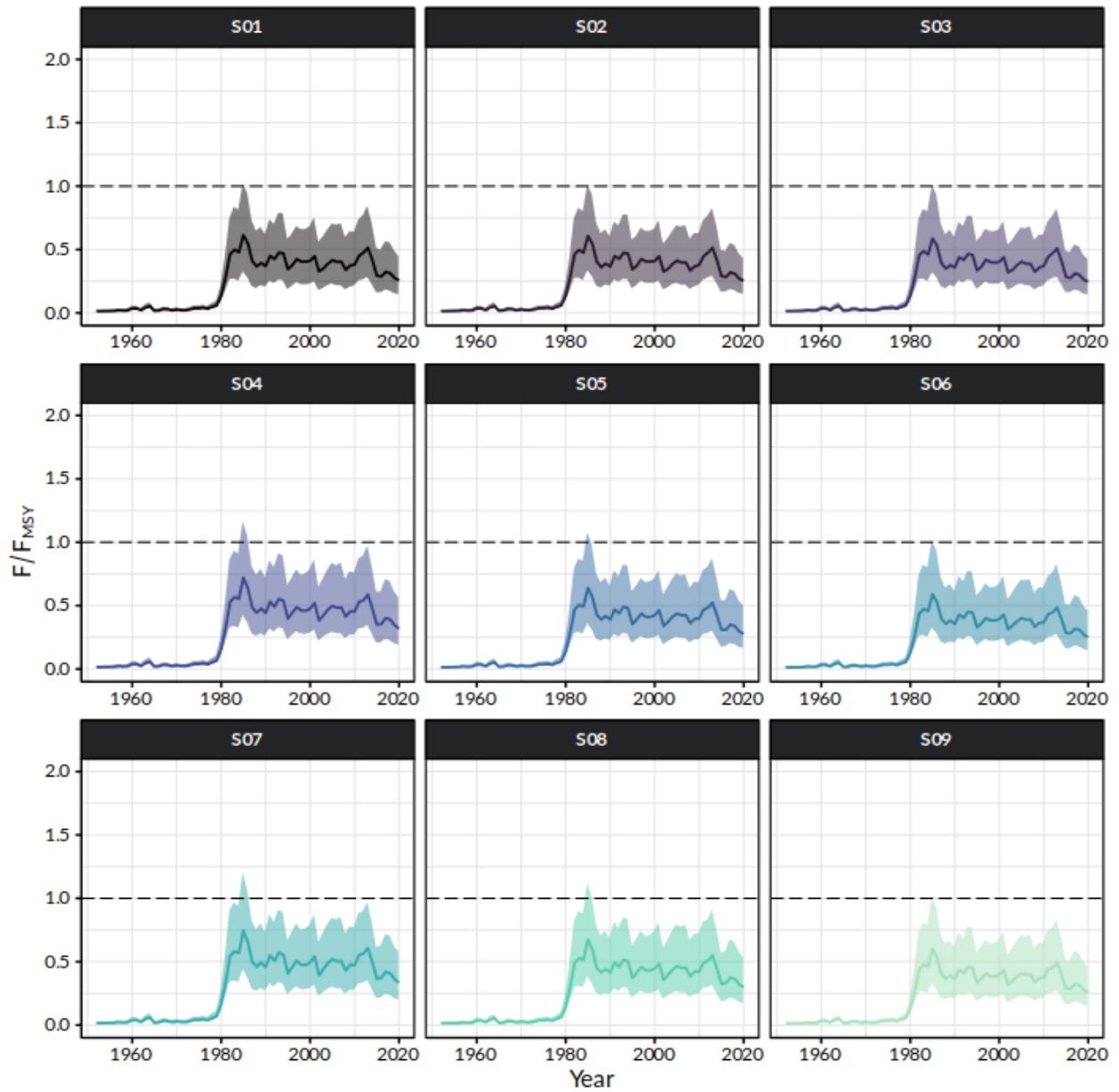


Figure 36. Trends in fishing mortality relative to F_{MSY} (F/F_{MSY}) for each uncertainty grid scenario from the Bayesian state-space surplus production JABBA model fits to West Atlantic skipjack tuna.

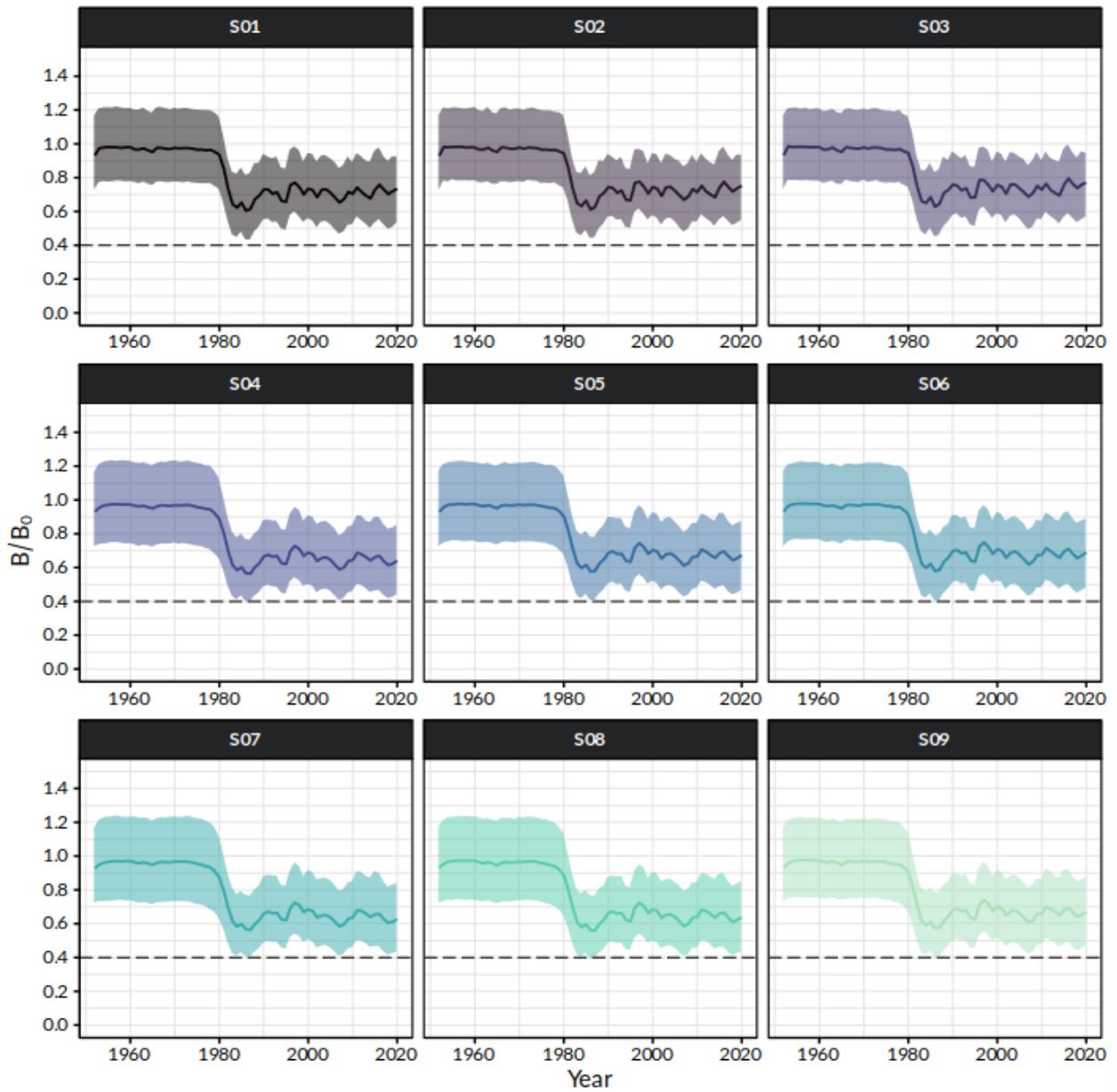


Figure 37. Trends in biomass relative to B_0 (B/B_0) for each uncertainty grid scenario from the Bayesian state-space surplus production JABBA model fits to West Atlantic skipjack tuna.

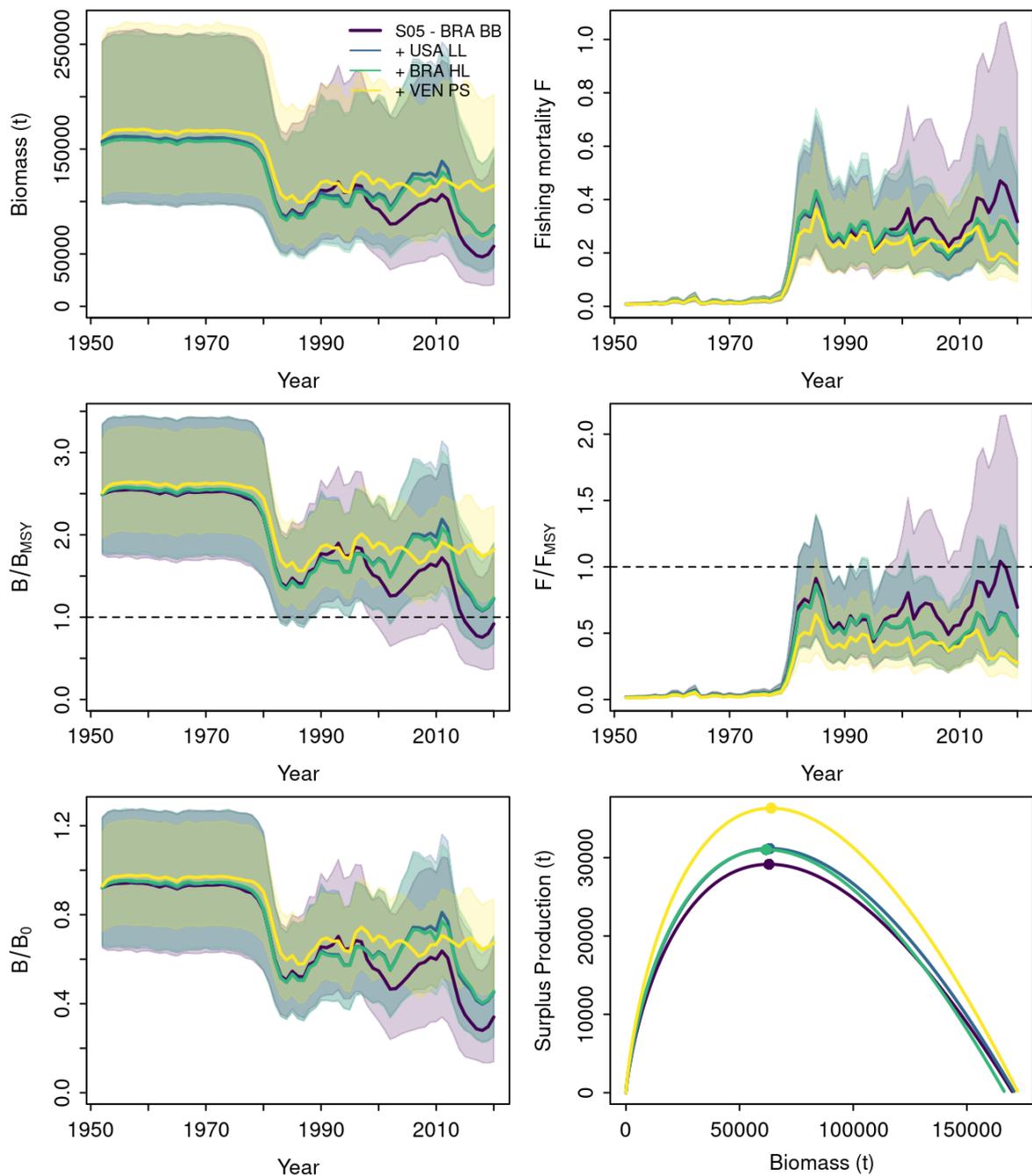


Figure 38. Sensitivity analysis performed for scenario S05 involving the stepwise addition of each CPUE series within the model, depicting the trends in biomass and fishing mortality (upper panels), biomass relative to B_{MSY} (B/B_{MSY}) and fishing mortality relative to F_{MSY} (F/F_{MSY}) (middle panels) and biomass relative to K (B/B_0) and surplus production curve (bottom panels) for the West Atlantic skipjack tuna.

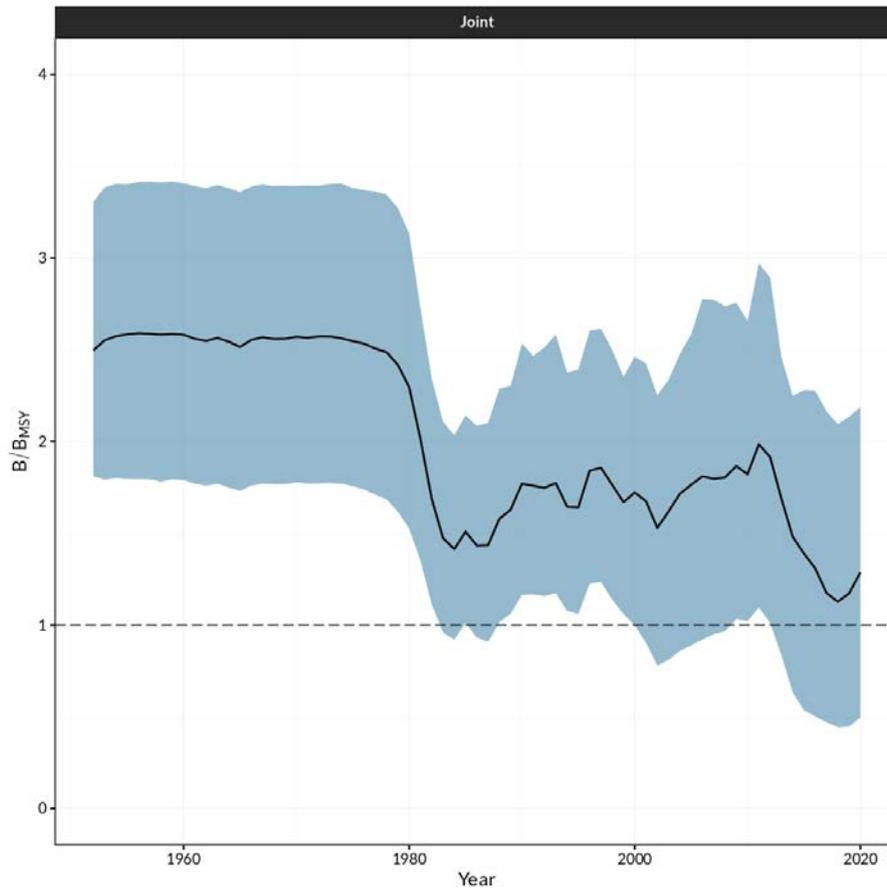


Figure 39. Trends in biomass relative to B_{MSY} (B/B_{MSY}) for the reference case scenario model (S05) where the indices were weighted proportional to the total catch by fleet.

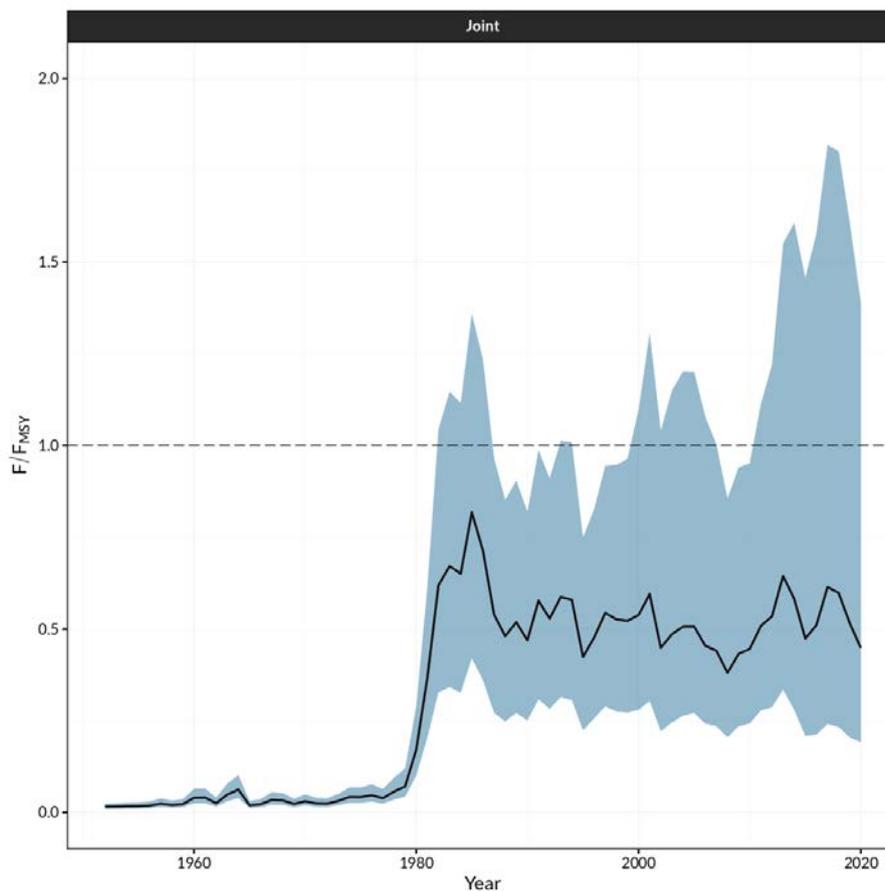


Figure 40. Trends in fishing mortality relative to F_{MSY} (F / F_{MSY}) for the reference case scenario model (S05) where the indices were weighted proportional to the total catch by fleet.



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

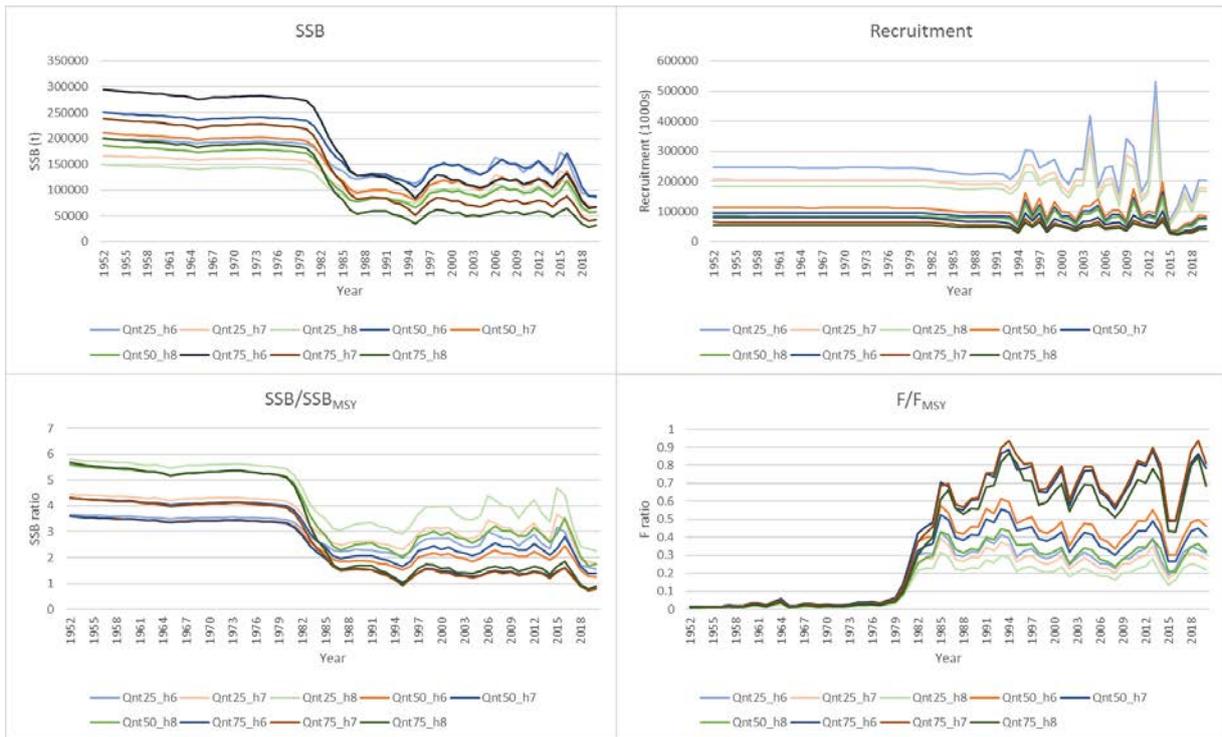


Figure 42. Annual estimates of the median SSB, Recruitment, SSB/SSB_{MSY} and F/F_{MSY} from nine Stock Synthesis uncertainty grid runs, exploring uncertainty in natural mortality (M) and stock productivity (steepness, h).

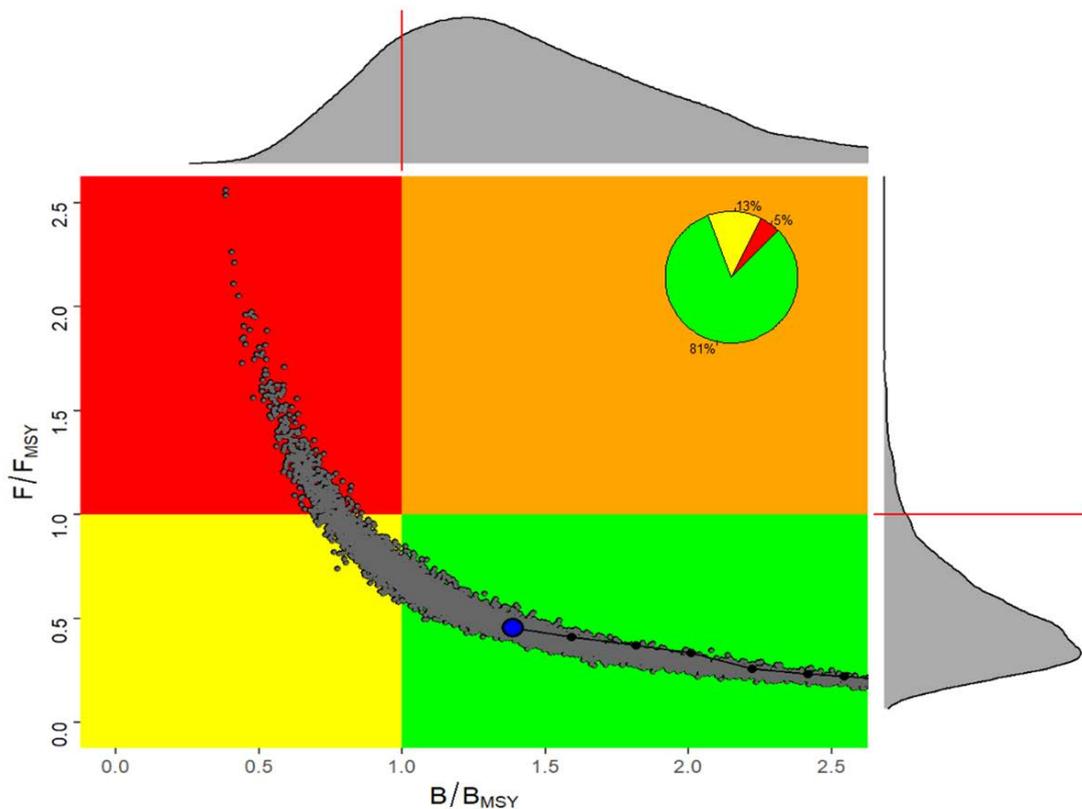


Figure 43. Kobe plot illustrating the current stock status and associated uncertainty quantified using (10000) MVLN iterations across nine uncertainty grid scenarios. All grid runs used Stock Synthesis and explored uncertainty in growth/natural mortality (M) and steepness (h).

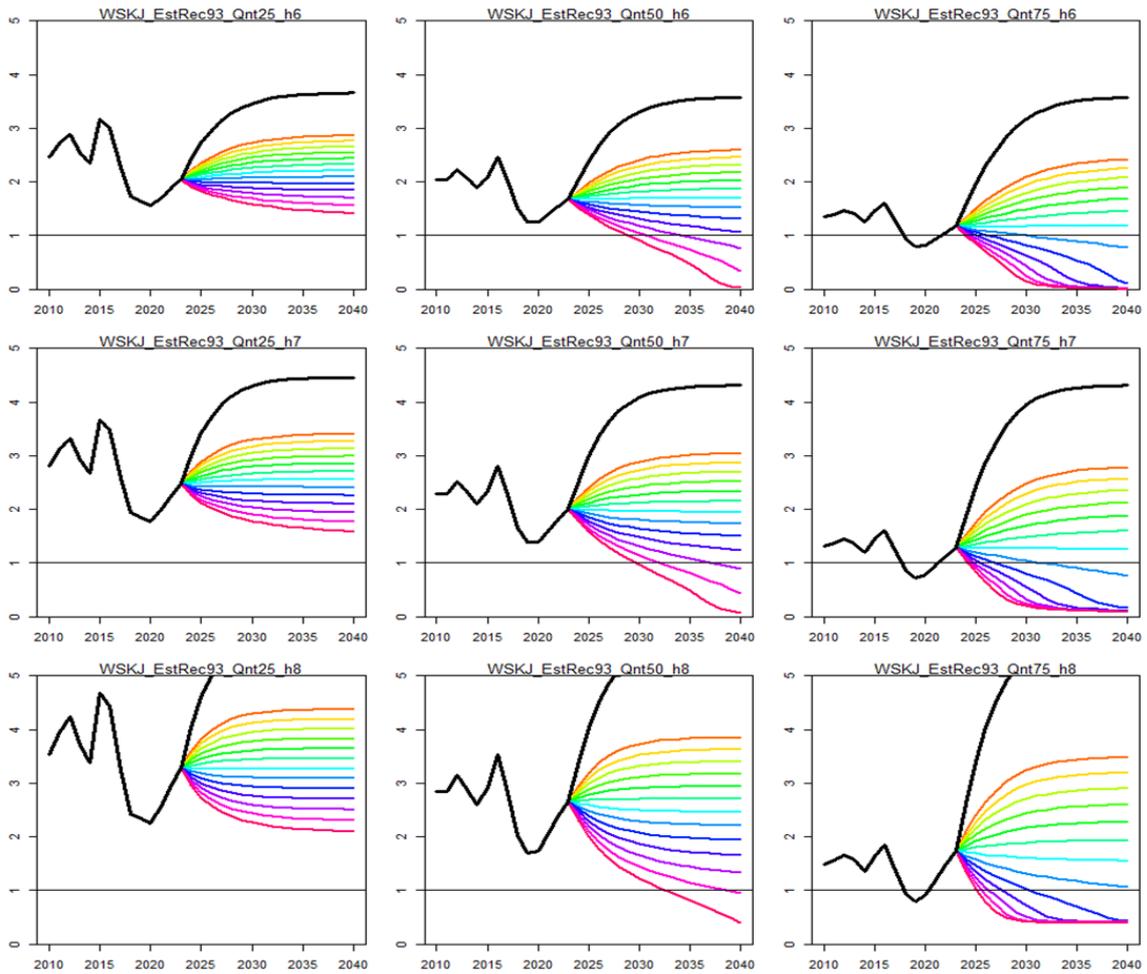


Figure 44. SSB/SSB_{MSY} trajectories across 9 Stock Synthesis uncertainty grid runs under different constant catch scenarios for the western skipjack stock.

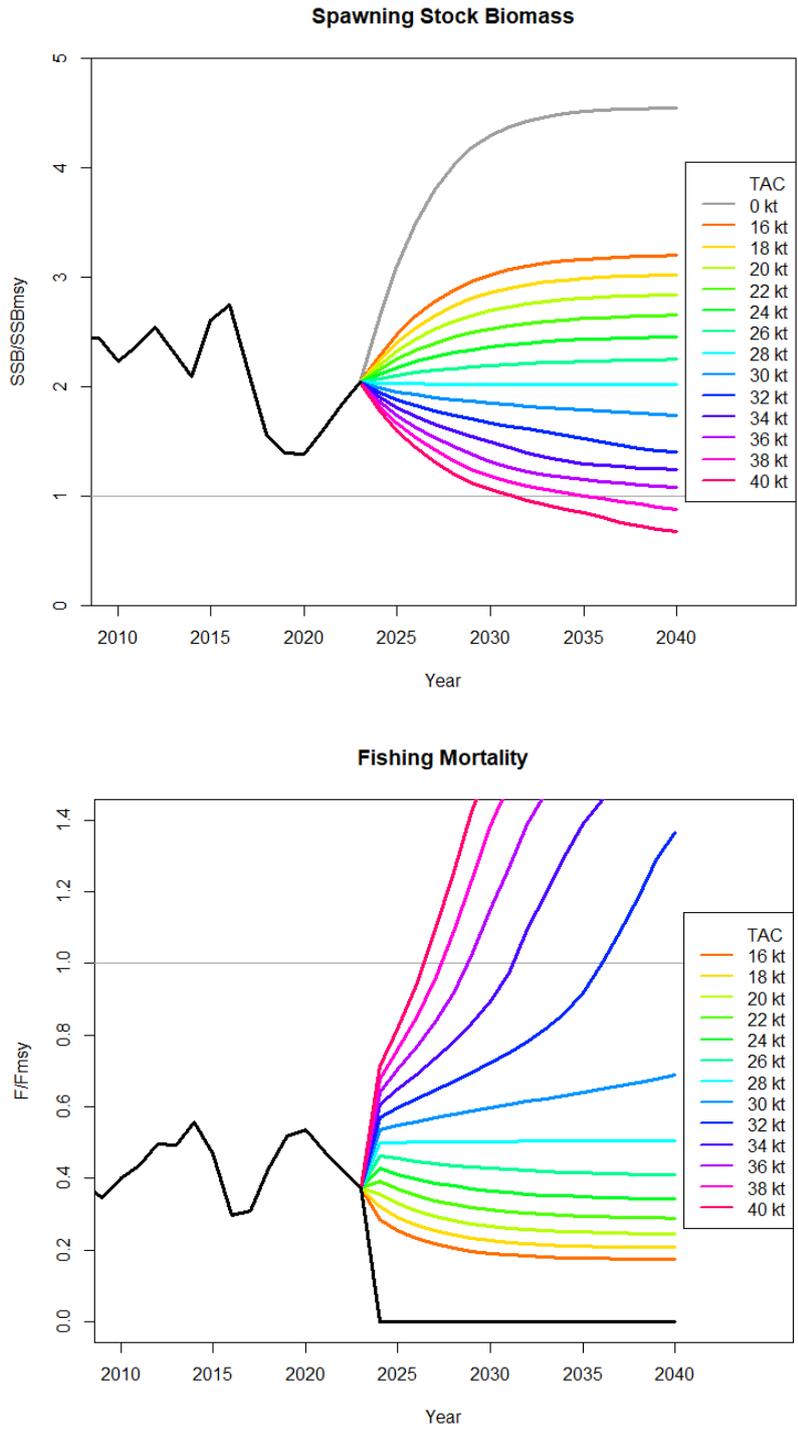


Figure 45. SSB/SSB_{MSY} (upper panel) and F/F_{MSY} (lower panel) trajectories combining 9 Stock Synthesis uncertainty grid runs under different constant catch scenarios for the western skipjack stock.

Agenda

Objectives

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

Tentative Agenda*

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

List of participants**CONTRACTING PARTIES****BRAZIL****Cardoso, Luis Gustavo**

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

Crespo, Osman

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

Kikuchi, Eidi

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

Leite Mourato, Bruno

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

Sant'Ana, Rodrigo

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

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

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

Huang, Yucheng

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

Wang, Yang

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

Yang, Shiyu

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

Zhang, Fan

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

Zhu, Jiangfeng

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

EL SALVADOR**Chavarría Valverde, Bernal Alberto**

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

Galdámez de Arévalo, Ana Marlene

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

EUROPEAN UNION

Biagi, Franco

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

Abascal Crespo, Francisco Javier

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

Akia, Sosthène Alban Valeryn

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

Alzorriz, Nekane

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

Déniz González, Santiago Félix

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

Gaertner, Daniel

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

Grande Mendizabal, Maitane

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

Herrera Armas, Miguel Angel

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

Kaplan, David

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

Maufroy, Alexandra

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

Merino, Gorka

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

Pascual Alayón, Pedro José

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

Rojo Méndez, Vanessa

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

Santiago Burrutxaga, Josu

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

Urtizberea Ijurco, Agurtzane

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

GABON

Angueko, Davy

Chargé d'Etudes du Directeur Général des Pêches, Direction Générale des Pêche et de l'Aquaculture, BP 9498, Libreville Estuaire
Tel: +241 6653 4886, E-Mail: davyanguoko83@gmail.com; davyanguoko@yahoo.fr

GUATEMALA

Alvarado Albarado, Stefanny Rebeca

Técnico, km 22 Ruta al Pacífico, Edificio La Ceiba 3er Nivel, 01064 Bárcena, Villa Nueva
Tel: +502 330 30005, E-Mail: stefannyalbarado@gmail.com

JAPAN

Matsubara, Naoto

Highly Migratory Resource Division, Fisheries Stock Assessment Center Fisheries Resources Institute, Fisheries Research and Education Agency, 2-12-4 fukuura, kanazawa-ku, Kanagawa Yokohama 236-8648
Tel: +81 45 788 7922; +81 45 788 5004, E-Mail: matsubaranaoto@affrc.go.jp; naotomatsubaraf91@gmail.com

Uozumi, Yuji

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

MAURITANIA

Habibe, Beyahe Meissa

Chef du Laboratoire Évaluation des Ressources Vivantes Aquatiques (LERVA), Institut Mauritanien de Recherches Océanographiques et des Pêches - IMROP, B.P. 22, Cite IMROP Villa N° 8, Nouadhibou
Tel: +222 2242 1047, Fax: +222 574 5081, E-Mail: bmouldhabib@gmail.com; beyahem@yahoo.fr

MOROCCO

Baibbat, Sid Ahmed

Chef de Laboratoire des Pêches, Centre régional de l'INRH à Dakhla, Institut National de Recherches Halieutiques (INRH), 2, BD Sidi Abderrahmane, ain diab., 20100 Dakhla
Tel: +212 661 642 573, E-Mail: baibbat@inrh.ma; baibat@hotmail.com

El Joumani, El Mahdi

Ingénieur Halieute, Institut National de Recherche Halieutique "INRH", Laboratoire de pêche au Centre Régional de l'INRH-Laayoune, Avenue Charif Erradi N 168 Hay el Ouahda 01, Laayoune
Tel: +212 661 114 418, E-Mail: Eljoumani.mehdi@gmail.com

NAMIBIA

Hanghome, Gustaf

Senior Fisheries Research Technician, Ministry of Fisheries and Marine Resources, National Marine Information and Research Centre, 1st Strand Street
Tel: +264 410 1000, Fax: +264 64 404385, E-Mail: Gustaf.Hanghome@mfmr.gov.na

Jagger, Charmaine

Fisheries Biologist, Ministry of Fisheries and Marine Resources, National Marine Information and Research Centre (NatMIRC), P.O. Box 912 Swakopmund, 1 Strand Street
Tel: +264 64 410 1000, Fax: +264 64 404385, E-Mail: Charmaine.Jagger@mfmr.gov.na

Shikongo, Taimi

Senior Fisheries Biologist, Ministry of Fisheries and Marine Resources, Large Pelagic Species, 1 Strand Street P.O. BOX 912, 9000 Swakopmund Erongo
Tel: +264 644 101 000, Fax: +264 644 04385, E-Mail: Taimi.Shikongo@mfmr.gov.na; tiemeshix@gmail.com

NICARAGUA

Barnuty Navarro, Renaldy Antonio

Hidrobiólogo, Director - Dirección de Investigaciones Pesqueras - Instituto Nicaragüense de la Pesca y Acuicultura (INPESCA), Km 3.5 carretera Norte, Contiguo al edificio de la Big Cola, Managua
Tel: +505 22 4424 01 Ext. 140; +505 842 04110, E-Mail: rbarnutti@inpesca.gob.ni

SENEGAL

Ba, Kamarel

Docteur en Sciences halieutiques et modélisation, Ministère de l'Agriculture et de l'Équipement Rural, Institut Senegalais de Recherches Agricoles (ISRA), Centre de Recherches Oceanographiques de Dakar Thiaroye (CRODT), Pôle de Recherches de Hann, Route du Front de Terre, 2241 Dakar
Tel: +221 76 164 8128, Fax: +221 338 328 262, E-Mail: kamarel2@hotmail.com

Kebe, Papa

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

Ndiaye, El Hadji

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

Sow, Fambaye Ngom

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

ST. VINCENT AND GRENADINES

Connell, Shamal

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

Jardine-Jackson, Cheryl

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

UNITED KINGDOM OF GREAT BRITAIN AND NORTHERN IRELAND

Bradley, Kirsty

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

Wright, Serena

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

UNITED STATES

Brown, Craig A.

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

Cass-Calay, Shannon

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

Díaz, Guillermo

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

Die, David

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

Fisch, Nicholas

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

Lauretta, Matthew

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

Norelli, Alexandra

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

Schirripa, Michael

Research Fisheries Biologist, NOAA Fisheries, Southeast Fisheries Science Center, 75 Virginia Beach Drive, Miami, Florida 33149
Tel: +1 305 445 3130; +1 786 400 0649, Fax: +1 305 361 4562, E-Mail: michael.schirripa@noaa.gov

Zhang, Xinsheng

NOAA/NMFS/SEFSC, 3500 Delwood Beach Rd., Florida 32408
Tel: +1 850 234 6541 ext. 264, Fax: +1 850 235 3559, E-Mail: Xinsheng.Zhang@noaa.gov; Xinsheng.Zhang0115@gmail.com

URUGUAY

Forselledo, Rodrigo

Investigador, Dirección Nacional de Recursos Acuáticos - DINARA, Laboratorio de Recursos Pelágicos, Constituyente 1497, CP 11200 Montevideo
Tel: +598 2400 46 89, Fax: +598 2401 3216, E-Mail: rforselledo@gmail.com

VENEZUELA

Arocha, Freddy

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

Leiva, Rony

Analista de la Gerencia de Ordenación Pesquera
E-Mail: ronyleivamartinez@gmail.com

Narváez Ruiz, Mariela del Valle

Lab. 34, Edif. Instituto Oceanográfico de Venezuela, Universidad de Oriente, Departamento de Biología Pesquera, Av. Universidad, Cerro Colorado, DBP-31 Laboratory, 6101 Cumaná Estado Sucre
Tel: +58 412 085 1602, E-Mail: mnarvaezruiz@gmail.com

OBSERVERS FROM INTERGOVERNMENTAL ORGANIZATIONS

INDIAN OCEAN TUNA COMMISSION - IOTC

Fu, Dan

Stock Assessment Expert, IOTC, Victoria, Mahe, Seychelles
Tel: +248 252 5471, E-Mail: dan.fu@fao.org

OBSERVERS FROM NON-GOVERNMENTAL ORGANIZATIONS

BRAZILIAN ASSOCIATION OF FISH INDUSTRIES - ABIPESCA

Mello, Carlos

Technical Director, Associação Brasileira das indústrias de pescados - ABIPESCA, Áreas Norte, Quadra 601 Boco H, Edifício ION, Sala 1920, 70830-018 Brasília, DF, Brazil
Tel: +55 619 950 85491, E-Mail: carlos@abipesca.com.br; iccat@abipesca.com.br

INTERNATIONAL SEAFOOD SUSTAINABILITY FOUNDATION - ISSF

Justel, Ana

ISSF-Spain, Plaza Santa María Soledad Torres Acosta 1, 5ª Planta, 28004 Madrid, Spain
Tel: +34 91 745 3075; +34 696 557 530, E-Mail: ajustel@iss-foundation.org

Murua, Hilario

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

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

WORLDWIDE FUND FOR NATURE – WWF

Buzzi, Alessandro

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

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

SCRS CHAIRMAN

Melvin, Gary

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

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

SCRS VICE-CHAIRMAN

Arrizabalaga, Haritz

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

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

ICCAT Secretariat

C/ Corazón de María 8 – 6th floor, 28002 Madrid – Spain

Tel: +34 91 416 56 00; Fax: +34 91 415 26 12; E-mail: info@iccat.int

Manel, Camille Jean Pierre

Neves dos Santos, Miguel

Ortiz, Mauricio

Palma, Carlos

Taylor, Nathan

Kimoto, Ai

Mayor, Carlos

De Andrés, Marisa

List of Papers and Presentations

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

SCRS Documents and Presentation Abstracts as provided by the authors

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

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

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

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

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

SCRS/2022/098 - This document describes the provisional version of the stock assessment model using Stock Synthesis (SS) for the western Atlantic stock of skipjack, including the initial model setup, fleet definitions, selectivity and parameterizations. The model runs from 1952 to 2020 and was fit to length composition data, 5 indices and 5 fishing fleets. Growth was fixed in the model, with three alternative growth scenarios considered based on a comprehensive meta-analysis of skipjack growth studies and recommendations from the stock assessment team. The associated natural mortality-at-age vectors were tested, along with three alternative values of growth quantiles to construct the model uncertainty grid. However, initial runs showed poor performance, an alternative parameterization within SS was applied using a Lorenzen function with the same assumed asymptotic natural mortality-at-age recommended by the stock assessment team for each growth curve scenario. Model diagnostics demonstrated fast and stable convergence, acceptable retrospectives, informed estimation of population absolute scale (R_0), and a robust solution across different starting values. A comprehensive set of model diagnostics are presented for this provisional reference case, as well as the model estimates of SSB and recruitment across the entire uncertainty grid.

SCRS/2022/099 - Bayesian State-Space Surplus Production Models were fitted to Western Atlantic skipjack tuna catch and CPUE data using the 'JABBA' R package. The ten scenarios were based on the previous assessment and on the uncertainty grid proposed during the 2022 SKJ Data Preparatory Meeting, which in summary corresponded to nine runs based on variations in growth parameters and steepness. To implement these scenarios in a Bayesian surplus production model, a Pella-Tomlinson production function was used and priors for r and B_{MSY}/B_0 were derived using the concept called Age-Structured Equilibrium Model (ASEM). All scenarios showed a similar trend for the trajectories of B/B_{MSY} and F/F_{MSY} over time.

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

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

SCRS/P/2022/031 – n'a pas encore été fourni par le ou les auteur(s).