RAPPORT DE LA RÉUNION ICCAT DE 2017 D'ÉVALUATION DU REQUIN-TAUPE BLEU

(Madrid (Espagne), 12-16 juin 2017)

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

La réunion a été tenue au Secrétariat de l'ICCAT à Madrid du 12 au 16 juin 2017. Le Dr Enric Cortés (États-Unis), rapporteur du groupe d'espèces (« le groupe ») et président de la réunion, a ouvert la réunion et a souhaité la bienvenue aux participants. Le Dr Miguel Neves dos Santos (Secrétaire exécutif adjoint de l'ICCAT) s'est adressé au groupe au nom du Secrétaire exécutif de l'ICCAT, souhaitant la bienvenue aux participants et leur souhaitant de réaliser avec succès cette importante évaluation. Le président a procédé à l'examen de l'ordre du jour qui a été adopté avec de légères modifications (**Appendice 1**).

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

Points	Rapporteur
Points 1, 7 et 8	P. de Bruyn
Point 2	J. Fernández Costa, E. Cortés, R. Coelho, D. Macias, M. Byrne, P. De Bruyn
Point 3	D. Courtney, B. Babcock, H. Winker, H. O'Farrell, D. Die, D. Parker
Point 4	D. Courtney, B. Babcock, H. Winker, H. O'Farrell, D. Parker, E. Cortés, M. Kai, P.
	de Bruyn
Point 5	B. Babcock, H. O'Farrell.
Point 6	E. Cortés, G. Diaz, A. Domingo

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

2.1 Identité du stock

Aucune nouvelle information n'a été présentée au sujet de la structure du stock.

2.2 Captures

Le Secrétariat a constaté que très peu de données de la tâche I ou de la tâche II avaient été reçues depuis la réunion de préparation des données tenue en mars. Le principal changement concernait la réception de données de la tâche I sur les prises du stock du Sud de la part de l'Afrique du Sud. Cette soumission a comblé une lacune importante de la série de capture du stock du Sud.

Le document SCRS/2017/110 fournissait des mises à jour concernant le postulat alternatif de reconstruction de la série temporelle des prises des stocks du Nord et du Sud de requin-taupe bleu. Il a été fait remarquer que la reconstruction de la série temporelle de capture de requins est importante pour les évaluations de stocks car les données de prise nominale sur les requins sont généralement très limitées. La méthode d'estimation reposait sur les ratios des prises de requins : prises des espèces cibles principales, obtenues à partir des programmes d'observateurs, révision de la littérature scientifique et/ou communications personnelles.

Le groupe a observé que ces prises estimées étaient significativement plus élevées que les prises officielles de la tâche I (**figure 1**), particulièrement en ce qui concerne la série temporelle historique. Il a été reconnu que les données de la tâche I, particulièrement au début de la série temporelle, sont extrêmement incertaines en raison de la non-déclaration des prises de requins pendant cette période. L'estimation présentée ici offre une représentation supposée plus réaliste des prises réalisées pendant les premières années d'exploitation. Il a par conséquent été recommandé d'utiliser ces estimations dans un scénario alternatif du modèle pour chacun des modèles.

On s'est également demandé si les données commerciales avaient déjà été utilisées pour estimer les prises totales du requin-taupe bleu. Il a été fait remarquer que les données commerciales des ailerons avaient été utilisées par le passé pour les requins peau bleue (Anon. 2016), mais que ces estimations n'étaient valides que jusqu'en 2012 (en raison des données commerciales recueillies) et qu'elles dépendaient également des données Effdis de l'ICCAT utilisées dans leur estimation qui est actuellement en cours de révision.

2.3 Indices d'abondance

Le document SCRS/2017/108 présentait des CPUE standardisées pour le requin-taupe bleu provenant de la flottille espagnole ayant opéré à la palangre de surface et ciblant l'espadon dans l'océan Atlantique Nord et Sud pendant la période 1990-2015. La standardisation était basée sur l'analyse GLM des données des sorties. Un cas de base et deux analyses de sensibilité (procédures linéaire généralisée (GLM) et mixte linéaire généralisée (GLMM)) ont été effectués. On a identifié que la zone était le facteur le plus pertinent pour expliquer la variabilité de la CPUE dans tous les modèles. Le cas de base a expliqué entre 40-46% de la variabilité de la CPUE. Tous les scénarios testés affichaient des tendances très similaires et stables de la CPUE générale au fil du temps en ce qui concerne les stocks de l'Atlantique Nord et Sud pendant les 26 années analysées.

Le groupe a discuté de l'utilisation dans le modèle de la variable « type de sortie » (ratio) définie comme étant le pourcentage d'espadon par rapport au total des prises d'espadon et de requin peau bleue. Le groupe a suggéré d'utiliser des grappes dans l'analyse au lieu de ratios afin d'éviter la redondance dans le modèle. Des chercheurs de l'UE-Portugal, dont la flottille est similaire à la flottille de l'UE-Espagne, ont effectué une analyse des grappes dans leur flottille et ils ont obtenu les mêmes résultats en utilisant des grappes qu'en utilisant des ratios. En outre, les grappes présentaient la même redondance dans le modèle. Compte tenu de ce qui précède et de l'historique de la pêcherie de l'UE-Espagne, les auteurs estiment que le ratio constitue un bon indicateur pour les critères du capitaine ciblant l'espadon et / ou le requin peau bleue pendant une sortie de pêche.

Une question a été posée au sujet du nombre de capture zéro et, selon les auteurs, la proportion de sorties à capture zéro (valeurs moyennes de 2,8% et 4,3% pour les stocks de l'Atlantique Nord et Sud, respectivement) était faible. En outre, les sorties à capture zéro affichaient une tendance stable au fil du temps. Le groupe a accueilli favorablement la mise à jour de la série palangrière de CPUE de l'UE-Espagne, pour les stocks du Nord et du Sud, et a recommandé de les prendre en considération dans les modèles d'évaluation.

La présentation SCRS/P/2017/017 faisait état d'une nouvelle série temporelle de données de CPUE standardisée pour les requins-taupes bleus capturés par la flottille palangrière sud-africaine ciblant les grands requins pélagiques qui a été soumise à l'examen du groupe. La majorité de ces prises sont réalisées dans une zone qui chevauche la limite ICCAT/CTOI de 20 degrés, qui est une zone connue de concentration de juvéniles. Compte tenu de l'incertitude entourant l'attribution régionale de ce stock chevauchant, le groupe a suggéré de ne pas inclure les indices de CPUE standardisée dans l'évaluation du requin-taupe bleu de l'Atlantique Sud.

2.4 Biologie

Le document SCRS/2017/111 présentait les résultats du projet consacré à l'âge et la croissance dans l'Atlantique Nord dans le cadre du Programme de recherche et collecte des données sur les requins de l'ICCAT (SRDCP). Des déterminations de l'âge à partir des vertèbres et des modèles de croissance ont été présentés pour l'Atlantique Nord. Un modèle de croissance de Von Bertalanffy à deux paramètres a fourni les estimations les plus raisonnables d'un point de vue biologique, particulièrement pour les femelles. La différence des paramètres de croissance entre les mâles et les femelles a été signalée, vu que le taux de croissance des mâles doublait presque celui des femelles.

De plus, des diagrammes préliminaires de l'analyse de croissance intégrée utilisant des données de récupération des marques ainsi que des lectures d'âge ont été présentés (travail fruit de la coopération entre les scientifiques de l'ICCAT et de l'IATTC). Les données de marquage conventionnel de l'ICCAT ont été utilisées pour réaliser cette analyse. Il a été fait remarquer que pour ce modèle il n'est pas possible d'avoir des paramètres spécifiques du sexe, en raison de la structure actuelle de la base de données de marque de l'ICCAT (données sur le sexe non disponibles actuellement). Le groupe a salué le travail accompli jusqu'à présent et a encouragé la poursuite de cette analyse de croissance intégrée.

Le document SCRS/2017/126 présentait des estimations du taux de croissance maximal de la population et de la pente à l'origine de la relation stock-recrutement (*steepness*) du requin-taupe bleu de l'Atlantique Nord et Sud. Une double approche de tableau du cycle vital et de matrice de Leslie a été appliquée afin d'obtenir des estimations de la productivité(r_{max}), du taux net de reproduction (R_0), du temps de génération (μ_1) et de la *steepness* calculés analytiquement. La mortalité naturelle par âge a été obtenue à partir de la valeur minimale des cinq estimations calculées au moyen de différentes méthodes invariables de cycle vital afin d'estimer le taux de croissance maximal de la population.

Il a été fait remarquer que les estimations de la productivité de l'Atlantique Nord sont différentes de celles du Sud dont l'estimation de r_{max} était plus élevée. En ce qui concerne la mortalité, les taux estimés de mortalité des mâles

et des femelles sont très différents en ce qui concerne les âges plus jeunes. On a discuté du fait que la mortalité des mâles et des femelles devrait être identique jusqu'au moment où les mâles atteignent l'âge de la maturité, car la taille jusqu'à 8 ans environ est similaire pour les mâles et les femelles et les zones trophiques sont probablement les mêmes. On a également abordé le fait que, étant donné que l'objectif consiste à estimer les conditions idéales ainsi qu'une réaction maximale de dépendance à la densité afin d'obtenir r_{max} , l'utilisation d'une méthode de Lorenzen ou d'une méthode similaire invariable du cycle vital spécifique de la taille pour prédire la mortalité a engendré des valeurs extrêmement faibles, voire négatives, de r_{max} . Par conséquent, on a estimé que l'élaboration de taux de mortalité des mâles identiques à ceux des femelles, tels que décrits dans le document, était la meilleure approche pour produire des estimations crédibles de r_{max} .

La SSB_{PME}/SB₀ et la *steepness* ont été obtenues analytiquement à partir de l'approche du tableau du cycle vital et de la matrice de Leslie. Le point d'inflexion a été traduit dans le paramètre de forme en ce qui concerne la fonction de production excédentaire généralisée de Pella Tomlinson (SCRS/2017/P/020 et SCRS/2017/135) de la manière suivante :

$$\frac{SB_{MSY}}{SB_0} = m^{\left(-\frac{1}{m-1}\right)}$$

2.5 Compositions des tailles

Les résultats fournis à la réunion de préparation des données (Coelho et al., *sous presse*) ont été utilisés pour les évaluations des stocks. L'UE-Espagne a fourni des données supplémentaires sur la composition des tailles (2009-2015) qui ont également été utilisées.

On a fait remarquer dans la présentation SCRS/2017/P/017 que la majorité des données de fréquence de tailles de l'Afrique du Sud provenaient de l'océan Indien et non pas de l'Atlantique.

La description complète de l'utilisation des données de tailles est présentée au point 4 du rapport.

2.6 Autres données pertinentes

La présentation SCRS/P/2017/022 fournissait des résultats mis à jour d'une étude présentée lors de la réunion de préparation des données qui quantifiaient la mortalité par pêche du requin-taupe bleu porteur de marques reliées à des satellites dans l'Atlantique Nord-Ouest. La mise à jour comprenait 11 spécimens supplémentaires et une année supplémentaire de données de suivi des trajectoires. Les résultats mis à jour étaient similaires à ceux qui avaient été déclarées préalablement, à savoir près de 28% des requins marqués capturés et F = 0,32 (0,19 - 0,53). Il a été noté que les résultats pourraient ne pas être représentatifs de l'ensemble du stock car l'étude se limitait à des requins immatures suivis uniquement dans l'Atlantique Nord-Ouest. Il a été suggéré de comparer les taux de mortalité par pêche à partir de la synthèse des stocks pour les âges des requins marqués. La présentation comprenait également des données sur les déplacements et le comportement des requins marqués au large des côtes du Nord-Est des États-Unis et de la péninsule du Yucatán du Mexique. Les analyses du comportement de ces requins indiquaient deux différentes zones principales d'utilisation intensive correspondant à la grande baie du milieu de l'Atlantique et l'extrémité occidentale du chenal du Yucatan.

Le document SCRS/2017/129 faisait état de débarquements anormalement élevés de requins-taupes, par rapport aux requins peau bleue déclarés par 21 palangriers de l'UE en 2008. Les auteurs ont suggéré que les débarquements élevés de requin-taupe pourraient s'expliquer par une déclaration erronée d'espadons déclarés comme requinstaupes.

Cette hypothèse a suscité de nombreuses préoccupations auprès du groupe. Premièrement, on a noté que les quotas fixés pour l'espadon n'avaient pas été atteints en 2008 et qu'il était dès lors peu probable que les pêcheurs aient dû camoufler les débarquements d'espadon comme débarquements de requins-taupes. Deuxièmement, les données sur les débarquements dont dispose l'ICCAT n'indiquaient pas de pic notable des débarquements de requins-taupes pendant cette période. Le groupe a dès lors été suggéré que ces anomalies détectées sont probablement des artéfacts de déclaration des données et du comportement de la flottille. Ceci s'explique par le fait que les débarquements ont été déclarés en poids (kg), et pourraient ne pas être un indice approchant raisonnable du nombre de spécimens débarqués, ce qui veut dire que plusieurs grands requins-taupes pèseraient plus que de nombreux petits requins peau bleue. Le groupe a signalé qu'il convenait de faire preuve de prudence lors de l'interprétation

des données des débarquements, car des navires à grande autonomie pourraient employer des stratégies qui ne permettent pas d'établir un rapport direct entre les débarquements et les sorties.

Le document SCRS/2017/130 faisait état de débarquements de requins-taupes spatialement explicites de deux palangriers actifs pendant 16 ans (1997-2012). La présentation décrivait que la CPUE des deux navires avait changé au cours du temps tout comme les zones de pêche des navires par rapport aux densités des requins décrites par les données de marquage satellitaire.

L'utilisation possible des résultats de la sélection de l'habitat obtenus au moyen des données de suivi par satellite dans l'Atlantique Nord pour prédire les distributions des requins de l'Atlantique Sud pauvres en données a été discutée et le groupe a fait remarquer que l'ICCAT participe actuellement à plusieurs études sur le marquage satellitaire. Le groupe a suggéré que l'interprétation de tout changement de la CPUE devrait être considérée par rapport aux changements de l'engin et du mode de pêche.

3. Méthodes et autres données importantes pour l'évaluation

3.1 Modèles de production

Modèle de production excédentaire bayésien (BSP)

Babcock et Cortés (sous presse) (qui actualisait le même document présenté à la réunion de préparation des données) présentait une comparaison des applications du programme du modèle de production excédentaire de type bayésien (BSP). Le document abordait tant le logiciel BSP1 (sans erreur de processus) et le logiciel BSP2 (avec erreur de processus) et deux progiciels indépendants MCMC, JAGS et Stan, qui ont été appliqués aux données de l'évaluation du requin-taupe bleu de 2012 de l'Atlantique Nord pour déterminer si les résultats étaient cohérents. Les auteurs ont également utilisé les algorithmes de SIR et de MCMC de la bibliothèque R de LearnBayes afin d'ajuster la même fonction avec les deux algorithmes. Même si toutes les approches de modélisation donnent des distributions a posteriori relativement importantes pour r, les distributions a posteriori de K étaient légèrement différentes. Cela s'explique peut-être par le fait qu'il y a une longue période de captures sans données de CPUE ou bien que les données de capture et de CPUE ne coïncident pas. L'absence d'informations dans les données pourrait causer la sensibilité du modèle aux légères différences de configuration de modèles.

L'évaluation du requin-taupe bleu de 2012 utilisait logiciel BSP VisualBASIC qui n'inclut pas d'erreur de processus (BSP1, Babcock et Cortés (sous presse). Comme scénario de continuité, le même logiciel a été utilisé avec des configurations similaires, appliqué aux données mises à jour tant pour l'Atlantique Nord que pour l'Atlantique Sud (**Appendice 5**). Étant donné que les modèles ne capturent pas correctement les tendances dans les indices de la CPUE, la version du programme VisualBASIC qui inclut une erreur de processus (BSP2) a aussi été appliquée. Finalement, un modèle a été codifié avec des priors et des postulats identiques aux modèles BSP en JAGS. Ce modèle sera désigné comme « JAGS2-BSP ».

Pour les scénarios de BSP1, BSP2 et BSP2-JAGS, les prises utilisées étaient les prises provenant de la réunion de préparation des données (C1), commençant en 1950 pour le Nord et en 1971 pour le Sud, ou la série de prise estimée alternative (C2) reposant sur les ratios (SCRC/2017/110), commençant en 1971. La distribution a priori du ratio B0/K de la biomasse de départ était lognormale avec une moyenne de 1 et un log-sd de 0,2 pour les scénarios du Sud et pour les scénarios du Nord commençant en 1950. En ce qui concerne les scénarios du Nord commençant en 1971, la moyenne s'élevait à 0,85, avec le même log-sd. Les séries de CPUE du Nord étaient les suivantes: US-Log, JPLL-N, POR-LL-N, ESP-LL-N et CH-TA-LLN. En ce qui concerne le Sud, les séries de CPUE étaient UR-LL-Log, JPLL-S, BR-LL, UR-LL-Obs, ESP-LL-S et CH-TA-LLS. L'écart type de l'erreur d'observation a été estimé en tant que paramètre unique pour les scénarios de BSP1 (pondération égale). Il a été estimé séparément pour chaque série dans les scénarios BSP2 et BSP2-JAGS. Dans tous les cas, la distribution a priori pour K était uniforme sur log (K) entre 0,001 et 5 millions. La distribution a priori pour r a été calculée en convertissant les gammes mises à jour pour r (SCRS/2017/126) en distributions log-normales informatives suivant l'approche décrite dans le document SCRS/2017/135, ce qui a donné lieu à une moyenne de 0,0254 et un log-sd de 0,434 pour l'Atlantique Nord et une moyenne de 0,052 et un log-sd de 0,275 pour l'Atlantique Sud. Pour l'Atlantique Nord, le modèle de Schaefer ou le modèle de production généralisé tel qu'appliqué dans BSP1 avec un paramètre de forme de 5 ($B_{PMF}/K = 0.67$) (McAllister et al., 2000) a été utilisé. Dans le cas de l'Atlantique Sud, seul le modèle de Schaefer a été utilisé.

Pour évaluer l'impact relatif des priors, des données de prise et de CPUE sur les sorties du modèle, un scénario « post-modèle, pré-données » avec BSP2-JAGS (modèle avec priors et données de capture, mais sans CPUE), a été exécuté et le modèle a été adapté à chaque indice séparément.

Les projections ont été mises en œuvre dans le modèle BSP2-JAGS avec des TAC fixes de 0 à 4.000 t par incréments de 500 t, avec un horizon temporel de 50 ans (environ 2 générations ; SCRS/2017/126). Les projections ont établi les prises en 2016 et 2017 au même niveau que les prises de 2015, et les prises à partir de 2018 étaient égales au TAC. La biomasse par rapport à K a été projetée vers l'avant en utilisant des calculs aléatoires à partir de l'équation d'erreur de processus dans l'algorithme JAGS MCMC.

« Juste un autre modèle d'évaluation de la biomasse de type bayésien » (JABBA)

Outre les scénarios de BSP1, BSP2 et BSP2-JAGS, le modèle de production excédentaire état-espace de type bayésien récemment mis au point dans une interface de R à JAGS, JABBA, a été appliqué aux séries de données de capture et de CPUE du requin-taupe bleu de l'Atlantique Nord (NA) et de l'Atlantique Sud (SA) (SCRS/2017/135). JABBA représente un développement ultérieur du cadre de modélisation appliqué dans l'évaluation de l'ICCAT du requin peau bleue de l'Atlantique Sud de 2016 (Carvalho et Winker 2015), l'évaluation de 2017 du requin peau bleue de l'Atlantique Sud de 2016 (Carvalho et Winker 2015), l'évaluation de 2017. Les options intégrées incluent: (1) ajustement automatique de séries temporelles multiples de CPUE et des erreurs type associées; (2) estimation ou fixation de la variance du processus, (3) estimation facultative de la variance d'observation supplémentaire pour les séries temporelles individuelles ou groupées de CPUE et (4) spécification d'une fonction de production Fox, Schaefer ou Pella-Tomlinson en définissant le point d'inflexion B_{PME}/K et en convertissant ce ratio en un paramètre de forme, m.

Pour les scénarios de JABBA, on a utilisé les mêmes distributions a priori de r lognormal et de l'épuisement de la biomasse initiale ($\varphi = B1/K$) comme pour les autres versions du modèle BSP utilisées. Tous les paramètres de capturabilité ont été formulés comme des priors uniformes non informatifs, tandis que la variance de processus et la variance de l'observation ont été mises en œuvre en postulant des priors gamma inversés (SCRS/2017/135). Pour incorporer les erreurs types disponibles de l'effet de l'année estimées à partir des modèles de standardisation, une approche de variance supplémentaire pour la variance de l'erreur d'observation a été adoptée.

Le suivi du tracé et l'application des diagnostics de Gelman et Rubin (1992) et de Heidelberger et Welch (1983) suggéraient que la convergence des échantillons de MCMC à la distribution a posteriori avait été atteinte après 100.000 itérations seulement, échantillonnés avec un taux de simplification « thinning » de 10 avec une période de stabilisation de 20.000 pour chacune des deux chaînes.

Une procédure par eustachage et de prévision/validation a été appliquée, en tant que diagnostics supplémentaires des performances du modèle, incluant une inspection visuelle des schémas rétrospectifs pour les scénarios de la série de capture C1 pour l'Atlantique Nord et Sud. En ce qui concerne la méthode par eustachage, le groupe s'est concentré sur l'influence relative des séries individuelles de CPUE en en supprimant une à un moment et en prédisant les trajectoires de la CPUE et de l'état du stock (B/B_{PME} et de H/H^{PME}) où H = C/B tel que défini dans le document SCRS/2017/135. Il est utilisé dans ce cas de manière interchangeable avec F pour des modèles de production excédentaire. En ce qui concerne la prévision-validation, les dix dernières années d'observations de la CPUE ont été exclues selon un mode itératif, le modèle a été réajusté et projeté vers l'avant jusqu'à l'année finale 2015. Lors de chaque itération rétrospective, toutes les observations de CPUE ont été supprimées en même temps pour l'année respective. Les analyses rétrospectives ont été visualisées en ne montrant que les projections pour l'année suivante, au lieu des projections complètes jusqu'à l'année finale 2015.

3.2 Autres méthodes

Méthode Monte Carlo reposant uniquement sur la capture (CMSY)

Les modèles de production classiques utilisent des séries temporelles de capture et d'ajustement des indices d'abondance pour estimer la productivité. Par contre, la méthode CMSY emploie la capture et la productivité pour estimer la biomasse, le taux d'exploitation, la PME et les points de référence des pêcheries s'y rapportant ainsi que la résilience de l'espèce à partir de données de capture. CMSY fournit ainsi un outil alternatif d'évaluation dans les situations dans lesquelles les indices de CPUE ne sont pas disponibles ou pourraient ne pas être fiables. En postulant les dynamiques des populations sous-jacentes du modèle de Schaefer, des gammes probables de paramètres r et k ont été filtrées au moyen d'un algorithme de Monte Carlo afin de détecter des paires « viables » r-k. Par conséquent, CMSY repose sur les concepts de la méthode captures-PME de Martell et Froese (2013), mais

la principale amélioration de CMSY par rapport à cette méthode consiste à surmonter les difficultés engendrées par une distribution triangulaire plutôt qu'ellipsoïde des paires viables *r-k* découlant de la procédure de filtrage Monte Carlo. Au nombre des autres améliorations, citons l'ajout de l'estimation de la biomasse et des taux d'exploitation en tant que résultat standard du modèle CMSY ainsi que l'application d'un modèle de production excédentaire Schaefer état-espace de type bayésien (CMSY-BSM) comme outil automatisé du programme CMSY (Froese et al., 2016).

Aux fins de cette évaluation, on a développé une version adaptée à l'ICCAT (CMSY_ICCATv2.R) pour le code R original du modèle CMSY de Froese et al. (2016) pour faciliter la comparaison des résultats de CMSY avec les résultats des modèles excédentaires bayésiens généralement utilisés. Au nombre des dernières fonctionnalités mises en œuvre, citons: (1) un diagramme comparant les tendances standardisées de la projection de la biomasse de CMSY avec la CPUE observée et prédite à partir de CMSY.BSM, (2) des diagrammes comparant les distributions de CMSY pour K, r, B_{act}/B_{PME} et F_{act}/F_{PME} aux distributions a posteriori correspondantes à partir de CMSY.BSM, ainsi que des distributions a priori pour K et r et (3) un bidiagramme de type Kobe qui permet de comparer les trajectoires de CMSY et de CMSY.BSM des ratios F/F_{PME} (axe Y) sur B / B_{PME} (axe X).

Aux fins de comparabilité, les mêmes gammes de r que pour les modèles BSP ont été utilisées. Le cadre CMSY permet d'établir des priors d'épuisement (B/K) pour le début, le milieu et la fin de la série temporelle, qui sont principalement exigés pour CMSY. On a postulé la même gamme de priors uniformes informatifs B/K pour la première année comme Bstart / K = 0,85-0,99 ainsi que des gammes de priors de vaguement à modérément informatifs pour l'année intermédiaire Bint / K = 0,3 - 0,9 et l'année finale 2015 Bend / K = 0,1 - 0,8. La seule différence entre l'Atlantique Nord et Sud a été de fixer l'année intermédiaire à 1990 et 1995, respectivement. Pour la série temporelle de capture C2, les auteurs ont seulement ajusté Bstart / K = 0,6 - 0,99 pour permettre plus de souplesse.

3.3 Modèles structurés par âge basés sur la taille : Stock Synthèse

Un modèle statistique structuré par âge basé sur la longueur a été mis en oeuvre avec Stock synthèse (Methot et Wetzel 2013), version 3.24U (SS3; p. ex. Methot 2015) pour le requin-taupe bleu de l'Atlantique Nord. Un modèle spécifique au sexe a été mis au point pour tenir compte des différences spécifiques au sexe observées dans la longueur et la maturité à l'âge. Une approche de pondération des données en deux étapes a été mise en œuvre (Francis, 2011) afin de calibrer selon un mode itératif (re-pondération) des facteurs d'ajustement de la variance pour les différents jeux de données spécifiques à la flottille (indices de l'abondance relative et distributions des fréquences de taille de la capture) utilisés dans le modèle. Cette approche a été précédemment étudiée pour le requin peau bleue de l'Atlantique Nord (Courtney et al. 2017). Les séries temporelles disponibles pour 1950-2015 de données de capture, d'abondance relative, de coefficients de variation de l'abondance relative et de données de composition de longueur considérées pour être utilisés dans les scénarios du modèle SS3 ont été assignées à douze flottilles modélisées de capture et à six prospections modélisées de l'abondance relative. Les séries de capture utilisées correspondent à C1. Au cours de la réunion, C2 a été utilisé comme un cas de sensibilité. Les données de composition des tailles par sexe dans des intervalles de 10 cm étaient disponibles pour quatre flottilles modélisées (Japon LL, Taipei chinois LL, Etats-Unis LL et Venezuela LL) et une composition des tailles pour les sexes combinés a été utilisée pour une flottille modélisée (UE-Espagne + UE-Portugal LL). La prise pour les cinq flottilles restantes et l'abondance relative pour toutes les prospections ont été assignées à l'une des compositions par taille disponibles identifiées ci-dessus. Les entrées du cycle vital ont été obtenues à partir des données d'abord rassemblées à la réunion intersession de 2014 du groupe d'espèces sur les requins (Anon., 2015) et révisées au cours de la réunion intersession de 2016 du groupe d'espèces sur les requins (Anon. 2017) et de la réunion de préparation des données sur le requin-taupe bleu (Anon. sous presse). Le modèle a considéré les groupes d'âge zéro à 30 +. On a postulé que la longueur moyenne à chaque âge suivait une distribution normale et que le CV de la longueur moyenne à l'âge était une fonction linéaire de longueur. On a postulé que la maturité changeait avec l'âge. La production résultante de nouveau-nés variait entre les groupes d'âge et était également une fonction de la longueur des cycles d'accouplement et de gestation. La convergence du modèle reposait sur la question de savoir si oui ou non Hessian s'inversait, même si d'autres diagnostics de convergence étaient également évalués. L'incertitude dans les paramètres estimés et dérivés provenait d'erreurs standard asymptotiques calculées à partir des estimations de la vraisemblance maximale des variances de paramètre à la solution convergée. On trouvera plus de détails sur la mise en œuvre de SS3 pour le requin-taupe bleu de l'Atlantique Nord dans le SCRS/2017/125.

Mortalité naturelle et relation stock-recrutement

Le groupe a discuté de la plausibilité que les mâles aient des calendriers de mortalité naturelle (M) environ deux fois plus élevés que les femelles à des âges inférieurs. Les calendriers de M ont été postulés, en partie, parce que

l'estimation du taux d'achèvement de la croissance, k, des mâles était presque le double que celle des femelles. Toutefois, les différents calendriers de M à des âges inférieurs sont invraisemblables, parce que la longueur à des âges inférieurs des mâles et des femelles se ressemble beaucoup, en particulier jusqu'à ce que les deux sexes atteignent leur maturité. Le groupe a donc postulé que les mâles et les femelles ont les mêmes calendriers de M jusqu'à l'âge de maturité. La longueur à l'âge des mâles et des femelles est différente après avoir atteint la maturité. Toutefois, les calendriers de M des mâles et des femelles sont susceptibles d'être seulement légèrement différents une fois parvenus à maturité à cause de la grande taille atteinte par le requin-taupe bleu mature. En outre, les calendriers originaux de M des femelles provenant de méthodes invariables de cycle vital sont quasi constants à l'âge et les paramètres biologiques des femelles sont plus critiques que ceux des mâles dans la modélisation de la population. Le groupe a donc postulé que les mâles et les femelles ont approximativement le même M (0,08) pour tous les âges.

Le groupe a discuté de l'applicabilité et du paramétrage de la fonction du recrutement des reproducteurs à faible fécondité (LFSR) développée par Taylor et al. (2013) aux relations stock-recrutement (SR) du requin-taupe bleu dans l'Atlantique Nord. La LFSR est une fonction SR basée sur la survie et l'équation peut produire une variété de relations SR et de survie préalable au recrutement face à la biomasse de reproducteurs et de nouveaux nés. La forme des relations SR est régie par deux paramètres, Sfrac et Beta. Le premier représente la réduction de la mortalité comme une fraction de -log (recrutement non exploité par rapport à la biomasse reproductrice non exploitée) et le dernier contrôle la forme de la relation dépendant de la densité entre l'épuisement du frai et la survie préalable au recrutement. Le LFSR peut produire les mêmes relations SR que celles avec le modèle de Beverton-Holt (BH) et les deux paramètres de LFSR de la valeur de steepness (Taylor et al. 2013) peuvent être comparés. Le document SCRS/2017/132 a conclu que le LFSR convient mieux au requin-taupe bleu que le modèle BH car le LFSR peut produire une survie préalable au recrutement face à la biomasse des nouveaux nés ou des reproducteurs avec une augmentation de la survie se produisant plus rapidement plus proche de l'équilibre non exploité (survie décroissante convexe). En revanche, la survie préalable au recrutement du modèle BH s'accroît plus rapidement à une faible reproduction (survie décroissante concave). Après discussions, le groupe a décidé, mais pas à l'unanimité, que la survie décroissante concave est moins probable pour le requin-taupe bleu (la survie diminuant plus rapidement à une faible taille du stock) et il pourrait être plus raisonnable en ce qui concerne le requin-taupe bleu d'espérer que la survie des descendants diminue plus rapidement en raison de la concurrence lorsque la population s'approche du niveau de biomasse non exploitée (Beta > 1). Le groupe a ensuite sélectionné les paramètres de LFSR (Sfrac = 0,171, Beta = 3) à partir de deux courbes de survie décroissantes convexes (bêta = 2 et 3) proposées par le document SCRS/2017/132. Sur la base de la comparaison de la vraisemblance calculée par le modèle SS, l'ajustement du modèle (bêta = 3) aux données était légèrement meilleur.

4. Résultats de l'état des stocks

4.1 Modèles de production

Atlantique Nord

BSP

Pour l'Atlantique Nord, tous les modèles de l'analyse de continuité dans BSP1 ont convergé adéquatement avec un pourcentage de pondération maximum inférieur à 0,5 % et des valeurs similaires du log(pondération) et log(vraisemblance*priors). Tous les résultats de BSP1 avaient des valeurs élevées de K et étaient assez optimistes quant à l'état actuel (**Appendice 5**). Toutefois, ce modèle ne s'ajustait pas aux tendances de l'abondance et il n'a donc pas été jugé fiable pour formuler un avis de gestion.

Lorsque l'erreur de processus a été ajoutée aux modèles de l'Atlantique Nord en utilisant le modèle BSP2, le mode de la distribution postérieure a été en mesure de suivre les changements des indices de CPUE tout au long de la série temporelle (**Appendice 5**). Ces modèles n'ont pas pu converger vers la distribution postérieure complète, étant donné que le pourcentage de pondération maximum était supérieur à 0,5 % même après 36 millions de tirages SIR. C'est pourquoi ce modèle n'a pas non plus été jugé fiable pour formuler un avis de gestion.

Les scénarios du modèle BSP2-JAGS de l'Atlantique Nord ont tous convergé adéquatement, avec les diagnostics de Gelman-Rubin proches de 1 et le numéro effectif de paramètres supérieurs à 100 (**tableau 1**). Les quatre modèles ont concordé pour conclure que la moyenne de la biomasse actuelle est inférieure à B_{PME} et que la moyenne de H est au-dessus de H_{PME} (**tableau 1**, **figure 2**). Ces modèles ont tous suivi de près la tendance dans

les séries de CPUE. Même si les CV sont larges, on prédit pour la plupart que l'état actuel des stocks est surexploité et qu'il se produit une surpêche (**figure 3**).

Dans les scénarios de diagnostics (**tableau 2, figure 4**), le scénario « post-modèle, pré-données » a entraîné l'effondrement de la population, ce qui implique que les priors étaient un peu pessimistes compte tenu de la quantité de capture qui a été réalisée. Lorsque les indices ont été ajustés séparément, ils ont assez bien concordé pour trouver une diminution de la biomasse dans les années 1990, suivie d'une augmentation, mais ils ont varié dans leur estimation de l'état actuel des stocks.

L'appendice 5 fournit des analyses de sensibilité supplémentaires réalisés avec BSP2-JAGS.

JABBA

Les estimations de l'épuisement des stocks (B/K) et de l'état des stocks (B / B_{PME} et H / H_{PME}) sont fournies avec les estimations des paramètres du modèle au **tableau 3**. Tous les scénarios prévoient systématiquement l'appauvrissement de la biomasse à près de 50 % en-dessous de B_{PME} pour la dernière année de l'évaluation, 2015, la gamme d'intervalles de crédibilité de 95% associés descendant complètement en-dessous de B_{PME} . Les résultats sont donc similaires aux résultats de BSP2-JAGS pour l'Atlantique Nord. Les trajectoires estimées H/H_{PME} impliqueraient que des taux de ponction soutenables étaient déjà dépassés avant les années 1990 et qu'en 2015 ceux-ci étaient environ trois à quatre fois supérieurs aux niveaux soutenables.

La procédure d'eustachage ("jackknife") a démontré que le scénario de capture C1 de Schaefer pour l'Atlantique Nord (SCRS/2017/135) était assez insensible à la chute d'une quelconque série de CPUE à la fois, car cela entraînait des effets difficilement discernables sur la CPUE prédite et les trajectoires de l'état du stock de B/B_{PME} et H/H_{PME} (figure 5). Le schéma rétrospectif pour le modèle de l'Atlantique Nord semblait robuste et indique que JABBA aurait été en mesure de déterminer avec précision l'état actuel des stocks sur la base de la CPUE de 2010 (figure 6).

La validation de la prédiction pour le scénario de capture C1 pour l'Atlantique Nord suggère que la capacité de prédiction de JABBA est suffisamment robuste pour prévoir correctement l'état du stock au cours de périodes allant jusqu'à huit ans, la plus grande précision étant possible sur une période de trois ans (**figure 7**).

Atlantique Sud

BSP

Les scénarios de continuité BSP1 dans l'Atlantique Sud ont estimé une trajectoire où la biomasse augmentait avec l'augmentation de la CPUE (**appendice 5**). Ces résultats sont similaires à ce qui a été trouvé lors de la réunion de 2012 d'évaluation du stock de requin-taupe bleu et d'évaluation des risques écologiques (Anon., 2013). Les scénarios BSP2 n'ont pas pu converger. Comme le modèle BSP1 n'ajustait pas les tendances de l'abondance et que le modèle BSP2 ne convergeait pas, aucun de ces modèles n'a été jugé fiable pour formuler un avis de gestion.

Les scénarios BSP2-JAGS estimaient une tendance légèrement décroissante de la biomasse dans les années 1970, avant d'augmenter pour suivre la tendance à la hausse des indices (**tableau 4, figure 8**). Le prior informatif sur B_0/K empêche probablement le modèle d'estimer une valeur inférieure de B_0/K . Toutefois, les intervalles crédibles sont très larges, ce qui implique que la tendance est très incertaine. En moyenne, la population est au-dessus de B_{PME} , mais les deux modèles sont en désaccord sur la question de savoir si le taux de ponction moyenne par rapport à H_{PME} est au-dessus de 1 (**tableau 4**).

JABBA

Les données de CPUE de l'Atlantique Sud étaient très variables et le modèle n'a pas pu ajuster avec précision les indices japonais et brésiliens pour le stock de requin-taupe bleu de l'Atlantique Sud, ce qui a entraîné un bruit considérable pour l'ajustement des séries de capture C1 (**figure 9**). En général, les trajectoires estimées de H/H_{PME} pour les scénarios de JABBA de l'Atlantique Sud montrent une tendance régulièrement ascendante mais fluctuante, qui a commencé à devenir insoutenable dans les années 1990, a atteint un sommet autour de 2005 et ensuite a montré une légère baisse, mais est restée insoutenable, dans la dernière année 2015 (**figure 10**).

Les trajectoires de B/B_{PME} et H/H_{PME} pour le modèle JABBA sont illustrées par des diagrammes de Kobe pour le scénario C1 de l'Atlantique Sud (**figure 10**). Contrairement à la théorie de la population, la trajectoire du stock de

l'Atlantique Sud révèle un schéma allant dans le sens des aiguilles d'une montre (**figure 11**), passant d'un état sous-exploité à un rétablissement suite à la diminution de la biomasse dans le cadre d'une pêche soutenable, qui est suivi d'une courte période de surpêche avant une phase de rétablissement de la biomasse au cours de la récente période de taux de ponction insoutenable au-dessus de H_{PME} . La distribution a posteriori de l'état du stock résultant pour 2015 est donc invraisemblable, avec un soutien de 8% pour un état surexploité (rouge), 3,7% pour un stock soutenable (vert) et 88,3% (jaune) des paires postérieures s'inscrivant dans la zone des ponctions non soutenables ($H/H_{PME}>1$ et $B/B_{PME}>1$), malgré une longue période récente d'augmentation de la biomasse. Ce schéma laisse entrevoir une grave contradiction entre le processus de l'état sous forme d'informations sur les prises et la résilience (r) et le processus d'observation sous forme des données de CPUE.

La procédure de validation par eustachage appliquée au scénario C1 pour l'Atlantique Sud a indiqué que la suppression des données d'observateurs palangriers de l'Uruguay avait eu le plus grand effet sur l'estimation de B/B_{PME} avec des résultats plus pessimistes. H/H_{PME} était assez insensible à la chute de n'importe quelle série temporelle de CPUE disponible (**figure 12**). Les diagnostics ont révélé un fort schéma rétrospectif qui affectait B/B_{PME} , mais encore une fois dans une moindre mesure, H/H_{PME} (**figure 13**). De tels schémas sont indésirables, et les diagnostics de l'Atlantique Sud soulignent les faibles performances en ce qui concerne la solidité des estimations et des projections vers l'avant des estimations de B/B_{PME} et H/H_{PME} dans le modèle JABBA.

4.2 Autres méthodes

Atlantique Sud

CMSY

Le groupe a tout d'abord exploré les performances de CMSY pour l'Atlantique Nord comme une preuve du concept à appliquer à l'Atlantique Sud. Les comparaisons réalisées entre CMSY et CMSY.BSM ajusté aux données de CPUE palangrières des carnets de pêche des Etats-Unis et aux données de capture pour l'Atlantique Nord (1950-2015) ont montré une concordance générale pour les estimations de 2015 de H/H_{PME} et B/B_{PME} (**figure 14**). Les trajectoires estimées ont également montré des tendances similaires, quoique avec quelques divergences intermittentes dans la trajectoire de B/B_{PME} . La similitude entre CMSY, CMSY.BSM et JABBA pour la série de capture C1 confirme en outre que les indices de CPUE de l'Atlantique Nord peuvent être décrits de façon cohérente par ces trois cadres de modélisation.

Même si les estimations de r et K par CMSY et CMSY.BSM sont plus similaires pour l'Atlantique Sud (**figure 10**) que pour l'Atlantique Nord, les estimations de 2015 de H/H_{PME} et B/B_{PME} concordaient peu. Les résultats de CMSY suggèrent que l'état du stock de l'Atlantique Sud est aussi pessimiste que celui de l'Atlantique Nord. La forte divergence entre les modèles ajustés et CMSY, qui est indépendant de la CPUE, souligne davantage le fait que les estimations de l'état du stock découlant de la CPUE pour l'Atlantique Sud devraient être traitées avec prudence. Il y avait concordance entre les estimations du stock du modèle avec erreur de processus pour l'Atlantique Nord et la méthode CMSY basée uniquement sur la capture, mais de fortes divergences apparaissent entre CMSY et les modèles ajustés pour l'Atlantique Sud. Il est donc peut-être probable que le mauvais ajustement dans l'Atlantique Sud puisse être attribué à la contradiction apparente entre le processus d'observation (c.-à-d. CPUE) et l'équation de processus, qui est alimentée par des données de capture et de résilience (*r*).

Les trajectoires de B/B_{PME} et H/H_{PME} pour le modèle CMSY sont illustrées par des diagrammes de Kobe pour l'Atlantique Sud. Les scénarios C1 et C2 sont illustrés dans les **figures 15** et **16**, ainsi que dans le **tableau 5**. Les résultats pour le scénario 1 de CMSY sont plus pessimistes que ceux du scénario 2, le scénario 1 indiquant que le stock de requin-taupe bleu de l'Atlantique Sud est dans un état surexploité tandis que le scénario 2 indique qu'il se situe légèrement au-dessus de la PME. Les deux scénarios indiquent que le stock connaît actuellement une surpêche, le scénario 1 indiquant une forte surpêche et le scénario 2 indiquant que H est juste au-dessus de H_{PME}.

4.3 Stock Synthèse

Atlantique Nord

Trois scénarios du modèle Stock Synthèse ont été évalués. Les comparaisons des trajectoires de l'indicateur de l'état des stocks entre les trois scénarios sont fournies à la **figure 17**. Le scénario 1 du modèle Stock Synthèse représentait le modèle original présenté au groupe, tel que décrit dans (SCRS/2017/125). Le diagramme de Kobe pour ce modèle est présenté dans la **figure 18**. Le modèle Stock synthèse a été actualisé (scénario 2 du modèle Stock synthèse) afin de fixer la mortalité naturelle des mâles comme étant égale à celle des femelles. Le groupe a

recommandé d'évaluer quatre scénarios du modèle Stock Synthèse à l'aide de la relation LFSR. Trois scénarios du modèle Stock synthèse utilisant la relation LFSR ont été développés en fixant le paramètre bêta à des valeurs de 1, 2 et 3 et ensuite en trouvant une solution analytique pour les valeurs du paramètre sfrac de LFSR (0,212 0,176 et 0,171, respectivement) qui correspondent à la valeur initiale de steepness (0,345) de la relation stock-recrutement BH utilisée dans Stock Synthèse. Un scénario supplémentaire du modèle a été développé en trouvant simultanément une solution pour les valeurs des paramètres Beta (0,642) et sfrac (0,263) de LFSR avec une routine d'optimisation qui correspond à la valeur originale de steepness (0,345) de la relation stock-recrutement BH utilisée dans Stock Synthèse. Sur la base d'une recommandation du groupe, le modèle Stock Synthèse a été mis à jour (scénario 3 du modèle Stock Synthèse) pour remplacer la relation stock-recrutement BH par la relation LFSR utilisant Beta = 3 et sfrac = 0,171 (**figure 20**). Les résultats du modèle sont présentés ci-dessous pour le scénario 3 du modèle, que le groupe a considéré comme le scénario de base pour Stock Synthèse (**tableaux 6 à 8**).

Cinq sensibilités du modèle ont également été évaluées comme résumées ci-dessous. L'analyse de sensibilité 1 du modèle évaluait la sensibilité du modèle face à l'incertitude dans les données de *capture*. Le scénario 1 du modèle a été modifié en remplaçant les séries de données de capture (C1:1950-2015) dans le modèle par une série alternative de données de capture (C2 : 1971-2015). La mortalité par pêche initiale a été estimée en 1971 en postulant que les prises avant 1971 étaient égales à la moyenne des captures alternatives totales pour les années 1971-1980 et en estimant un paramètre supplémentaire dans le modèle pour la mortalité par pêche initiale nécessaire pour supprimer la prise historique annuellement. Il a été noté que le même modèle Stock Synthèse (scénario 1 du modèle) n'a pas pu estimer la mortalité par pêche initiale avec la série de capture originale (C1) lorsque celle-ci a été tronquée de 1971 à 2015. Il a été noté que la capacité d'estimer la mortalité par pêche initiale avec les données de capture alternatives (C2) indique que les données de capture alternatives plus élevées au début de la série temporelle peuvent être compatibles avec les autres données dans le modèle. En d'autres termes, l'analyse de sensibilité du modèle a appuyé une prise historique plus élevée. Toutefois, le groupe a indiqué que les données de prises alternatives pourraient ne pas convenir en ce moment pour être utilisées dans le modèle en raison du manque de temps pour évaluer les ajustements de SS3 à cette série de captures alternatives.

L'analyse de sensibilité 2 du modèle évaluait la sensibilité du modèle face à l'incertitude dans la *sélectivité basée sur la taille*. Le scénario 2 du modèle a été modifié en remplaçant les courbes de sélectivité doubles normales basées sur la taille estimées dans le modèle par une sélectivité logistique conforme à la précédente évaluation, réalisée pour le requin-taupe bleu de l'Atlantique Nord (Anon., 2013). L'évaluation précédente a utilisé la sélectivité par âge logistique obtenue empiriquement pour à peu près les mêmes flottilles en utilisant les données de composition de longueur disponibles.

Il a été noté que les résultats du scénario 2 de sensibilité ont montré une tendance différente dans la réponse de la population modélisée à la pression de pêche par rapport aux résultats obtenus à partir des scénarios 1, 2 et 3 du modèle. En particulier, selon l'analyse de sensibilité, la taille du stock reproducteur annuel semblait fluctuer légèrement au fil du temps en réponse aux changements dans la taille du stock, provenant de changements observés dans la pression de la pêche et le recrutement estimé. En revanche, avec les scénarios 1, 2 et 3 du modèle (figure 17), la taille annuelle du stock reproducteur semblait diminuer de façon monotone au fil du temps comme en conditions d'équilibre et elle ne fluctuait pas en réponse aux changements observés dans la pression de la pêche et le recrutement estimé. Il a été noté qu'en raison de la combinaison de la faible mortalité naturelle et de la sélectivité en forme de cloche dans le scénario 2 du modèle, il y avait une forte proportion de la population modélisée à des âges plus élevés (à la fois les mâles matures et les femelles matures), en particulier pour l'intervalle d'âge 30+. Ceci est conforme à l'observation selon laquelle le poids corporel des requins matures est beaucoup plus élevé que celui de la plupart des requins disponibles pour la pêcherie. Les requins matures ne sont pas pêchés en raison des postulats des courbes de sélectivité et des données de longueur. Par conséquent, la biomasse mature à des âges avancés et des requins d'âge 30+ a diminué progressivement au fil du temps uniquement en réponse à la mortalité naturelle et la plupart des poissons matures, y compris la biomasse de reproducteurs, sont restés, contribuant au recrutement.

Il a été noté que les scénarios 1, 2 et 3 du modèle avec une sélectivité en forme de cloche semblaient entraîner une hyper stabilité de la taille du stock de reproducteurs (p. ex., **figures 18-20**), c'est-à-dire, dans le cadre d'une mortalité par pêche avec une sélectivité en forme de cloche affectant les animaux immatures, peu de recrues atteignent l'âge de reproduction et la surpêche de croissance se produit. Le stock de reproducteurs ne semble alors être stable que parce que les requins matures ne sont pas sélectionnés. Le groupe a noté que ceci est problématique pour la mise en œuvre de la gestion, parce que dans ce scénario il est improbable que la taille du stock reproducteur réponde à une réduction de la mortalité par pêche des animaux de taille immature tant que ces animaux immatures n'auront pas atteint la maturité et n'auront pas contribué à la reproduction, ce qui pourrait prendre plusieurs années.

En revanche, l'analyse de sensibilité 2 du modèle, qui postulait une sélectivité asymptotique, ne semblait pas avoir une taille du stock reproducteur hyper stable, ce qui est plus conforme à ce que l'on attend d'un stock qui répond directement à la pression de la pêche. Toutefois, il a été noté que les ajustements du scénario de sélectivité asymptotique à la fois à l'abondance relative et à la composition des tailles étaient très insuffisants. Par conséquent, beaucoup de travaux seraient nécessaires pour identifier les causes plausibles du mauvais ajustement à chaque jeu de données et pour recommander des moyens d'y remédier soit dans le modèle, en ajoutant plus de structure au modèle, soit à l'extérieur du modèle, par exemple en reformulant les données, comme cela avait été proposé pour l'évaluation du requin peau bleue (Anon., 2016). Il a été noté que, dans un effort pour ajuster convenablement les données disponibles pour l'évaluation actuelle, on a permis la sélectivité en forme de cloche en se fondant sur l'estimation des paramètres de sélectivité, ce qui a permis d'estimer la forme de la courbe de la sélectivité à des tailles supérieures au pic de sélectivité, en se fondant sur les ajustements aux données de composition des tailles.

L'analyse de sensibilité 3 du modèle a continué d'évaluer la sensibilité du modèle face à l'incertitude dans la *sélectivité basée sur la taille*. L'analyse de sensibilité 3 du modèle a modifié la sélectivité pour la flottille 4 (US LL) pour permettre d'estimer la forme de la courbe de sélectivité à des tailles supérieures au pic de sélectivité, sur la base d'ajustements aux données de composition des tailles. La fréquence des tailles des requins capturés par les palangriers des Etats-Unis est centrée sur une taille plus petite que celle des autres flottilles, et ce scénario a abouti à une sélectivité en forme de cloche pour la flottille 4 (et toutes les flottilles qui reflétaient la sélectivité de la flottille 4) et a imposé une sélectivité asymptotique pour toutes les autres flottilles. Toutefois, les résultats de ce scénario étaient semblables aux ajustements insuffisants à l'abondance relative et à la composition des tailles, tels qu'obtenus dans l'analyse de sensibilité 2 du modèle, et on ne lui a donc pas donné suite.

L'analyse de sensibilité 4 du modèle évaluait la sensibilité du modèle au *CV dans la distribution de longueur à l'âge*. Le scénario 2 du modèle a été modifié pour estimer le CV pour L_{Amin} (femelle et mâle). Une préoccupation soulevée par le groupe était que les CV actuels reposaient uniquement sur l'incertitude des données de longueur à l'âge et ne tenaient pas compte d'autres sources d'incertitude, surtout pour les plus jeunes âges. Le groupe a suggéré que le CV pour L_{Amin} (femelle et mâle) devrait probablement être plus grand pour tenir compte de cette incertitude dans le modèle. Toutefois, les valeurs estimées pour le CV de L_{Amin} (0,034 pour les jeunes femelles et 0,095 pour les jeunes mâles) étaient inférieures à celles obtenues à partir des données (0,093 pour les femelles et 0,097 pour les mâles). Cela ne semblait pas plausible et l'on n'y a pas donné suite.

L'analyse de sensibilité 5 du modèle évaluait la sensibilité du modèle à l'estimation de stade 2 de la taille effective de l'échantillon (effN) pour les données de composition des tailles. Le scénario 2 du modèle a été modifié en remplaçant effN correspondant à la composition des tailles obtenue avec la méthode de Francis par effN correspondant à la composition des tailles obtenue avec la méthode de Mcallister et Ianelli. Les deux méthodes sont définies dans les références citées fournies dans le SCRS/2017/125 et elles ont été présentées et discutées en détail lors de la réunion intersession de 2016 du groupe d'espèces sur les requins (Anon. 2017), et d'après le matériel présenté lors de cette réunion, les deux méthodes semblent raisonnables. Toutefois, étant donné que les deux méthodes utilisent des méthodes différentes pour arriver à effN, les valeurs résultantes pour effN diffèrent. Dans ce cas, les valeurs de effN obtenues par la méthode de McAllister et Ianelli (en utilisant la moyenne harmonique) étaient supérieures à celles obtenues à l'aide de la méthode de Francis (accordant plus d'importance aux données de longueur dans la vraisemblance du modèle). Une évaluation de la vraisemblance du modèle a indiqué que ceci entraînait également un ajustement relativement plus mauvais aux indices d'abondance. Ce résultat suggère qu'il existe un conflit entre les données quand elles sont utilisées dans l'évaluation (c.-à-d. augmenter l'importance accordée à un jeu de données dans la vraisemblance du modèle donnait lieu à un ajustement moins bon à un autre jeu de données). Le groupe a suggéré que lorsqu'il y a un conflit entre les données dans un modèle d'évaluation, il est alors important de ne pas laisser l'ajustement à la composition de la longueur réduire l'ajustement aux indices. En conséquence, le groupe a recommandé d'utiliser effN, relativement moindre, qui est fourni par la méthode de Francis.

Commentaires généraux sur le modèle Stock Synthèse

Même si plusieurs spécifications erronées et incertitudes peuvent être incluses dans les paramètres actuels du modèle, le cas de base actuel du modèle SS3 a convergé raisonnablement bien et produit des résultats raisonnables pour les données disponibles des pêcheries et les données biologiques. Compte tenu des caractéristiques biologiques et des pêcheries (c.-à-d. croissance spécifique à l'âge et au sexe, taille de maturité spécifique au sexe, fécondité proportionnelle à la longueur du corps, relation stock à faible fécondité-recrutement, mortalité naturelle plus faible pour toutes les classes d'âge, et toutes les flottilles sélectionnent seulement les requins immatures et la disponibilité et la vulnérabilité sont différentes par sexes) de requin-taupe bleu, les résultats du modèle structuré

spécifiquement par sexe et âge (SS) pourraient à l'avenir être plus aptes à formuler un avis de gestion que les modèles de type de production (BSPM) une fois que le modèle a été entièrement exploré.

Il est à noter que de fortes valeurs de F (> 0,20) ont été obtenues avec SS3 à partir de 1993. Ces valeurs sont cohérentes avec celles estimées à partir des données de marquage par satellite pour le requin-taupe bleu de longueurs et âges similaires. Plus précisément, la valeur de F obtenue du marquage (SCRS/P/2017/022) pour la période 2013-2016 était de 0,33 (0,19-0,56 CI de 95 %) et les valeurs de F estimées dans SS3 pour 2013-2015 variaient entre 0,21 et 0,25.

4.4 Synthèse des résultats de l'évaluation

Des progrès considérables ont été accomplis depuis la dernière évaluation quant à l'intégration de nouvelles sources de données (notamment les données de taille et les informations spécifiques au sexe) et aux approches de modélisation (notamment la structure des modèles). L'incertitude dans les entrées de données et la configuration des modèles a été explorée au moyen d'analyses de sensibilité. Les modèles de production dans le Sud avaient du mal à ajuster les tendances ascendantes dans les séries de CPUE conjuguées à des captures en augmentation. Les résultats obtenus de ces modèles pour cette région n'étaient pas plausibles étant donné qu'il existe un conflit entre les données et les postulats des modèles. L'avis de gestion a donc été fondé sur le modèle CMSY pour le Sud. Les résultats obtenus sont résumés ci-après.

Atlantique Nord

Pour le stock de l'Atlantique Nord, les scénarios avec BSP2-JAGS ont estimé que le stock était surexploité ($B_{2015}/B_{PME}=0,63 a 0,85$) et qu'il était victime de surpêche ($H_{2015}/H_{PME}=1,93 a 3,58$). La probabilité que le stock soit surexploité et soit victime de surpêche allait de 82,1 à 97,8% (zone rouge de Kobe : **figure 21**.) Le modèle JABBA indiquait que le stock était surexploité ($B_{2015}/B_{PME}=0,57 a 0,76$) et qu'il était victime de surpêche ($H_{2015}/H_{PME}=3,75 a 4,37$), ce qui entraînait une probabilité de 92,6 à 99,9 % qu'il soit dans un état surxploité et soit encore victime de surpêche (**figure 21**). Les estimations obtenues avec le scénario final SS3 prédisaient que le stock était probablement surexploité ($SSF_{2015}/SSF_{PME}=0,95$ où SSF est la fécondité du stock reproducteur) et qu'une surpêche se produisait ($F_{2015}/F_{PME}=4,38$, CV=0,11), avec une probabilité de 56,1% que le stock soit surexploité et fasse l'objet de surpêche (**figure 21**). Les diagrammes de phase de Kobe pour les scénarios du modèle individuel dans l'Atlantique Nord sont fournis à la **figure 22**, tandis que le diagramme de phase de Kobe combiné se trouve à la **figure 23**. La probabilité combinée que tous les modèles soient dans un état surexploité tout en faisant toujours l'objet de surpêche était de 90% (**figure 24**). CMSY a été utilisé uniquement comme une preuve du concept dans le Nord (et les résultats étaient similaires aux modèles de production) et les résultats ne sont donc pas présentés ici.

Les modèles concordaient sur le fait que le stock du Nord était surexploité et qu'il faisait l'objet de surpêche. Les résultats obtenus dans cette évaluation ne sont pas comparables à ceux obtenus dans la dernière évaluation en 2012 parce que les données d'entrée et les structures des modèles ont considérablement changé. Les séries temporelles de capture sont différentes (elles commencent désormais en 1950 par opposition à 1971 dans l'évaluation de 2012) et ont été obtenues à l'aide de différents postulats ; les séries de CPUE sont en baisse depuis 2010 (la dernière année dans les modèles d'évaluation de 2012) ; certains des intrants biologiques ont changé et sont désormais spécifiques au sexe ; et des données supplémentaires de composition des tailles sont devenues disponibles. En outre, en 2012, seuls le modèle de production BSP1 et un modèle de production structuré par âge sans capture ont été utilisés. Cette évaluation actualisée représente une amélioration significative dans notre compréhension de l'état actuel du stock de requin-taupe bleu de l'Atlantique Nord.

Atlantique Sud

En ce qui concerne le stock de l'Atlantique Sud, des scénarios avec BSP2-JAGS ont estimé que le stock n'était pas surexploité ($B_{2015}/B_{PME}=1,69$ à 1,75), mais qu'il pourrait faire l'objet de surpêche ($F_{2015}/F_{PME}=0,86$ à 1,07). Pour le modèle BSP2-JAGS, les estimations des deux scénarios ont indiqué une probabilité de 0,3 à 1,4% que le stock soit surexploité et fasse l'objet de surpêche (quadrant rouge dans le diagramme de Kobe), une probabilité de 29 à 47,4% que le stock ne soit pas surexploité mais qu'il soit l'objet de surpêche, ou alternativement, que le stock soit surexploité mais ne fasse pas l'objet de surpêche (quadrant jaune dans le diagramme de Kobe) et une probabilité de 52,3 à 69,6% que le stock ne soit pas surexploité et ne fasse pas l'objet de surpêche (quadrant vert dans le diagramme de Kobe) (**figure 25**). Dans le diagramme de Kobe du modèle JABBA, la trajectoire du stock de l'Atlantique Sud fait apparaître un schéma allant dans le sens des aiguilles d'une montre, passant d'une situation de sous-exploitation à une de rétablissement en raison de la diminution de la biomasse dans le cadre d'une pêche

durable, suivie d'une courte période de surpêche, ce qui est invraisemblable. Les résultats du modèle n'ont donc pas été pris en compte pour formuler un avis de gestion. Les estimations obtenues du modèle CMSY indiquent que le stock pourrait être surexploité (B_{2015}/B_{PME} = 0,65 à 1,12) et qu'il pourrait être victime de surpêche (F_{2015}/F_{PME} = 1,02 à 3,67). D'après les scénarios de capture C1 et C2, les estimations du modèle CMSY ont indiqué une probabilité de 23 à 89% que le stock soit surexploité et fasse l'objet de surpêche (quadrant rouge dans le diagramme de Kobe), une probabilité de 11 à 48% que le stock ne soit pas surexploité mais qu'il soit l'objet de surpêche, ou alternativement, que le stock soit surexploité mais ne fasse pas l'objet de surpêche (quadrant jaune dans le diagramme de Kobe) et seulement une probabilité de 0 à 29% que le stock ne soit pas surexploité et ne fasse pas l'objet de surpêche (quadrant vert dans le diagramme de Kobe) (**figure 25**). Les résultats du modèle combiné indiquent une probabilité de 19% que le stock soit à la fois surexploité et fasse l'objet de surpêche (**figure 26**). Le groupe estime que les résultats de l'état du stock de l'Atlantique Sud sont extrêmement incertains. En dépit de cette incertitude, il est impossible d'exclure le fait que ces dernières années le stock ait pu se trouver au niveau de B_{PME} ou déjà en-dessous, et que la mortalité par pêche dépasse déjà F_{PME}. Les diagrammes de phase de Kobe pour les scénarios du modèle individuel dans l'Atlantique Sud sont fournis à la **figure 27**, tandis que le diagramme de phase de Kobe combiné se trouve à la **figure 28**.

5. Projections

Des projections ont été effectuées uniquement pour les modèles BSP2-JAGS dans l'Atlantique Nord. Aucune projection n'a été effectuée pour l'Atlantique Sud en raison de l'incertitude entourant l'état du stock expliquée cidessus.

Les projections du modèle BSP2-JAGS ont indiqué que les niveaux actuels de capture (C1 = 3.600 t et C2 = 4.750 t, moyenne des 5 dernières années) dans l'Atlantique Nord entraîneront la poursuite de la chute de la population. Selon les projections plus optimistes des séries de capture C1 et C2 du modèle de Schaefer, les captures devraient s'élever à 1.000 t ou moins pour enrayer la poursuite de la chute de la population (**figure 29a et b**). Pour les modèles de production généralisée correspondants, les captures devraient également être ramenées à moins de 1.000 t pour empêcher de nouvelles baisses de la population (**figure 29c et d**). Dans l'ensemble, cela implique une réduction des captures de l'ordre de 72 à 79%. Les matrices de Kobe II montrant les probabilités de F<F_{PME}, B>B_{PME}, et B>B_{PME}, + F<F_{PME} (quadrant vert du diagramme de Kobe) selon différents niveaux de prise constante sont présentées au **tableau 9**.

Même si sur le plan de SSF, la taille du stock actuelle pour SS3 semble plus optimiste que les modèles de la dynamique de la biomasse agrégée, les perspectives d'avenir sont probablement plus pessimistes. C'est parce que les juvéniles sont capturés à partir de l'âge de la première capture et ils n'atteignent donc pas la maturité. On peut s'attendre à ce que la taille du stock reproducteur diminue pendant de nombreuses années une fois que la pression de la pêche aura été réduite jusqu'à ce que les recrues arrivent à maturité.

6. Recommandations

6.1 Recherche et statistiques

- Le groupe a noté l'importance de disposer de données sur le sexe dans la base de données de marquage conventionnel. Ces données sont généralement déclarées pour les requins, mais elles ne sont pas actuellement disponibles dans la base de données de l'ICCAT. Par conséquent, le groupe recommande que le Secrétariat révise la base de données de marquage conventionnel pour y inclure ce champ et la rende disponible au cas où cette information serait déclarée.
- Le groupe recommande de concentrer les efforts de la recherche sur l'identification des zones de mise bas pour accroître nos connaissances sur le comportement de reproduction du requin-taupe bleu, ce qui pourrait conduire à un avis scientifique amélioré.
- Le groupe recommande plus de recherche sur les implications des priors et de la structure d'erreur dans les modèles bayésiens de production excédentaire.
- Le groupe réaffirme les recommandations formulées lors de la réunion de préparation des données http://iccat.int/Documents/Meetings/Docs/2017_SMA_DATA_PREP_FRA.pdf.
- Le groupe souligne que l'identification d'un TAC robuste à l'avenir nécessitera l'élaboration de projections dans SS3 en plus de celles effectuées à l'aide de modèles de production.

6.2 Gestion

- Pour le stock de l'Atlantique Nord, les projections étaient basées sur l'approche du modèle de production uniquement (BSP2-JAGS), qui indiquait que les prises devraient être ramenées à 1.000 t ou moins pour enrayer le déclin des populations. Toutefois, compte tenu du calendrier de rétablissement des stocks basé sur cette approche, il convient de noter que, pour un TAC de 1.000 t, on estime que la probabilité d'être dans la zone verte du diagramme de Kobe (F < F_{PME} et B > B_{PME}) (tableau 9) n'est que de 25% d'ici à 2040.
- Le groupe a indiqué que le fait de remettre à l'eau les animaux hissés vivants à bord du navire pourrait constituer une mesure potentiellement efficace pour réduire la mortalité par pêche, étant donné que des études indiquent que la survie après la remise à l'eau serait probablement d'environ 7%. Le respect des bonnes pratiques pour correctement manipuler et remettre à l'eau des spécimens vivants pourrait donc augmenter encore plus la survie après la libération. Cependant, à ce stade, le groupe n'a pas suffisamment d'informations pour évaluer si l'adoption de mesures de remise à l'eau de spécimens vivants sera à elle seule suffisante pour ramener les débarquements à 1.000 t ou moins et arrêter la poursuite de la baisse du stock.
- Pour le stock de l'Atlantique Sud, compte tenu de l'incertitude entourant l'état du stock et étant donné les fluctuations importantes des prises, le groupe recommande que tant que cette incertitude ne sera pas réduite, les niveaux de captures ne dépassent pas la moyenne des captures au cours des cinq dernières années (2.854 t avec le scénario C1 ou 2.933 t avec le scénario C2), ou environ 2.900 t.
- Compte tenu du temps limité disponible pour discuter des recommandations de gestion, le groupe a décidé de poursuivre leur discussion lors de la réunion du groupe d'espèces sur les requins en septembre.

7. Autres questions

Aucune autre question n'a été soulevée.

8. Adoption du rapport et clôture

Le rapport a été adopté en partie par le groupe et la réunion a été levée. Les rubriques 4.1, 4.4 et 6.2 du rapport ont été adoptées ultérieurement par correspondance.

Bibliographie

- Anonymous. 2013. Report of the 2012 Shortfin Mako Stock Assessment and Ecological Risk Assessment Meeting (*Olhão, Portugal June 11-18, 2012*). ICCAT. Col. Vol. Sci. Papers. 69 (4): 1427-1570.
- Anonymous. 2015. 2014 Intersessional Meeting of the Sharks Species Group (*Piriapolis, Uruguay, 10-1 March 2014*) Col. Vol. Sci. Pap. 71(6): 2458-2550.
- Anonymous. 2016. Report of the 2015 Bluefin Shark Stock Assessment (*Oceanário de Lisboa, Lisbon, Portugal* 27-31 July 2015). Col. Vol. Sci. Pap. 72(4): 866-1019.
- Anonymous. 2017. Report of the 2016 Intersessional Meeting of the Shark Species Group (Madeira, Portugal April 25 to 29, 2016). ICCAT. Col. Vol. Sci. Pap. 73(8): 2759-2809.
- Anonymous. (in press). Report of the 2017 Shortfin Mako Shark Data Preparatory Meeting (*Madrid, Spain March 28 to 31, 2017*). Document SCRS/2017/002: p 52.
- Babcock, E. and Cortes, E. (in press). Bayesian surplus production models for shortfin mako sharks: are the results consistent when using different software packages? SCRS/2017/055: 9 p.
- Coelho R., Domingo A., Courtney D., Cortés E., Arocha F., Liu K-M., Yokawa K., Yasuko S., Hazin F., Rosa D. and Lino P.G. (in press). A revision of the shortfin mako shark size distribution in the Atlantic using observer data from the main pelagic longline fleets. Document SCRS/2017/048: 17 p.

- Courtney, D., Cortés, E., Zhang, X. and Carvalho, F. 2017. Stock synthesis model sensitivity to data weighting: an example from preliminary model runs previously conducted for north Atlantic blue shark. ICCAT. Col. Vol. Sci. Papers. 73(8): 2860-2890.
- Francis, R.I.C.C. 2011. Data weighting in statistical fisheries stock assessment models. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 68:1124-138.
- Froese, R., Demirel, N., Coro, G., Kleisner, K.M. and Winker, H. 2016. Estimating fisheries reference points from catch and resilience. Fish 83: 506–526, doi:10.1111/faf.12190.
- Gelman, A. and Rubin, D.B. 1992. Inference from Iterative Simulation Using Multiple Sequences. Statistical Science 7: 457-472.

Heidelberger, P. and Welch, P.D. 1983. Simulation Run Length Control in the Presence of an Initial Transient.

- Kai, M., Carvalho, F., Yokoi, H., Kanaiwa, M., Takahashi, N., Brodziak, J., Sippel, T., Kohin, S., 2017. Stock assessment for the north Pacific blue shark (*Prionace glauca*) using Bayesian State-space Surplus Production Model (No. ISC/17/SHARKWG-1/4).
- Martell, S., and Froese, R. 2013. A simple method for estimating MSY from catch and resilience. 505: 504–514. doi:10.1111/j.1467-2979.2012.00485.x.
- McAllister, M.K., Babcock, E.A., Pikitch, E.K. and Prager, M.H. 2000. Application of a non-equilibrium generalized production model to South and North Atlantic swordfish: combining Bayesian and demographic methods for parameter estimation. ICCAT. Col. Vol. Sci. Papers. 51(5): 1523-1550.
- Methot, R.D. 2015. User manual for Stock Synthesis model version 3.24s, Updated February 11, 2015. NOAA Fisheries, Seattle, WA.
- Methot, R.D. and Wetzel, C.R. 2013. Stock synthesis: A biological and statistical framework for fish stock assessment and fishery management. Fish. Res. 142:86–99.
- Taylor, I.G., Gertseva, V., Methot, R.D., Maunder, M.N. 2013. A stock- recruitment relationship based on prerecruit survival, illustrated with application to spiny dogfish shark. Fish. Res. 142, 15–21.

TABLEAUX

Tableau 1. Scénarios du modèle BSP2-JAGS pour l'Atlantique Nord. Rhat est le diagnostic de Gelman-Rubin, n.eff est le nombre effectif de paramètres (les valeurs sont des moyennes et les CV sont entre parenthèses).

Tableau 2. Scénarios du diagnostic BSP2-JAGS pour l'Atlantique Nord (les valeurs sont des moyennes et les CV sont entre parenthèses).

Tableau 3. Estimations de l'épuisement et de l'état du stock, ainsi que des paramètres du modèle, pour le modèle JABBA appliqué au requin-taupe bleu de l'Atlantique Nord pour les scénarios de capture C1 et C2.

Tableau 4. Scénarios du modèle BSP2-JAGS pour l'Atlantique Sud (les valeurs sont des moyennes et les CV sont entre parenthèses).

Tableau 5. Estimations de l'épuisement et de l'état du stock, ainsi que des paramètres du modèle, pour le modèle CMSY appliqué au requin-taupe bleu de l'Atlantique Sud pour les scénarios de capture C1 et C2.

Tableau 6. Estimations du scénario 3 du modèle Stock Synthèse de l'état du stock à l'année finale (2015) par rapport à la production maximale équilibrée (PME), y compris la fécondité du stock reproducteur (SSF₂₀₁₅), la mortalité par pêche (F_{2015} , calculée comme la somme de F continu pour chaque flottille), et les recrues (R_{2015}), avec SSF en conditions d'équilibre (SSF₀) et R en conditions d'équilibre (R_0), production maximale équilibrée (PME), SSF à PME (SSF_{PME}), F à PME (F_{PME}) et les ratios SSF₂₀₁₅/SSF_{PME} et F_{2015}/F_{PME} . Des erreurs standard (SE) asymptotiques calculées à partir des estimations de vraisemblance maximale des variances de paramètres à la solution convergée et les CV basés sur les SE (si disponibles) sont également fournis pour les estimations des paramètres.

Tableau 7. Estimations annuelles du scénario 3 du modèle Stock Synthèse de la biomasse totale (B), de la fécondité du stock reproducteur (SSF), des recrues (R), de la mortalité totale par pêche (F, calculée comme la somme de F continu obtenu pour chaque flottille).

Tableau 8. Estimations annuelles du scénario 3 du modèle Stock Synthèse de la mortalité par pêche totale (F, calculée comme la somme de F continu obtenu pour chaque flottille) par rapport à la mortalité par pêche au niveau de la PME (F/F_{PME}) et de la fécondité du stock reproducteur (SSF, en milliers) par rapport à la fécondité du stock reproducteur au niveau de la PME (SSF/SSF_{PME}).

Tableau 9. Matrice de risque de Kobe II avec la probabilité que la mortalité par pêche soit en-dessous du taux de mortalité par pêche à PME (en haut), la probabilité que la biomasse dépassera le niveau qui permet la PME (au milieu), et les deux combinées (en bas) basée sur les résultats de BSP2-JAGS pour le requin-taupe bleu de l'Atlantique Nord.

FIGURES

Figure 1. Série temporelle des prises déclarées (tâche I) et estimées du requin-taupe bleu (SMA), entre 1971 et 2015, pour les stocks de l'Atlantique Nord et Sud.

Figure 2. Historiques de la biomasse (bleu) et du taux de capture (rouge) du BSP2-JAGS pour l'Atlantique Nord pour (a) C1 Schaefer, (b) C2 Schaefer, (c) C1 modèle de production généralisée et (d) C2 modèle de production généralisée.

Figure 3. Diagrammes de Kobe pour le BSP2-JAGS pour l'Atlantique Nord pour (a) C1 Schaefer, (b) C2 Schaefer, (c) C1 modèle de production généralisée et (d) C2 modèle de production généralisée. Chaque point représente un tirage MCMC. Le point noir indique l'état actuel du stock (2015).

Figure 4. Scénarios de diagnostic du modèle BSP2-JAGS pour l'Atlantique Nord, incluant le scénario post-modèle pré-données (PMPD), et chaque indice d'abondance ajusté séparément.

Figure 5. Diagnostics de jackknife par rapport à la série de CPUE, F/F_{PME} et B/B_{PME} dans le temps pour le scénario C1 de l'Atlantique Nord, les cercles ouverts représentant la CPUE de la palangre des Etats-Unis.

Figure 6. Diagnostics rétrospectifs par rapport à la série de CPUE, F/F_{PME} et B/B_{PME} dans le temps pour le scénario C1 de l'Atlantique Nord, les cercles ouverts représentant la CPUE de la palangre des Etats-Unis.

Figure 7. Diagnostics de prédiction et vérification croisée par rapport à la série de CPUE, F/F_{PME} et B/B_{PME} dans le temps pour le scénario C1 de l'Atlantique Nord, les cercles ouverts représentant la CPUE de la palangre des Etats-Unis.

Figure 8. Historiques de la biomasse (bleu) et du taux de capture (rouge) du BSP2-JAGS pour l'Atlantique Sud pour (a) C1 Schaefer avec capture et (b) C2 Schaefer avec capture.

Figure 9. Séries temporelles de la capture par unité d'effort (CPUE) observée (cercle) et prédite (ligne continue) du requin-taupe bleu dans l'océan Atlantique Sud pour le scénario C1 utilisant JABBA. La zone ombrée en gris indique un CI de 95%.

Figure 10. Comparaison de CMSY (bleu) et de CMSY_BSM (rouge) pour le scénario C1 du requin-taupe bleu de l'Atlantique Sud montrant les trajectoires de (a) prévision de B/B_{PME}, (b) prévision de F/F_{PME}, (c) prises superposées dans la région de PME (intervalles de confiance de 95%) et (d) bidiagramme de type Kobe présentant l'incertitude entourant l'année finale illustrée par des densités de Kernel. Il est à noter que F est utilisé ici de manière interchangeable avec le taux de ponction H = C/B.

Figure 11. Diagramme de Kobe montrant les trajectoires estimées (1971-2015) de B/B_{PME} et H/H_{PME} pour le scénario C1 pour l'évaluation du stock de requin-taupe bleu de l'Atlantique Sud avec le modèle JABBA. Le stock de l'Atlantique Sud fait apparaître un schéma allant dans le sens des aiguilles d'une montre, passant d'un état sousexploité à un rétablissement en raison de la diminution de la biomasse dans le cadre d'une pêche durable, suivie d'une courte période de surpêche, ce qui est quelque peu biologiquement invraisemblable et ambigu. Cette tendance erronée peut être attribuée à la contradiction apparente entre le processus d'observation (c.-à-d. CPUE) et l'équation de processus, étant donné que les deux tendances, celle de la CPUE et celle de la biomasse, sont en augmentation.

Figure 12. Diagnostics de jackknife du modèle JABBA par rapport à la série de CPUE, F/F_{PME} et B/B_{PME} dans le temps pour le scénario C1 de l'Atlantique Sud, les cercles ouverts représentant la CPUE de la palangre du Brésil.

Figure 13. Diagnostics rétrospectifs du modèle JABBA par rapport à la série de CPUE, F/F_{PME} et B/B_{PME} dans le temps pour le scénario C1 de l'Atlantique Sud, les cercles ouverts représentant la CPUE de la palangre du Brésil.

Figure 14. Comparaison de CMSY (bleu) et de CMSY_BSM (rouge) pour le scénario C1 du requin-taupe bleu de l'Atlantique Nord montrant les trajectoires de (a) prévision de B/B_{PME} , (b) prévision de F/F_{PME} , (c) prises superposées à la région PME (intervalles de confiance de 95%) et (d) bidiagramme de type Kobe présentant l'incertitude entourant l'année finale illustrée par des densités de Kernel. Il est à noter que F est utilisé ici de manière interchangeable avec le taux de ponction H = C/B.

Figure 15. Bidiagramme de type Kobe pour les résultats de l'évaluation de CMSY pour le scénario C1 du requintaupe bleu de l'Atlantique Sud, l'incertitude entourant l'année finale étant illustrée par des densités de Kernel.

Figure 16. Bidiagramme de type Kobe pour les résultats de l'évaluation de CMSY pour le scénario C2 du requintaupe bleu de l'Atlantique Sud, l'incertitude entourant l'année finale étant illustrée par des densités de Kernel.

Figure 17. SSF/SSF_{PME} et F/F_{PME} pour le scénario 1 du modèle Stock synthèse (noir), le scénario 2 (bleu) et le scénario 3 (rouge) par rapport aux valeurs à la PME (ligne discontinue).

Figure 18. Diagramme de Kobe (SSF/SSF_{PME} et F/F_{PME}) pour le scénario 1 du modèle Stock synthèse par rapport aux valeurs à la PME (ligne discontinue).

Figure 19. Diagramme de Kobe (SSF/SSF_{PME} et F/F_{PME}) pour le scénario 2 du modèle Stock synthèse par rapport aux valeurs à la PME (ligne discontinue).

Figure 20. Diagramme de Kobe (SSF/SSF_{PME} et F/F_{PME}) pour le scénario 3 du modèle Stock synthèse par rapport aux valeurs à la PME (ligne discontinue).

Figure 21. Diagramme circulaire de Kobe pour les scénarios individuels dans l'Atlantique Nord. De gauche à droite, les modèles sont : SS=Stock Synthèse; BSP1=BSP2JAGS, capture 1, Schaefer; BSP2=BSP2JAGS, capture 1, Schaefer; BSP3=BSP2JAGS, capture 2, généralisé ; BSP4=BSP2JAGS, capture 2, généralisé ; JABBA Pella, avec capture 1; JABBA Pella avec capture 2; JABBA Schaefer avec capture 1; JABBA Schaefer avec capture 2.

Figure 22. Diagramme de phase de Kobe pour les scénarios individuels dans l'Atlantique Nord. Veuillez consulter la figure 21 pour obtenir une description des modèles.

Figure 23. Diagramme de phase de Kobe pour le requin-taupe bleu de l'Atlantique Nord montrant l'état actuel (2015) sur la base de tous les modèles d'évaluation utilisés. Les gros points montrent les médianes pour chaque scénario d'évaluation ; les petits points montrent les simulations individuelles. Les distributions marginales sont également représentées.

Figure 24. Diagramme circulaire de Kobe pour les scénarios combinés dans l'Atlantique Nord.

Figure 25. Diagramme circulaire de Kobe pour les scénarios individuels dans l'Atlantique Sud. De gauche à droite, les modèles sont : BSP1=BSP2JAGS, capture 1, Schaefer; BSP2= BSP2JAGS, capture 2, Schaefer; JABBA Schaefer avec capture 1; JABBA Schaefer avec capture 2; CMSY avec capture 1; CMSY avec capture 2.

Figure 26. Diagramme circulaire de Kobe pour les scénarios combinés dans l'Atlantique Sud.

Figure 27. Diagramme de phase de Kobe pour les scénarios individuels dans l'Atlantique Sud. Veuillez consulter la figure 25 pour obtenir une description des modèles.

Figure 28. Diagramme de phases de Kobe pour l'Atlantique Sud ; les gros points montrent les médianes pour chaque scénario d'évaluation ; les petits points montrent les simulations individuelles ; les distributions marginales sont également représentées.

Figure 29. Médiane des projections du TAC (0 - 4000 t) à partir de BSP2-JAGS pour l'Atlantique Nord pour les ajustements JAGS à (a) C1 Schaefer, (b) C2 Schaefer, (c) C1 modèle de production généralisée et (d) C2 modèle de production généralisée.

APPENDICES

Appendice 1. Ordre du jour.

Appendice 2. Liste des participants.

Appendice 3. Liste des documents et des présentations.

Appendice 4. Résumés des documents SCRS.

Appendice 5. Résultats additionnels utilisant le logiciel de production excédentaire bayésien Visual BASIC (BSP1 et BSP2) et l'équivalent dans JAGS (BSP2-JAGS).

Parameter	1N C1	2N C2	3N C1 generalized	4N C2 generalized
Rhat	1.02	1.01	1.01	1.01
n.eff	160	230	320	160
K(1000)	154.29(0.29)	246.95(0.32)	125.11(0.37)	214.03(0.35)
r	0.04(0.54)	0.03(0.47)	0.04(0.58)	0.03(0.48)
Bo/BMSY	1.82(0.13)	1.68(0.16)	1.36(0.13)	1.28(0.15)
B2015/BMSY	0.85(0.2)	0.75(0.21)	0.78(0.23)	0.63(0.24)
H2015/HMSY	2.97(0.47)	3.58(0.45)	1.93(0.48)	2.41(0.44)

Table 1. North Atlantic BSP2-JAGS model runs. Rhat is the Gelman-Rubin diagnostic, n.eff is the effective number of parameters (Values are means and CVs are in parentheses).

Table 2. North Atlantic BSP2-JAGS diagnostic runs (Values are means and CVs are in parentheses).

Parameter	5N pmpd	6N index 1	7N index 2	8N index 3	9N index 4	10N index 5
Rhat	3.17	1.03	1.01	1.01	1.02	1.01
n.eff	3	74	1200	460	810	330
		231.3(0.5		394.83(1.3		
K(1000)	221.65(2.91)	8)	694.27(1.06)	2)	873.6(0.93)	363.71(1.43)
r	0.03(0.46)	0.03(0.5)	0.03(0.46)	0.03(0.46)	0.03(0.45)	0.03(0.47)
Bo/Bmsy	1.82(0.13)	1.85(0.12)	1.79(0.14)	1.8(0.13)	1.78(0.14)	1.82(0.13)
Bcur/Bmsy	0.29(2.21)	0.95(0.26)	1.58(0.27)	1.13(0.43)	1.92(0.27)	0.98(0.61)
Hcur/Hmsy	14977(0.9)	2.75(0.53)	0.99(0.91)	2.9(1.06)	0.58(0.87)	6.83(2.05)

(A) Base-case catch time series (C1)						
	NA	A.Schaefer.	C1	NA.Pella.C1		
Estimates	Median	2.50%	97.50%	Median	2.50%	97.50%
Κ	137365.3	79046.5	247732.8	123223.9	70840.1	260386.8
r	0.032	0.013	0.098	0.074	0.029	0.204
σ	0.09	0.063	0.134	0.089	0.063	0.134
$H_{\rm MSY}$	0.016	0.006	0.049	0.015	0.006	0.041
$B_{\rm MSY}$	68682.6	39523.2	123866.4	82558.3	47461.9	174455.6
MSY	1146.8	445.8	2523.1	1287.3	526.3	2863.5
B_{1950}/K	0.746	0.554	0.994	0.781	0.575	0.989
<i>B</i> ₂₀₁₅ / <i>K</i>	0.381	0.257	0.545	0.414	0.276	0.586
$B_{2015}/B_{\mathrm{MSY}}$	0.763	0.514	1.090	0.618	0.412	0.874
$H_{2015}/H_{\mathrm{MSY}}$	3.749	1.465	10.582	4.128	1.606	11.414

Table 3. Stock depletion and status estimates, together with model parameters, for the JABBA model applied to the North Atlantic shortfin mako for catch scenarios C1 and C2.

(B) Alternative catch time series (C2)

	NA	A.Schaefer.	22	NA.Pella.C2		
Estimates	Median	2.50%	97.50%	Median	2.50%	97.50%
Κ	187530.6	113905.0	351652.0	172713.1	100950.1	348444.0
r	0.030	0.012	0.073	0.076	0.030	0.203
σ	0.10	0.063	0.145	0.095	0.063	0.141
$H_{\rm MSY}$	0.015	0.006	0.036	0.015	0.006	0.04
$B_{\rm MSY}$	93765.3	56952.5	175826.0	115715.4	67635.2	233452.7
MSY	1440.3	559.0	3337.5	1831.6	727.9	4193.5
B_{1950}/K	0.834	0.605	1.024	0.844	0.573	1.04
<i>B</i> ₂₀₁₅ / <i>K</i>	0.344	0.215	0.518	0.384	0.236	0.569
$B_{2015}/B_{\mathrm{MSY}}$	0.689	0.430	1.036	0.573	0.352	0.849
$H_{2015}/H_{\mathrm{MSY}}$	4.379	1.608	12.374	4.167	1.571	11.414

Table 4. South Atlantic BSP2-JAGS model runs (Values are means and CVs are in parentheses).

Parameter	11S C1	12S C2	13S pmpd
Rhat	1.01	1.01	1
n.eff	160	200	1000
K(1000)	121.94(0.39)	139.76(0.38)	137.7(0.36)
r	0.06(0.27)	0.06(0.27)	0.06(0.27)
Bo/Bmsy	1.48(0.18)	1.48(0.18)	1.47(0.18)
Bcur/Bmsy	1.75(0.19)	1.69(0.19)	1.69(0.19)
Hcur/Hmsy	1.07(0.46)	0.86(0.44)	0.86(0.43)

	CMSY.SA.C1			CMSY.SA.C2		
Estimates	Median	2.50%	97.50%	Median	2.50%	97.50%
K	66067.715	42003.174	103919.360	129096.863	64563.960	258131.624
r	0.069	0.053	0.089	0.069	0.053	0.089
$H_{ m MSY}$	0.034	0.026	0.045	0.034	0.026	0.045
$B_{ m MSY}$	33033.857	21001.587	51959.680	64548.431	32281.980	129065.812
MSY	1.132	0.778	1.649	2.213	0.950	5.157
B_{2015}/K	0.324	0.109	0.527	0.562	0.141	0.784
$B_{2015}/B_{ m MSY}$	0.647	0.218	1.053	1.125	0.282	1.569
$H_{2015}/H_{\mathrm{MSY}}$	3.666	2.252	10.867	1.024	0.734	4.088

Table 5. Stock depletion and status estimates, together with model parameters, for the C_{MSY} model applied to the South Atlantic shortfin mako for catch scenarios C1 and C2.

Table 6. Stock Synthesis model run 3 estimates of ending year (2015) stock status relative to maximum sustainable yield (MSY), including spawning stock fecundity (SSF₂₀₁₅), fishing mortality (F_{2015} , calculated as the sum of continuous F obtained for each fleet), and recruits (R_{2015}), along with equilibrium SSF (SSF₀) and R (R_0), maximum sustainable yield (MSY), SSF at MSY (SSF_{MSY}), F at MSY (F_{MSY}) and the ratios SSF₂₀₁₅/SSF_{MSY} and F_{2015}/F_{MSY} . Asymptotic standard errors (SE) calculated from the maximum likelihood estimates of parameter variances at the converged solution and CV based on the SE (where available) are also provided for the parameter estimates.

Ending year (2015) stock status relative to MSY reference points	Estimate	SE	CV
SSF ₂₀₁₅ (1,000s)	558	50	9%
F ₂₀₁₅	0.247		
R ₂₀₁₅ (1,000s)	140	12	8%
SSF_0	1,126	52	5%
R_0	220	10	5%
MSY (t)	1,004	33.29	3%
SSF _{MSY}	586	27	5%
F _{MSY}	0.056	0.002	4%
SSF ₂₀₁₅ /SSF _{MSY}	0.952		
F ₂₀₁₅ /F _{MSY}	4.379	0.49	11%

Year	B (t)	SSF ((1,000s)	R (1,000s)	F
Virg		1,126	220	
Init		1,126	220	
1950	277,435	1,126	220	0.004
1951	277,310	1,126	220	0.002
1952	277,212	1,126	220	0.002
1953	277,107	1,126	220	0.003
1954	276,976	1,126	220	0.001
1955	276,915	1,126	220	0.002
1956	276,831	1,126	220	0.001
1957	276,769	1,126	220	0.002
1958	276,656	1,125	220	0.002
1959	276,557	1,125	220	0.003
1960	276,434	1,125	220	0.002
1961	276,343	1,125	220	0.004
1962	276,166	1,125	220	0.006
1963	275,925	1,125	220	0.003
1964	275,790	1,124	220	0.005
1965	275,580	1,124	220	0.004
1966	275,401	1,123	220	0.008
1967	275,090	1,123	220	0.007
1968	274,794	1,122	220	0.009
1969	274,415	1,122	220	0.009
1970	274,025	1,121	220	0.008
1971	273,658	1,120	220	0.012
1972	273,136	1,120	220	0.011
1973	272,622	1,119	220	0.011
1974	272,116	1,118	220	0.015
1975	271,408	1,117	220	0.018
1976	270,577	1,116	220	0.009
1977	270,118	1,115	220	0.014
1978	269,469	1,114	220	0.013
1979	268,894	1,112	220	0.013
1980	268,392	1,111	220	0.019
1981	267,625	1,109	220	0.030
1982	266,213	1,107	220	0.034
1983	264,546	1,104	220	0.038
1984	262,899	1,102	219	0.040
1985	260,775	1,099	182	0.087
1986	255,945	1,095	169	0.120
1987	250,774	1,091	167	0.124
1988	245,659	1,086	170	0.112
1989	240,574	1,081	186	0.083

Table 7. Stock Synthesis model run 3 annual estimates of total biomass (B), spawning stock fecundity (SSF),recruits (R), total fishing mortality (F, calculated as the sum of continuous F obtained for each fleet).

Table 7. Continued.

Year	B (t)	SSF (1,000s)	R (1,000s)	F
1990	236,134	1,077	179	0.102
1991	231,458	1,071	176	0.106
1992	226,733	1,065	167	0.151
1993	220,930	1,058	166	0.201
1994	213,765	1,050	160	0.200
1995	206,865	1,040	144	0.276
1996	197,888	1,028	143	0.352
1997	188,682	1,014	177	0.273
1998	181,327	1,000	229	0.289
1999	174,051	983	223	0.235
2000	168,455	966	266	0.199
2001	163,695	946	264	0.206
2002	159,188	925	191	0.234
2003	154,592	902	283	0.260
2004	150,071	877	311	0.239
2005	146,061	850	312	0.220
2006	142,810	822	233	0.203
2007	139,983	792	177	0.224
2008	136,671	762	190	0.197
2009	133,790	731	210	0.241
2010	129,881	700	162	0.268
2011	125,502	669	145	0.224
2012	121,963	639	141	0.285
2013	117,478	610	151	0.251
2014	113,706	583	145	0.212
2015	110,638	558	140	0.247

Table 8. Stock Synthesis model run 3 annual estimates of total fishing mortality (F, calculated as the sum of continuous F obtained for each fleet) relative to fishing mortality at MSY (F/F_{MSY}) and spawning stock fecundity (SSF 1,000s) relative to spawning stock fecundity at MSY (SSF/SSF_{MSY}).

Year	F/F _{MSY}	SSF/SSF _{MSY}
1950	0.064	1.921
1951	0.043	1.921
1952	0.043	1.921
1953	0.053	1.921
1954	0.013	1.921
1955	0.027	1.921
1956	0.017	1.921
1957	0.044	1.921
1958	0.037	1.921
1959	0.049	1.921
1960	0.032	1.921
1961	0.078	1.920
1962	0.107	1.920
1963	0.047	1.919
1964	0.087	1.919
1965	0.069	1.918
1966	0.138	1.917
1967	0.124	1.916
1968	0.164	1.915
1969	0.163	1.914
1970	0.148	1.913
1971	0.205	1.912
1972	0.197	1.911
1973	0.202	1.910
1974	0.259	1.908
1975	0.315	1.907
1976	0.167	1.905
1977	0.249	1.903
1978	0.231	1.901
1979	0.222	1.898
1980	0.330	1.896
1981	0.532	1.893
1982	0.598	1.889
1983	0.666	1.885
1984	0.702	1.880
1985	1.549	1.875
1986	2.128	1.868
1987	2.199	1.861
1988	1.979	1.854
1989	1.466	1.846

Table 8. Continued.

Year	F/F _{MSY}	SSF/SSF _{MSY}
1990	1.813	1.838
1991	1.869	1.828
1992	2.670	1.818
1993	3.556	1.806
1994	3.542	1.791
1995	4.887	1.775
1996	6.227	1.755
1997	4.828	1.731
1998	5.126	1.707
1999	4.170	1.679
2000	3.525	1.648
2001	3.653	1.615
2002	4.143	1.579
2003	4.599	1.540
2004	4.228	1.497
2005	3.892	1.451
2006	3.589	1.403
2007	3.964	1.353
2008	3.493	1.301
2009	4.268	1.248
2010	4.748	1.195
2011	3.971	1.142
2012	5.054	1.091
2013	4.444	1.042
2014	3.763	0.995
2015	4.379	0.952

SMA ASSESSMENT MEETING - MADRID 2017

Table 9. Kobe II risk matrix giving the probability that the fishing mortality will be below the fishing mortality rate at MSY (top), the probability that the biomass will exceed the level that will produce MSY (middle), and the two combined (bottom) based on BSP2-JAGS results for North Atlantic shortfin mako.

Probability that F<F_{MSY}

		-																							
TAC (t)	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	2034	2035	2036	2037	2038	2039	2040
0	0	0	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
500	0	0	75	75	74	75	75	74	75	75	74	76	75	75	75	75	76	76	76	74	75	74	75	75	75
1000	0	0	30	31	32	32	32	31	32	33	34	35	35	35	36	35	35	36	38	37	38	38	38	38	38
1500	0	0	11	11	10	11	11	13	13	13	14	14	14	14	14	14	15	14	15	15	16	16	16	16	16
2000	0	0	2	2	3	4	4	4	4	4	4	5	5	4	4	5	5	5	5	6	5	6	6	6	6
2500	0	0	1	1	1	1	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2
3000	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0
3500	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
4000	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

Probability that B>B_{MSY}

TAC (t)	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	2034	2035	2036	2037	2038	2039	2040
0	7	7	6	8	10	13	16	19	21	24	27	29	31	33	36	38	41	42	43	45	46	47	50	52	54
500	5.8	5	4	6	9	10	12	14	15	16	19	20	21	23	24	25	27	28	29	31	30	32	33	35	35
1000	6	5	6	7	9	9	10	13	13	14	16	17	18	20	21	21	22	24	23	25	25	25	25	26	27
1500	6	6	6	7	8	8	10	10	11	11	12	12	12	13	13	14	15	15	16	16	17	17	16	16	16
2000	6	5	5	6	7	7	7	8	8	8	9	9	9	8	8	9	9	9	8	9	9	9	9	9	9
2500	6	6	6	6	7	7	7	6	6	6	7	6	6	7	7	6	7	6	6	6	6	6	6	6	6
3000	6	6	5	7	6	5	5	6	5	5	5	5	5	4	4	4	. 4	3	3	3	3	3	3	3	3
3500	6	5	6	6	6	5	5	5	5	5	5	3	3	3	3	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2
4000	6	5	6	5	4	4	. 3	3	2	2	2	2	2	1	1	1	1	1	1	1	1	0	0	0	0

Probability of being in the green zone (F<F_{MSY} and B>B_{MSY})

TAC (t)	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	2034	2035	2036	2037	2038	2039	2040
0	0	0	6	8	11	13	16	19	21	24	27	29	31	33	36	38	41	42	43	45	46	47	50	52	54
500	0	0	4	6	9	10	12	14	15	16	19	20	21	23	24	25	27	27	29	31	30	32	33	35	35
1000	0	0	5	6	8	8	9	10	11	12	15	15	15	17	19	19	20	22	21	23	23	23	23	24	25
1500	0	0	3	3	4	5	5	6	7	7	7	8	8	9	9	10	10	10	11	11	12	12	12	12	12
2000	0	0	0	1	2	2	2	3	3	2	3	3	3	3	3	4	4	4	4	5	4	5	5	5	5
2500	0	0	0	0	1	1	1	1	1	1	1	1	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2
3000	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	C
3500	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	C
4000	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0



Figure 1. Time series of reported (Task I) and estimated shortfin make shark (SMA) catches, between 1971 and 2015, for the North and South Atlantic stocks.



Figure 2. North Atlantic BSP2-JAGS biomass (blue) and harvest rate (red) histories for (a) C1 Schaefer, (b) C2 Schaefer, (c) C1 generalized production model, and (d) C2 generalized production model.



Figure 3. Kobe plots for BSP2-JAGS in the North Atlantic, for (a) C1 Schaefer, (b) C2 Schaefer, (c) C1 generalized production model, and (d) C2 generalized production model. Each point represents an MCMC draw. The solid black dot denotes current (2015) stock status.



Figure 4. North Atlantic BSP2-JAGS diagnostic model runs, including post-model pre-data (PMPD), and each index of abundance fitted separately.



Figure 5. Jackknife diagnostics with respect to the CPUE series, F/F_{MSY} and B/B_{MSY} over time for the North Atlantic C1 scenario, with open circles illustrating the US LL CPUE.



Figure 6. Retrospective diagnostics with respect to the CPUE series, F/F_{MSY} and B/B_{MSY} over time for the North Atlantic C1 scenario, with open circles illustrating the US LL CPUE.



Figure 7. Cross-validation prediction diagnostics with respect to the CPUE series, F/F_{MSY} and B/B_{MSY} over time for the North Atlantic C1 scenario, with open circles illustrating the US LL CPUE.



Figure 8. South Atlantic BSP2-JAGS biomass (blue) and harvest rate (red) histories for (a) C1 catch Schaefer, and (b) C2 catch Schaefer.



Figure 9. Time-series of observed (circle) and predicted (solid line) catch per unit effort (CPUE) for the shortfin mako shark in the South Atlantic C1 scenario using JABBA. Shaded grey area indicates 95% C.I.



Figure 10. Comparison of CMSY (blue) and CMSY_BSM (red) for South Atlantic SMA scenario C1 showing the trajectories of (A) predicted B / B_{MSY} , (B) predicted F / F_{MSY} , (C) catches superimposing the MSY region (95% CIs), and (D) Kobe plot with uncertainty for the final year illustrated by kernel densities. Note that F is used here interchangeably with harvest rate H = C/B.



Figure 11. Kobe diagram showing the estimated trajectories (1971-2015) of B/B_{MSY} and H/H_{MSY} for the C1 scenario for the South Atlantic shortfin mako shark stock assessment with the JABBA model. The South Atlantic stock reveals a clockwise pattern moving from an underexploited state to a recovery as result of decreasing biomass under sustainable fishing, which is followed by a short period of overfishing, which is somewhat biologically implausible and ambiguous. This erroneous trend can be attributed to the apparent contradiction between the observation process (i.e. CPUE) and process equation, as both CPUE and biomass trends increase.



Figure 12. Jackknife diagnostics of the JABBA model with respect to the CPUE series, F/F_{MSY} and B/B_{MSY} over time for the South Atlantic C1 scenario, with open circles illustrating the Brazilian LL CPUE.



Figure 13. Retrospective diagnostics of the JABBA model with respect to the CPUE series, F/F_{MSY} and B/B_{MSY} over time for the South Atlantic C1 scenario, with open circles illustrating the Brazilian LL CPUE.



Figure 14. Comparison of CMSY (blue) and CMSY_BSM (red) for North Atlantic SMA scenario C1 showing the trajectories of (A) predicted B / B_{MSY} , (B) predicted F / F_{MSY} , (C) catches superimposing the MSY region (95% CIs), and (D) Kobe plot with uncertainty for the final year illustrated by kernel densities. Note that F is used here interchangeably with harvest rate H = C/B.



Figure 15. Kobe plot for C_{MSY} assessment results for South Atlantic SMA scenario C1 with uncertainty for the final year illustrated by kernel densities.



Figure 16. Kobe plot for CMSY assessment results for South Atlantic SMA scenario C2 with uncertainty for the final year illustrated by kernel densities.



Figure 17. SSF/SSF_{MSY} and F/F_{MSY} for Stock Synthesis model run 1 (black), model run 2 (blue), and model run 3 (red) relative to the values at MSY (stippled line).



Figure 18. Kobe plot (SSF/SSF_{MSY} and F/F_{MSY}) for Stock Synthesis model run 1 relative to the values at MSY (stippled lines).



Stock Synthesis Model Run 2

Figure 19. Kobe plot (SSF/SSF_{MSY} and F/F_{MSY}) for Stock Synthesis model run 2 relative to the values at MSY (stippled lines).



Figure 20. Kobe plot (SSF/SSF_{MSY} and F/F_{MSY}) for Stock Synthesis model run 3 relative to the values at MSY (stippled lines).

SMA ASSESSMENT MEETING - MADRID 2017

	SS	BSP	BSP	
	1	1	2	
	BSP	BSP	Jabba	
	3	4	Pella 1	
	Jabba	Jabba	Jabba	
	Pella 2	Schaefer 1	Schaefer 2	
Kobe Quadra	Int Kobe Targets Achie	Over Fished or Over	er Fishing	& Over Fishing
Robo dadaro				a erer taling
MethodRunre1SS156.0728''2BSP182.1000'3BSP292.3000'4BSP397.8000'5BSP497.3000'6JabbaPella19.1JabbaPella29.38Jabba Schaefer1	wid yellow green 7 43.92713 0.0 00 17.50000 0.4 00 7.70000 0.0 00 2.20000 0.0 00 2.50000 0.2 0000 0.10000 0.0 0000 0.10000 0.0 0000 0.60000 0.1 .60000 7.40000 0	.0		

9 Jabba Schaefer 2 95.80000 4.20000 0.0

Figure 21. Kobe Pie Chart for the individual runs in the North Atlantic. From left to right, models are: SS=Stock Synthesis; BSP1=BSP2JAGS, Catch 1, Schaefer; BSP2= BSP2JAGS, Catch 1, Schaefer; BSP3= BSP2JAGS, Catch2, Generalized; BSP4=BSP2JAGS, Catch 2, Generalized; JABBA Pella, with Catch 1; JABBA Pella with Catch 2; JABBA Schaefer with Catch 1; JABBA Schaefer with Catch 2.



Figure 22. Kobe phase plots for the individual model runs in the North Atlantic. See Figure 21 caption for a description of the models.



Figure 23. Kobe phase plot for North Atlantic shortfin make showing current status (2015) based on all assessment models used. Large points show the medians for each assessment scenario; small points show the individual simulations. Marginal distributions are also shown.



Figure 24. Kobe Pie Chart for the combined runs in the North Atlantic.

SMA ASSESSMENT MEETING - MADRID 2017



Figure 25. Kobe Pie Chart for the individual runs in the South Atlantic. From left to right, models are: BSP1=BSP2JAGS, Catch 1, Schaefer; BSP2= BSP2JAGS, Catch 2, Schaefer; JABBA Schaefer with Catch 1; JABBA Schaefer with Catch 2; CMSY with Catch 1; CMSY with Catch 2.



Figure 26. Kobe Pie Chart for the combined runs in the South Atlantic.



Figure 27. Kobe phase plots for the individual model runs in the South Atlantic. See Figure 25 caption for a description of the models.



Figure 28. Kobe phase plot for South Atlantic, large points show the medians for each assessment scenario, small points show the individual simulations, marginal distributions are also shown.



Figure 29. Median TAC projections (0 – 4000 t) from BSP2-JAGS North Atlantic for JAGS fits for (a) C1 Schaefer, (b) C2 Schaefer, (c) C1 generalized production model, and (d) C2 generalized production model.

Appendix 1

Agenda

- 1. Opening, adoption of Agenda and meeting arrangements
- 2. Summary of available data submitted by the assessment data deadline (30 April, 2017)
 - 2.1 Stock identity
 - 2.2 Catches
 - 2.3 Indices of abundance
 - 2.4 Biology
 - 2.5 Length compositions
 - 2.6 Other relevant data
- 3. Methods and other data relevant to the assessment
 - 3.1 Production models
 - 3.2 Other methods
 - 3.3 Length-based age-structured models: Stock Synthesis
- 4. Stock status results
 - 4.1 Production models
 - 4.2 Other methods
 - 4.3 Stock Synthesis
 - 4.4 Synthesis of assessment results
- 5. Projections
- 6. Recommendations
 - 6.1 Research and statistics
 - 6.2 Management
- 7. Other matters
- 8. Adoption of the report and closure

Appendix 2

List of Participants

CONTRACTING PARTIES

CÔTE D'IVOIRE

Konan, Kouadio Justin

Chercheur Hidrobiologiste, Centre de Recherches Océanologiques (CRO), 29 Rue des Pêcheurs, BP V 18, Abidjan 01 Tel: +225 07 625 271, Fax: +225 21 351155, E-Mail: konankouadjustin@yahoo.fr

EUROPEAN UNION

Coelho, Rui

Portuguese Institute for the Ocean and Atmosphere, I.P. (IPMA), Avenida 5 de Outubro, s/n, 8700-305 Olhão, Portugal Tel: +351 289 700 504, E-Mail: rpcoelho@ipma.pt

Fernández Costa, Jose Ramón

Ministerio de Economía y Competitividad, Instituto Español de Oceanografía - C. Costero de A Coruña, Paseo Marítimo Alcalde Francisco Vázquez, 10 - P.O. Box 130, 15001 A Coruña, España Tel: +34 981 218 151, Fax: +34 981 229 077, E-Mail: jose.costa@co.ieo.es

Macías López, Ángel David

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

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

Queiroz, Nuno

CIBIO - University of Porto, Campus Agrario de Vairao, R. Padre Armando Quintas 7, 4485-661 Vairao, Portugal Tel: +351 967 327 937, E-Mail: nuno.queiroz@cibio.up.pt; nuno.queiroz@gmail.com

Rosa, Daniela

IPMA - Portuguese Institute for the Ocean and Atmosphere, Av. 5 de Outubro s/n, 8700-305 Olhao, Portugal Tel: +351 289 700 500, E-Mail: daniela.rosa@ipma.pt

Sims, David

Marine Biological Association of the UK, The Laboratory, Citade Hill, Plymouth, PL1 2PB, United Kingdom Tel: +44 1752 426 487, E-Mail: dws@mba.ac.uk

JAPAN

Kai, Mikihiko Reseacher, Bluefin tuna Resources Group, National Research Institute of Far Seas Fisheries - NRIFSF, 5-7-1, Orido, Shimizu, Shizuoka 424-8633 Tel: +81 54 336 6011, Fax: +81 54 335 9642, E-Mail: kaim@affrc.go.jp

NAMIBIA

Jagger, Charmaine Large pelagic and linefish biologist E-Mail: Charmaine.Jagger@mfmr.gov.na

SOUTH AFRICA

Parker, Denham Department of Agriculture, Forestry and Fisheries (DAFF), Fisheries Branch, 8012 Foreshore, Cape Town Tel: +27 21 402 3165, E-Mail: DenhamP@DAFF.gov.za

Winker, Henning

Scientist: Research Resource, Centre for Statistics in Ecology, Environment and Conservation (SEEC), Department of Agriculture, Forestry and Fisheries (DAFF)Fisheries Branch, 8012 Foreshore, Cape Town Tel: +27 21 402 3515, E-Mail: henningW@DAFF.gov.za; henning.winker@gmail.com

UNITED STATES

Babcock, Elizabeth Rosenstiel School of Marine and Atmospheric Science, University of Miami, 4600 Rickenbacker Causeway, Miami Florida 33149 Tel: +1 305 421 4852, Fax: +1 305 421 4600, E-Mail: ebabcock@rsmas.miami.edu

Bvrne. Michael

University of Missouri - School of Natural Resources, Columbia, Missouri 65211 Tel: +1 508 944 5632, E-Mail: byrneme@missouri.edu; mbyrne@nova.edu

Cortés, Enric

Research Fishery Biologist, NOAA-Fisheries, Southeast Fisheries Science Center, Panama City Laboratory, 3500 Delwood Beach Road, Panama City Florida Tel: +1 850 234 6541, Fax: +1 850 235 3559, E-Mail: enric.cortes@noaa.gov

Courtney, Dean

Research Fishery Biologist, NOAA/NMFS/SEFSC Panama City Laboratory, 3500 Delwood Beach Road, Panama City Beach Florida 32408

Tel: +1 850 234 6541, Fax: E-Mail: dean.courtney@noaa.gov

Díaz, Guillermo

NOAA-Fisheries, Southeast Fisheries Science Center, 75 Virginia Beach Drive, Miami Florida 33149 Tel: +1 305 898 4035, E-Mail: guillermo.diaz@noaa.gov

O'Farrell, Halie

4600 Rickenbacker Causeway, Miami, FL 33149 Tel: +1 305 421 4316, E-Mail: hofarrell@rsmas.miami.edu

URUGUAY

Domingo, Andrés Dirección Nacional de Recursos Acuáticos - DINARA, Laboratorio de Recursos Pelágicos, Constituyente 1497, 11200 Montevideo Tel: +5982 400 46 89, Fax: +5982 401 32 16, E-Mail: adomingo@dinara.gub.uy;dimanchester@gmail.com

OBSERVERS FROM COOPERATING NON-CONTRACTING PARTIES, ENTITIES, FISHING ENTITIES

CHINESE TAIPEI

Tsai. Wen-Pei

Assistant Professor, Department of Fisheries Production and Management, National Kaohsiung Marine University, No. 142, Hajihuan Rd., Nanzih Dist., Kaohsiung City 81157 Tel: +886 7 361 7141#3536, E-Mail: wptsai@webmail.nkmu.edu.tw

OBSERVERS FROM NON-GOVERNMENTAL ORGANIZATIONS

THE SHARK TRUST

Fordham, Sonja V Shark Advocates International, President, c/o The Ocean Foundation, suite 250, 1320 19th Street, NW Fifth Floor, Washington, DC 20036, United Stattes Tel: +1 202 436 1468, E-Mail: sonja@sharkadvocates.org; sonjaviveka@gmail.com

Hood, Ali

The Shark trust, 4 Creykes Court, The Millfields, Plymouth PL1 3JB, United Kingdom Tel: +44 7855 386083, Fax: +44 1752 672008, E-Mail: ali@sharktrust.org

SCRS CHAIRMAN

Die. David

SCRS Chairman, Cooperative Institute of Marine and Atmospheric Studies, University of Miami, 4600 Rickenbacker Causeway, Miami Florida 33149, United States Tel: +1 673 985 817, Fax: +1 305 421 4221, E-Mail: ddie@rsmas.miami.edu

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

Neves dos Santos, Miguel De Bruyn, Paul Kell, Laurence

Appendix 3

List of Papers and Presentations

Reference	Title	Authors
SCRS/2017/108	Updated standardized catch rates of shortfin mako (<i>Isurus oxyrinchus</i>) caught by the Spanish surface longline fishery targeting swordfish in the Atlantic Ocean during the period 1990-2015	Fernández-Costa J., García- Cortés B., Ramos-Cartelle A. and Mejuto J.
SCRS/2017/110	An alternative hypothesis for the reconstruction of time series of catches for North and South Atlantic stocks of shortfin mako shark	Coelho R. and Rosa D.
SCRS/2017/111	Age and growth of shortfin mako in the North Atlantic, with revised parameters for consideration to use in the stock assessment	Rosa D., Mas F., Mathers A., Natanson L.J., Domingo A., Carlson J. and Coelho R.
SCRS/2017/125	Stock synthesis (SS3) model runs conducted for North Atlantic shortfin mako shark	Courtney D., Cortés E. and Zhang X.
SCRS/2017/126	Estimates of maximum population growth rate and steepness for shortfin makos in the North and South Atlantic Ocean	Cortes E.
SCRS/2017/129	Anomalous ratios of blue and shortfin mako shark landings from individual north-Atlantic longline fishing vessels	Queiroz N., Mucientes G., Sousa L.L., Sims D.W.
SCRS/2017/130	Highly spatially resolved catch records of shortfin mako in the Central North Atlantic	Queiroz N., Mucientes G., Sousa L.L., Sims D.W.
SCRS/2017/132	Proposal of implementation of low-fecundity spawner-recruitment relationship for shortfin mako in the North Atlantic	Kai M. and Carvalho F.
SCRS/2017/135	Initial stock assessment results for the North and South Atlantic shortfin mako (<i>Isurus oxyrinchus</i>) using a Bayesian Surplus Production Model and the Catch-Resilience method CMSY	Winker H, Carvalho F., Sharma R., Parker D. and Kerwath S.
SCRS/P/2017/017	Fishing the RFMO boundary: South African shortfin mako data	Winker H., Kerwath S. and Parker D.
SCRS/P/2017/020	Linking age-structured (SS3) and surplus production models	Winker H. and Carvalho F.
SCRS/P/2017/021	CMSY and a fitted SPMs: Lessons learned from Mediterranean albacore with application to South Atlantic shortfin mako	Winker H. and Parker D.
SCRS/P/2017/022	Using Satellite Telemetry to Quantify Fisheries Interaction and Survival of Shortfin Mako Sharks	Byrne M.

SCRS Document Abstracts

SCRS/2017/108 – Standardized catches per unit of effort (in number and weight) were obtained for the shortfin mako (*Isurus oxyrinchus*) using General Linear Modeling procedures based on trip data from the Spanish surface longline fleet targeting swordfish in the North and South Atlantic Ocean over the period 1990-2015. A base case and two GLM sensitivity analyses were carried out including a MIXED procedure. Area was identified to be the most relevant factor in explaining CPUE variability in all cases. The base case models explained between 40-46% of CPUE variability. The comparison of the standardized CPUEs obtained from the base case and the two sensitivity models show a very similar and stable general trend over time regardless of the model used for the North Atlantic stock. The base case and sensitivity analysis using a mixed model also show very similar trends over time in the case of the South Atlantic stock. All scenarios tested suggest overall stable CPUE trends or a slightly increase trend, in the North and South Atlantic stocks, respectively, during the 26-year period analyzed.

SCRS/2017/110 – The reconstruction of shark catch time series is particularly important for stock assessments, as the nominal catch data on sharks is usually very limited and a major source of uncertainty. This document provides an alternative hypothesis for the reconstruction of shark catches in the Atlantic (ICCAT fisheries) based on a method developed for the EUPOA-Sharks (EU Plan of Action for Sharks). The estimation method is based on ratios of sharks:main species catches, obtained from observer programs, literature revision and/or personnel communications. In this paper we present the average estimations by fleet/métier for the Atlantic (2000-2015) as well as time series for 1971-2015. A specific estimation for shortfin mako by stock is also presented. In this specific case, the main differences in the declared vs. estimated catches are more relevant in the earlier years of the series, which is consistent with more underreporting and lack of species specific information in the earlier years. These time series (North and South stocks) can be considered for use as alternative catch histories in the 2017 ICCAT SMA stock assessment.

SCRS/2017/111 – The shortfin mako, *Isurus oxyrinchus* (Lamnidae), is regularly caught as bycatch in pelagic longline fisheries and is among the most vulnerable sharks to this fishery. The age and growth of *I. oxyrinchus* was studied along a wide North Atlantic region. Data from 375 specimens ranging in size from 57 to 366 cm fork length (FL) for females and 52 to 279 cm FL for males were analysed. Growth models were fitted using the von Bertalanffy growth equation re-parameterised to calculate L0, instead of t0, and a modification of this equation using the known size at birth. Growth models were compared using the Akaike information criterion (AIC) and Bayesian Information Criterion (BIC). The von Bertalanffy growth equation with fixed L0 (size at birth = 63 cm FL) seemed to adequately model growth in this species, with resulting growth parameters of Linf = 241.8 cm FL, k = 0.136 year-1 for males and Linf = 350.3 cm FL, k = 0.064 year-1 for females. This study adds to knowledge of the vital life-history parameters of shortfin mako in the Atlantic Ocean, which can be used in future stock assessments for producing scientific advice to promote the management and conservation of this species.

SCRS/2017/125 – Stock Synthesis model runs were conducted for the North Atlantic shortfin mako shark based on the available catch, CPUE, length composition, and life history data compiled by the Shark Working Group. A sex-specific model was implemented in order to allow for observed differences in growth between sexes. Beverton-Holt stock-recruitment was assumed. The steepness of the stock recruitment relationship and natural mortality at age were fixed at independently estimated values. A two-stage data weighting approach was implemented to iteratively tune (re-weight) variance adjustment factors for fleet-specific relative abundance indices (CPUE) externally to the model (Stage 1) and fleet-specific size data distributions (length composition) within the Stock Synthesis model (Stage 2). Ending year (2015) stock status relative to maximum sustainable yield (MSY) reference points obtained from the final SS3 model run following the two stage data weighting approach indicated that the fishing mortality rate in 2015 was above the fishing mortality rate at maximum sustainable yield (F_2015/F_MSY = 3.7) and that F_2015/F_MSY first exceeded 1.0 in 1985. The final SS3 model run also indicated that spawning stock size in 2015, calculated here as spawning stock fecundity (SSF, 1,000s), was very close to being below the spawning stock size at MSY (SSF_2015/SSF_MSY = 1.005).

SCRS/2017/126 – Maximum population growth rates and steepness values of the Beverton-Holt stock-recruitment relationship were computed for North and South Atlantic stocks of shortfin mako (*Isurus*

oxyrinchus) based on the biological information provided at the 2017 Shortfin Mako Data Preparatory meeting and soon thereafter. I used a dual life table/Leslie matrix approach to obtain estimates of productivity (r_{max}), net reproductive rate (R_0), generation time (μ_1), and derived steepness analytically. To encompass a plausible range of biological values, I considered parameters from the von Bertalanffy growth function obtained in a recently completed study by the Shark Species Group and those from a previous study for the North Atlantic, and from two published studies for the South Atlantic. I also considered a female size vs. litter size relationship or constant fecundity. Finally, natural mortality at age was obtained from the minimum of five estimates obtained through different life history invariant methods to approximate a maximum population growth rate. Estimated productivity ranged from r_{max} =0.031 to 0.060 yr⁻¹ for the North Atlantic stock and from r_{max} =0.066 to 0.123 yr⁻¹ for the South Atlantic stock. Analytically derived values of steepness corresponding to these productivities ranged from h=0.34 to 0.52 for the North Atlantic stock and h=0.44 to 0.72 for the South Atlantic stock. These estimates can be used to formulate informative priors of r_{max} and h in production and age-structured stock assessment models, respectively.

SCRS/2017/129 – Here we examine the verified landings of shortfin mako and blue sharks made by 21 individual European longline fishing vessels in 2008. Catches of shortfin mako typically comprise 3–13% of blue shark catches in the same longline or gill-net fishery, hence large deviations from this ratio may represent overreporting of mako landings that can affect scientific stock assessments. For the 21 vessels operating in the North Atlantic in 2008 the catches of shortfin mako were between 27.8 and 6481 % of blue shark catches. The average of mako was 725 % (\pm 1611.2 S.D.) of blue shark catches. Considering only 9 vessels for which the percentage was less than 100, the catches of mako were on average 48.6 % (\pm 18.9 S.D.) of blue shark catches. Although some discarding of blues may have affected the higher percentage makos observed, it seems likely that the majority of blue shark catches were retained and implies that the excess 'mako' could have been a regulated species such as swordfish. The scale of this problem prior to 2013 may already have affected data used in assessing shortfin mako populations in the Atlantic.

SCRS/2017/130 – Here we examine highly-spatially resolved catch records of individual shortfin mako detailed in personal logbooks from two longline-vessel captains over a 16 year period. Logbooks comprised data recording time, location (latitude/longitude), water temperature, gear type and setting practice (exact hook number, type, depth) and numbers of sharks and total biomass per species captured on each longline set. Results show median fishing trip duration increased from 29 days pre-2005 to 37 post-2005, with fishing areas expanded spatially by as much as 5° further west and between 20 and 20° further south from pre- to post-2005, together with a general shift in density distribution of sets. The expansion overlapped key areas of shark habitat use not previously exploited by those vessels, resulting in CPUE and biomass of shortfin mako being generally higher at the expanding edges of the core fishing areas post-2005. Whether fishing patterns responded to lower biomass of shortfin mako being available within higher use shark habitat remains an open question, but our results argue for detailed spatially-referenced catch data to be analysed in relation to new telemetry of oceanic shark space-use and fishing vessel movements to obtain a greater understanding of how CPUE varies through time.

SCRS/2017/132 – This document paper presents the short review of low-fecundity spawner-recruitment relationship (LFSR) to give a motivation of the implementation of the LFSR in the stock synthesis model. The parameter values of the LFSR are also computed using the preliminary value of the steepness for shortfin mako in the North Atlantic.

SCRS/2017/135 – We present results of two alternative stock assessment modeling frameworks applied to the North Atlantic (NA) and South Atlantic (SA) shortfin mako shark catch and CPUE data series. First we applied a Bayesian State-Space Surplus Production Model (Just Another Bayesian Biomass Assessment: JABBA), which estimates process variance and additional observation variance simultaneously and was fitted to primary catch time series and all provided standardized CPUE time series for the NA and SA. Based on the JABBA base-case fits, the MSY estimate for North Atlantic base-case was 1134.1 metric tons (479.9 – 3324.5 95% C.I.) and at 1130.5 metric tons (325.3 – 2274.1 95% C.I.) for the South Atlantic. Stock status trajectory of over time showed a typical anti-clockwise pattern for the NA shortfin mako shark stock status moving from underexploited through a period of unsustainable fishing, leading to a 99% posterior probability of being over-exploited in 2015. In contrast, the South Atlantic stock reveals a clockwise pattern moving from an underexploited state to a recovery as result of decreasing biomass under sustainable fishing, which is followed by a short period of overfishing. For the SA shortfin mako shark population, the resulting stock status posterior for 2015 therefore appears somewhat implausible and ambiguous. Model diagnostics in for evaluating forecasting, retrospective patterns and sensitivity to dropping on CPUE series

at a time (jackknife) indicated overall good performance for the NA stock, but highlighted that stock biomass estimates must be treated with extreme caution. This was further corroborated by the good match between the catch-only method CMSY for NA, but strong discrepancies between CMSY and fitted models for SA. The latter can be attributed to the apparent contradiction between the observation process (i.e. CPUE) and process equation, which is informed by the catch and resilience (r) information.

Additional results using the Visual BASIC Bayesian Surplus Production Software (BSP1 and BSP2), and the equivalent in JAGS (BSP2-JAGS)

This appendix presents results of the BSP1, BSP2 and BSP2-JAGS runs that were discussed at the assessment meeting, but not included in the main text. This includes the detailed results of BSP1 and BSP2 continuity runs, as well as some sensitivity analyses done with BSP2-JAGS.

The continuity runs using the BSP1 VisualBASIC model were set up using the same catch data and indices as all the other BSP models (Section 3.1). We ran three models for the North Atlantic (**Table Appendix 1a**) and three models for the South Atlantic (**Table Appendix 1b**) using data through 2015. For the North and the South the first run (na1, sa1) was the C1 catch starting in 1950 and 1971 respectively. Both second runs (na2, sa2) used the C2 catch series both starting in 1971. The final run (na3, sa3) applied a generalized production model and the alternative catch series both starting in 1971. Runs na2 and sa1 are continuity runs for comparison to the 2012 assessment methods. All BSP1 models were able to converge adequately, with percent maximum weight less than 0.5% and similar values of the log(weights) and log(likelihood*priors). However, without process error they were not able to fit the zigzag pattern in the CPUE series in the North Atlantic (**Figure Appendix 1**), or the increasing trend in the South Atlantic (**Figure Appendix 1**). The final run in the South Atlantic (**Figure Appendix 1**). The final run is the South Atlantic (**Figure Appendix 1**).

Although the BSP2 VisualBASIC model with process error (BSP2) was able to estimate the mode of the posterior distribution, the SIR algorithm did not converge on the posterior distribution. For the North Atlantic, the authors were able to estimate the mode of the posterior distribution, and the fit at the mode (**Figure Appendix 6**) was similar to the fits from the BSP2-JAGS models with the same data (**Figure Appendix 7**).

Additional sensitivity analyses of the BSP1, BSP2 and BSP2-JAGS models were presented using slightly different priors and weighting methods, with the same catch and CPUE data through 2015. These models were presented at the beginning of the meeting, and they have different priors than the runs used for the assessment. The models were used in part to explore the differences between BSP VisualBASIC and BSP2-JAGS implementations (Babcock and Cortés (in press)). They were based on the runs conducted during the 2012, except where noted (**Table Appendix 4**). While the starting year was 1971 for the North Atlantic in the 2012 assessment, these runs used the first year of the catch series, which was 1950. The indices used in the north Atlantic were US-Log, JPLL-N, POR-LL-N, ESP-LL-N, and CH-TA-LLN. In a sensitivity run, the US-Obs series was also included. Catches were either the catches from the data preparatory meeting (C1), or the alternative catch scenario based on ratios (C2). In the north, the C1 catches were used for 1950 to 1970 in the C1 catch scenario. In one run, catches from 1950 to 1996 were predicted from effort using an estimated constant of proportionality. For the south Atlantic, the indices were UR-LL-Log, JPLL-S, BR-L, UR-LL-Obs, ESP-LL-S, and CH-TA-LLS.

For both the North and the South, a lognormal informative prior was used for r, in which the mean of r was set to the mean of the newly calculated values of r from several different methods life history methods. The log-standard deviation of r was the same as the 2012 assessment (log-sd=0.12). The means were 0.046 for the north and 0.073 for the south (corresponding to log-means of -3.09 in the north and -2.62 in the south). In one sensitivity analysis the log-sd of r was doubled. The other priors were the same as in 2012. The starting biomass relative to K was lognormal with a mean of one and log-standard deviation of 0.2, bounded between 0.2 and 1.1. K was uniform on log-K, bounded between 0.01 and 5,000,000. In the BSP1 and BSP2 runs, q was estimated using the MLE shortcut. For the BSP2-JAGS runs, for each series was estimated with a uniform prior between 1.0E-10 and 10. In most model runs, the error standard deviation was assumed to be the same for all points and was estimated with a uniform prior between 0.01 and 10. In the "catch weighting" runs, the error standard deviation in each data point was estimated from the proportion of catch in each year in each series. In the BSP2 runs, it is not possible to estimate the error standard deviation, so error standard deviation was set equal to a value slightly larger than the mean MLE sigma (0.4 in the north, and 0.45 in the south). Process error was zero in all the BSP1 runs, and fixed at either log-sd=0.05 or logsd=0.005 in BSP2 and BSP2-JAGS. We also conducted post-model pre-data runs to evaluate the impact of the priors on the posterior distribution. These runs included only a single CPUE data point so that the results are driven entirely by the priors and the catch time series.

In the north Atlantic, the BSP1 alternative models were all able to converge adequately, with percent maximum weight less than 0.5% and similar values of the log(weights) and log(likelihood*priors). For the BSP2 runs, none of the importance functions produced good convergence; the final percent maximum weight was 1.97% for run n5, above the target of 0.5%. The BSP1 and BSP2 models generally produced fits that were quite optimistic, with biomass above B_{MSY} and F below F_{MSY} (**Table Appendix 5, Figure Appendix 5, Figure Appendix 9**). The BS2-JAGS alternative models for the north Atlantic also suffered from convergence problems, but generally had Gelman Rubin diagnostics less than 1.05 (**Table Appendix 6**). Like the BSP runs, the BSP2-JAGS runs returned values of r that were very similar to the priors. However, the BSP2-JAGS runs produced lower estimate of K, and were generally more pessimistic (**Table Appendix 6, Figure Appendix 10, Figure Appendix 11**). Process error improved the model fits.

For the south Atlantic, the BSP1 alternative models converged adequately, but the BSP2 model did not. The percent maximum weight was13.5% for run s2, above the target of 0.5%. The BSP2-JAGS runs all converged adequately. All models produced posterior distributions that were similar to the priors for r. However, the BSP2-JAGS models estimated higher values of K, so that they were more optimistic than the BSP2-JAGS models (**Table Appendix 7, Table Appendix 8, Figure Appendix 12, Figure Appendix 13**). The BSP2-JAGS runs estimated an increasing trend during the years with CPUE data (**Figure Appendix 14**).

Finally, **Figure Appendix 15** shows the Kobe plot for the main assessment model results described in section 3.1 for the South Atlantic.

Table Appendix 1. Inputs for the BSP1 and BSP2 continuity runs.

(a) North BSP1

()							
			Catch				
			start				
Run	Weighting	Catch	date	B0/K prior	r prior	Name	Shape
na1	equal	C1	1950	lnorm(1)	lnorm(log(0.0254), 0.434)	N 1950	n=2
						Ν	
na2	equal	alt	1971	lnorm (.85)	lnorm(log(0.0254), 0.434)	continuity	n=2
na3	equal	alt	1971	lnorm(.85)	lnorm(log(0.0254), 0.434)	N 1971 gen	n=5

b) South BSP1

			Catch start				
Run	Weighting	Catch	date	B0/K prior	r prior	Name	Shape
					lnorm(log(0.052),	S	
sa1	equal	C1	1971	lnorm	0.275)	continuity	n=2
					lnorm(log(0.052),		
sa2	equal	alt	1971	lnorm	0.275)	S alt cat	n=2
					lnorm(log(0.052),	S alt cat	
sa3	equal	alt	1971	lnorm	0.275)	gen	n=5

(c) North BSP2

					Catch				
				Process	start				
Run	Area	Weighting	Catch	error	date	B0/K prior	r prior	Name	Shape
							lnorm(log(0.02	Ν	
na4	North	input CV	C1	0.05	1950	lnorm(1)	54), 0.434)	1950	n=2
								Ν	
							lnorm(log(0.02	contin	
na5	North	input CV	alt	0.05	1971	lnorm (.85)	54), 0.434)	uity	n=2
								Ν	
							lnorm(log(0.02	1971	
na6	North	input CV	alt	0.05	1950	lnorm(.85)	54), 0.434)	gen	n=5

(d)	Sou	th I	BSP2	

Run	Area	Weight ing	Catch	Process error	Catch start date	B0/K prior	r prior	Name	Shape
		input					lnorm(log(0,052))	S	
sa4	South	CV	C1	0.05	1971	lnorm	0.275)	ity	n=2
		input					lnorm(log(0.052),	S alt	
sa5	South	CV	alt	0.05	1971	lnorm	0.275)	cat	n=2
		input					lnorm(log(0.052),	S alt	
sa6	South	ĊV	alt	0.05	1971	lnorm	0.275)	cat gen	n=5

Table Appendix 2. Expected values (CVs) of estimated parameters for the BSP1 continuity model runs for North Atlantic mako sharks.

Variable	mako17Na1	mako17Na2	mako17Na3
K (1000)	1755.63(0.70)	1967.08(0.6)	1670.76(0.76)
r	0.03(0.46)	0.03(0.5)	0.03(0.48)
MSY (1000)	10.98(0.88)	11.93(0.8)	22.95(0.97)
Bcur (1000)	1620.98(0.74)	1713.97(0.7)	1595.70(0.79)
Binit (1000)	1603.58(0.71)	1663.14(0.7)	1451.19(0.78)
Bcur/Binit	0.99(0.12)	1.01(0.1)	1.09(0.14)
Ccur/MSY	0.55(0.83)	0.61(0.8)	0.39(0.85)
Bcur/Bmsy	1.77(0.09)	1.67(0.1)	1.38(0.09)
Fcur/Fmsy	0.34(0.99)	0.40(0.9)	0.31(1.03)

Table Appendix 3. Expected values (CVs) of estimated parameters for the BSP1 model continuity runs for South Atlantic mako sharks.

Variable	mako17Sa1	mako17Sa2	mako17Sa3
K (1000)	2547.55(0.50)	2473.56(0.52)	1842.71(0.72)
r	0.06(0.21)	0.06(0.21)	0.04(0.18)
MSY (1000)	35.02(0.54)	34.24(0.56)	37.99(0.72)
Bcur (1000)	2317.55(0.51)	2243.62(0.53)	1792.91(0.73)
Binit (1000)	1360.17(0.55)	1318.90(0.57)	711.75(0.77)
Bcur/Binit	1.75(0.19)	1.75(0.19)	2.60(0.19)
Ccur/MSY	0.11(0.79)	0.11(0.78)	0.13(0.91)
Bcur/Bmsy	1.81(0.05)	1.80(0.05)	1.44(0.03)
Fcur/Fmsy	0.06(0.85)	0.06(0.86)	0.09(0.97)

Table Appendix 4. Inputs for the BSP and BSP2-JAGS sensitivity runs using alternative priors.

(a) North Atlantic

							Cat			
		Catc		Est	Proc.		start	B0/K		
Run	Weighting	h	Indices	Cat	error	Software	date	prior	r prior	Name
	0 0							lnorm		
								(mean	lnorm.	
	equal.							1. CV	mean	N equal
n1	estimated	C1	base	no	0	BSP	1950	0.2)	0.046	wt
	estimated	01	ouse	no	Ŭ	201	1750	unifor	0.010	
	equal							m(0.2)	lnorm me	N effort
n2	estimated	C1	hase	effort	0	BSP	1997	11(0.2, 11)	an 0.046	fit
112	estimated	01	ouse	enon	0	DOI	1777	1.1)	lnorm me	N catch
n3	catch wt	C1	hasa	no	0	RSD	1050	Inorm	an 0.046	wt
115	catch wt	CI	Uase	110	0	DSI	1950	morm	1norm mo	wi
	a gual								110111,111e	N double
m 4	equal,	C1	hasa		0	DCD	1050	1	double ad	in double
<u>n4</u>	estimated	CI	base	no	0	BSP	1950	Inorm	double sd	r sa
. 1 1	NTA	C1	NT A		0	DCD	1050	1	Inorm,me	NT
n1pmpd	NA	CI	NA	no	0	B2b	1950	Inorm	an 0.046	N pmpd
_	equal,				0.05	Daba	10.50		Inorm,me	N process
n5	estimated	CI	base	no	0.05	BSP2	1950	lnorm	an 0.046	error
									lnorm,me	N series
n6	by series	C1	base	no	0	BSP	1950	lnorm	an 0.046	wt
	equal,								lnorm,me	N alt
n7	estimated	C2	base	no	0	BSP	1950	lnorm	an 0.046	catch
	equal,		base+U						lnorm,me	N alt
n8	estimated	C1	S obs	no	0	BSP	1950	lnorm	an 0.046	index
	equal,								lnorm,me	N equal
jn1	estimated	C1	base	no	0.005	JAGS	1950	lnorm	an 0.046	wt
	equal,							unifor	lnorm,me	N effort
jn2	estimated	C1	base	effort	0.005	JAGS	1997	m	an 0.046	fit
									lnorm,me	N catch
in3	catch wt	C1	base	no	0.005	JAGS	1950	lnorm	an 0.046	wt
									lnorm.me	
	equal.								an 0.046.	N double
in4	estimated	C1	base	no	0.005	JAGS	1950	1norm	double sd	r sd
		01	cuse	110	0.000	01105	1700	morm	lnorm me	1.50
n1nmnd	NA	C1	NA	no	0.005	IAGS	1950	Inorm	an 0.046	N pmpd
mpmpa	aqual	01	1 1 1	110	0.005	3/105	1750	morm	lnorm me	N process
in5	estimated	C1	hasa	no	0.05	LAGS	1050	Inorm	an 0.046	error
JIIJ	estimated	CI	Uase	110	0.05	JAUS	1950	morm	1norm mo	N series
inf	by corrige	C1	hasa	n 0	0.005	LACS	1050	Inorm	110111,111e	IN Series
JIIO	by series	CI	Dase	по	0.003	JAUS	1930	morm	an 0.040	Wl N. alt
	equal,	C 2	1		0.005	TAGG	1050	1	Inorm,me	IN alt
jn/	estimated	C2	base	no	0.005	JAGS	1950	Inorm	an 0.046	catch
	equal,	~.	base+U				10.70		Inorm,me	N alt
jn8	estimated	C1	S obs	no	0.005	JAGS	1950	lnorm	an 0.046	index
									lnorm,me	
jn1s1	estimated	C1	1	no	0.005	JAGS	1950	lnorm	an 0.046	N index 1
									lnorm,me	
jn1s2	estimated	C1	2	no	0.005	JAGS	1950	lnorm	an 0.046	N index 2
									lnorm,me	
jn1s3	estimated	C1	3	no	0.005	JAGS	1950	lnorm	an 0.046	N index 3
									lnorm,me	
jn1s4	estimated	C1	4	no	0.005	JAGS	1950	lnorm	an 0.046	N index 4
*									lnorm.me	
jn1s5	estimated	C1	5	no	0.005	JAGS	1950	lnorm	an 0.046	N index 5

(b) South Atlantic

							Catch			
				Est	Proc.		start	B0/K		
Run	Weighting	Catch	Indices	cat	error	Software	date	prior	r prior	Name
									lnorm,	
	equal,								mean	S equal
s1	estimated	C1	base	no	0	BSP	1971	lnorm	0.073	wt
									lnorm,	
	equal,								mean	S process
s2	fixed	C1	base	no	0.05	BSP2	1971	lnorm	0.073	error
									lnorm,	
s1pm									mean	
pd	NA	C1	NA	no	0	BSP	1971	lnorm	0.073	S pmpd
									lnorm,	
	equal,								mean	S equal
js1	estimated	C1	base	no	0.005	JAGS	1971	lnorm	0.073	wt
									lnorm,	
	equal,								mean	S process
js2	estimated	C1	base	no	0.05	JAGS	1971	lnorm	0.073	error
									lnorm,	
js1p									mean	
mpd	NA	C1	NA	no	0.005	JAGS	1971	lnorm	0.073	S pmpd

Table Appendix 5. Expected values (CVs) of estimate parameters for the BSP1 and BSP2 model alternative runs for North Atlantic mako sharks.

Variable	mako17N1	mako17N2	mako17N3	mako17N4	mako17N5	mako17N6	mako17N7	mako17N8	mako17N1P MPD
		<i>aa a</i>			process				
	equal wt	effort fit	catch wt	double r sd	error	series wt	C2 catch	alt index	
			1395.38(0.9						
K (1000)	1592.96(0.78)	446.71(1.0))	1594.17(0.78)	1160.38(0.8)	1088.96(1.0)	1810.40(0.70)	1756.96(0.70)	1245.22(1.0)
r	0.05(0.12)	0.05(0.1)	0.05(0.1)	0.05(0.24)	0.05(0.1)	0.05(0.1)	0.05(0.12)	0.05(0.12)	0.05(0.1)
MSY									
(1000)	18.20(0.80)	5.20(1.0)	16.04(0.9)	18.16(0.84)	13.54(0.8)	12.54(1.0)	20.68(0.71)	20.11(0.71)	14.32(1.0)
			1316.91(1.0						
Bcur (1000)	1515.92(0.82)	302.00(1.6))	1514.94(0.82)	1020.82(0.8)	1013.84(1.1)	1715.90(0.73)	1678.88(0.73)	1165.04(1.1)
			1260.14(0.9						
Binit (1000)	1455.62(0.80)	294.65(1.5))	1456.44(0.80)	1058.20(0.8)	1004.30(1.0)	1655.66(0.71)	1596.00(0.71)	1122.33(1.0)
Bcur/Binit	1.02(0.14)	1.04(0.4)	0.97(0.2)	1.02(0.14)	0.91(0.2)	0.95(0.2)	1.02(0.14)	1.04(0.14)	0.90(0.3)
Ccur/MSY	0.34(0.82)	0.78(0.3)	0.50(0.9)	0.35(0.82)	0.53(0.7)	0.53(0.7)	0.36(0.78)	0.28(0.78)	0.70(1.0)
Bcur/Bmsy	1.82(0.08)	1.17(0.3)	1.73(0.2)	1.82(0.08)	1.64(0.2)	1.72(0.1)	1.82(0.08)	1.85(0.06)	1.59(0.3)
Fcur/Fmsy	0.20(0.96)	0.79(0.5)	0.37(1.4)	0.21(0.97)	0.37(0.8)	0.34(0.8)	0.21(0.94)	0.16(0.90)	1.27(4.3)

Table Appendix 6. BSP2-JAGS alternative model expected values and CVs for north Atlantic make sharks.

				4N double r		6N process			
Parameter	1N equal wt	2N effort fit	3N catch wt	sd	5N pmpd	error	7N series wt	8N C2 catch	9N alt index
Rhat	1.01	1.17	1.02	1.04	1.15	1	1.01	1.02	1.02
n.eff	280	15	87	110	24	2100	180	520	110
	251.57(0.29		342.33(0.08						
K(1000))	256.72(0.17))	252.16(0.29)	493.29(1.87)	159.99(0.26)	227.14(0.24)	304.17(0.3)	265.69(0.27)
r	0.05(0.12)	0.05(0.13)	0.05(0.06)	0.05(0.12)	0.05(0.12)	0.05(0.12)	0.05(0.12)	0.05(0.12)	0.05(0.12)
B0/Bmsy	1.75(0.16)	1.82(0.13)	0.41(0.03)	1.79(0.14)	1.82(0.13)	1.81(0.13)	1.81(0.13)	1.77(0.14)	1.77(0.14)
Bcur.Bmsy	1.36(0.12)	0.88(0.24)	1.3(0.04)	1.37(0.12)	0.73(1.12)	1.09(0.21)	1.32(0.11)	1.35(0.13)	1.42(0.1)
HRcur.HR									
msy	0.88(0.34)	1.22(0.25)	0.57(0.08)	0.88(0.34)	2441.6(1.23)	1.75(0.32)	0.97(0.29)	0.99(0.37)	0.78(0.32)

Variable	mako17S1	mako17s2	mako17S1PMPD
	equal wt	process error	pmpd
K (1000)	2416.85(0.53)	1489.99(0.51)	1079.86(1.1)
r	0.07(0.11)	0.07(0.09)	0.07(0.1)
MSY (1000)	42.86(0.54)	26.21(0.47)	19.70(1.2)
Bcur (1000)	2288.62(0.54)	1594.18(0.52)	1039.75(1.2)
Binit (1000)	1238.15(0.58)	922.35(0.60)	976.59(1.2)
Bcur/Binit	1.90(0.20)	1.82(0.13)	0.93(0.3)
Ccur/MSY	0.09(0.82)	0.13(0.47)	0.60(1.2)
Bcur/Bmsy	1.88(0.03)	2.13(0.08)	1.66(0.3)
Fcur/Fmsy	0.05(0.88)	0.06(0.47)	1.05(4.6)

Table Appendix 7. Expected values (CVs) of model outputs from BSP1 and BSP2 alternative model runs for the South Atlantic.

Table Appendix 8. Expected values (CVs) or model outputs from BSP2-JAGS alternative model runs for the South Atlantic.

Parameter	10S equal wt	11S process error	12S pmpd
Rhat	1	1	1.21
n.eff	1400	3600	13
K(1000)	236.69(0.44)	161.93(0.43)	352.39(2.28)
r	0.07(0.11)	0.07(0.11)	0.07(0.12)
B1.K	1.07(0.22)	1.1(0.2)	1.83(0.12)
Bcur.Bmsy	1.58(0.09)	2.04(0.15)	0.7(1.2)
HRcur.HRmsy	0.47(0.47)	0.55(0.43)	4363.62(1.19)



Figure Appendix 1. BSP1 model fits for the North Atlantic, for the runs described in Table Appendix 1a.



Figure Appendix 2. BSP1 continuity model fits for the South Atlantic for the runs described in Table Appendix 1b.



Figure Appendix 3. B/B_{MSY} (blue) and H/H_{MSY} (red) with 80% credible intervals for north Atlantic mako BSP1 continuity runs (a) C1 catch, (b) C2 catch, and (c) generalized model with C1 catch.



Figure Appendix 4. B/B_{MSY} (blue) and F/F_{MSY} (red) with 80% credible intervals for south Atlantic mako BSP1 continuity runs (a) C1 catch, (b) C2 catch, and (c) generalized model with C1 catch.



Figure Appendix 5. Kobe plots for south Atlantic mako BSP1 runs (a) C1 catch, (b) C2 catch, (c) generalized model.



Figure Appendix 6. Mode of the posterior biomass trend for the BSP2 runs in the North Atlantic, with CPUE fits, for (a) C1 catch Schaefer, (b) C2 catch Schaefer, (c) C2 catch generalized production model.



Figure Appendix 7. Median biomass trajectory from the BSP2-JAGS runs described in section 3.1 for the North Atlantic, for (a) the C1 catch Schaefer model, (b) C2 catch Schaefer model, (c) C1 catch generalized production model, and (d) C2 catch generalized production model.



Figure Appendix 8. History of B/B_{MSY} (blue) and H/H_{MSY} (red) with 80% credible intervals for north Atlantic mako BSP1 and BSP2 alternative runs (a) equal weighting, (b) fitted to effort, (c) catch weighting, (d) double r standard deviation, (e) series weighting, (f) catch C2, (g) alternative index, and (h) BSP2 with process error.



Figure Appendix 9. Kobe plots for north Atlantic mako BSP1 and BSP2 alternative runs (1) equal weighting, (2) fitted to effort, (3) catch weighting, (4) double r standard deviation, (5) series weighting, (6) C2 catch, (7) alternative index, and BSP 2. Current year is 2015.



Figure Appendix 10. Biomass and harvest rate trends from BSP2-JAGS alternative models for North Atlantic mako sharks.



Figure Appendix 11. Kobe plots from BSP2-JAGS alternative models for North Atlantic mako sharks. Current year is 2015 (solid black dot).



Figure Appendix 12. Biomass and harvest rate trends (top) and Kobe plots (bottom) for South Atlantic mako sharks obtained with the BSP1 (left) and BSP2 (right) results.



Figure Appendix 13. Median biomass trajectory from the BSP2-JAGS runs for the South Atlantic.



Figure Appendix 14. South Atlantic BSP2-JAGS results without process error (left) and with process error (right), using the priors described in **Table Appendix 1**.



Figure Appendix 15. South Atlantic BSP2-JAGS results from the process error Schaefer models described in section 3.1, using catch C1 (left) or catch C2 (right).