

RAPPORT DE L'ÉVALUATION DE 2016 DE L'ICCAT DU STOCK DE VOILIERS

(Miami, États-Unis – 30 mai - 3 juin 2016)

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

La réunion s'est tenue à l'Université de Miami, *Rosenstiel School of Marine and Atmospheric Science*, à Miami (États-Unis) du 30 mai au 3 juin 2016. Le Dr David Die s'est occupé de la logistique au niveau local avec l'appui financier de NOAA par le biais du *Cooperative Institute of Marine and Atmospheric Studies* (CIMAS). Le Dr Paul de Bruyn, au nom du Secrétaire exécutif de l'ICCAT, a remercié l'Université de Miami d'accueillir la réunion et de fournir toute la logistique.

Le Dr Freddy Arocha, le rapporteur du groupe d'espèces sur les istiophoridés, a présidé la réunion. Le Dr Arocha a souhaité la bienvenue aux participants de la réunion (ci-après dénommé le « groupe ») et a passé en revue l'ordre du jour qui avait été adopté avec quelques 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 participants suivants ont assumé la tâche de rapporteur des divers points du rapport :

<i>Point</i>	<i>Rapporteur(s)</i>
1	P. de Bruyn
2	J. Hoolihan, P. de Bruyn, G. Diaz, H. Perryman
3	M. Schirripa, R. Sharma, M. Lauretta, M. Fitchett, E. Babcock, B. Mourato
4	R. Sharma, C. Brown
5	F. Forrestal, J. Costa, F. Arocha
6	M. Perez Moreno, F. Arocha
7	P. de Bruyn

2 Résumé des données disponibles pour l'évaluation

2.1 Biologie

2.1.1 Génétique

La présentation SCRS/2016/P/025 décrivait les résultats préliminaires d'une étude portant sur la différenciation génétique existant entre les groupes de voilier de l'Atlantique. L'ADN mitochondrial a été comparé en utilisant une séquence de 645 paires de base de la région de contrôle. Jusqu'à présent, les analyses ont été effectuées en utilisant des échantillons de l'Atlantique Nord-Ouest (Floride), du Sénégal et du Brésil (**figure 1**). Une comparaison AMOVA a indiqué une différenciation modérée à forte ($\Phi_{st} = 0,1020$, $p = 0,011$) entre les hémisphères Nord et Sud et une différenciation modérée ($\Phi_{st} = 0,0783$, $P = 0,010$) entre les échantillons de l'Atlantique Est et Ouest. Dans les comparaisons par paires, la plus grande différenciation de la population a été observée entre groupes de l'Atlantique Nord-Ouest (Floride) et de l'Afrique (Sénégal), et la plus petite différenciation est apparue entre les groupes du Brésil et de l'Afrique (Sénégal) (**tableau 1**). Les résultats préliminaires suggèrent une structure génétique du stock tant pour l'Atlantique Est et Ouest que pour les hémisphères Nord et Sud. Des travaux supplémentaires sont nécessaires pour élucider et confirmer la présence de la structure des stocks. Une collecte et des analyses supplémentaires d'échantillons en provenance de Côte d'Ivoire, de l'UE-Portugal, de l'UE-Espagne, du Venezuela et de l'Uruguay sont prévues.

2.1.2 Distribution

Le document SCRS/2016/099 utilisait des modèles additifs généralisés (GAM) pour prédire la distribution spatiale du voilier dans le golfe du Mexique (GOM) en utilisant des données du Programme d'observateurs PLL des États-Unis (2005-2010).

Une approche delta ajustant un GAM Bernoulli avec des données binomiales et un GAM Gamma avec des données de taux de capture tronquées à zéro (poisson / 100 hameçons) a été utilisée. Les facteurs de modèle incluaient: année, saison, jour / nuit, profondeur du fond marin, altimétrie, température de surface de la mer et distance minimale par rapport au front. Les résultats indiquaient que tant la probabilité de capturer un voilier que la CPUE sont principalement influencées par la profondeur du fond marin et la température de surface de la mer. Des profils de distribution saisonnière ont été élaborés pour l'ensemble du golfe du Mexique au moyen d'une prévision dans les grilles des données environnementales de NCEI et AVISO (**figure 2**). Les profils indiquaient un flux saisonnier, avec une augmentation de la CPUE du voilier entre avril et septembre, et des taux de capture plus élevés associés aux fronts.

2.1.3 Âge, croissance, mortalité naturelle et maturité par taille

Le groupe a examiné et comparé les paramètres de croissance sur la base des informations pertinentes compilées, issues des études sur la croissance et l'âge du voilier réalisées dans les océans Atlantique et Pacifique. À la suite des discussions tenues et de la comparaison des estimations de la courbe de croissance (**tableau 2** et **figure 3**), le groupe a conclu que la trajectoire de croissance estimée par Cerdenares et al. (2001) était la plus plausible et a convenu d'utiliser les paramètres de croissance suivants dans les scénarios du modèle d'évaluation exploratoire : $L_{inf} = 206,83$; $K = 0,36$; $T_0 = -0,24$.

Le groupe a examiné l'estimation de M. Il a été noté que les méthodes appropriées pour estimer M sur la base du marquage/de la récupération et de l'âge maximal étaient ceux décrites dans Hoenig (1983) et Then et al. (2015). Considérant que les estimations de M étaient élevées, le groupe a envisagé d'appliquer l'estimation de M obtenue en utilisant la méthode de Hoenig (1983) afin d'être cohérent avec les évaluations antérieures des stocks d'istiophoridés (BUM). Par conséquent, une estimation de $M = 0,35$ (sur la base de l'équation de Hoenig de 1983) et un âge maximal moyen de 12 ans ont été sélectionnés sur la base des informations disponibles provenant des études sur l'âge et la croissance, et des informations de marquage examinées lors de la réunion.

Il a été signalé au groupe qu'une nouvelle estimation de la maturité par taille avait été présentée et discutée lors de la réunion intersessions du groupe d'espèces sur les istiophoridés tenue au Mexique en 2014 (Anon. 2015), et lors de la réunion du groupe d'espèces en 2015 (Anon. 2016), qui a abouti à une nouvelle estimation de L50 de 142,12 cm LJFL (@ 3 ans) en combinant des échantillons de reproduction brésiliens et vénézuéliens pour produire la nouvelle estimation de L50 pour le voilier de l'Ouest.

2.2 Prise, effort et taille

Les statistiques de la prise nominale de la tâche I (T1NC) du voilier par stock, pavillon et engin sont présentées au **tableau 3** et par stock à la **figure 4**. Le Secrétariat a indiqué au groupe que la série historique de capture a été mise à jour pour le Venezuela (pêcherie artisanale palangrière).

Le groupe a noté que, pour les deux pêcheries principales, les données étaient absentes (Grenade) ou que les prises déclarées étaient extrêmement faibles (pavillons mixtes FR+ES) ces dernières années. Dans le cas de la Grenade, le groupe a décidé que, pour l'évaluation, une moyenne de la capture déclarée entre 2007 et 2009 (les trois dernières années de données déclarées de cette CPC) serait reportée pour les années 2010 à 2014 (191 t par année). Pour la flottille de pavillons mixtes, le groupe a réalisé des estimations du stock du voilier de l'Est capturé en tant que prise accessoire par la flottille de senneurs ciblant les thonidés tropicaux à l'aide de la méthode d'estimation du ratio stratifié et de la base de données des observateurs déployés à bord des senneurs de l'UE. Les prises accessoires observées de voilier étaient reliées de façon linéaire à la prise thonière observée tant sous DCP que sur bancs libres. Les données concernant les opérations observées et la prise de thonidés tropicaux provenant de la base de données de la tâche II étaient stratifiées par année et mode de pêche. Des estimateurs du ratio des prises accessoires de voilier ont été calculés en utilisant la prise accessoire moyenne observée de voilier dans chaque strate divisée par la prise thonière moyenne observée pour chaque strate. Cet estimateur de ratio a ensuite été appliqué à la prise totale de thonidés déclarée pour chaque strate en produisant des estimations totales de la prise accessoire du voilier. Les résultats de cette analyse sont présentés dans les **tableaux 4a** et **4b**, pour les prises sous DCP et sur bancs libres, respectivement. Le groupe a signalé que cette analyse indique que les prises déclarées dans les données de tâche I sont très probablement inférieures aux prises réelles. Par conséquent, le groupe a décidé, à des fins d'évaluation, d'utiliser la moyenne des prises déclarées de 2008 à 2010 reportée pour les années 2011 à 2014 (275 t par an).

Le groupe a observé la forte baisse des prises totales déclarées de voilier depuis 2010. Même le niveau de précision des prises totales n'était pas clair avant cette période, plusieurs facteurs pourraient avoir donné lieu à une déclaration à la baisse ces dernières années. Par exemple, cette réduction des prises pourrait éventuellement être le résultat de mesures de gestion ou de changements d'opérations de pêche (tels que modification du ciblage de nombreux palangriers commerciaux). En ce qui concerne la gestion, une légère réduction des prises de voilier pourrait s'être produite en raison du programme de rétablissement des istiophoridés qui a été adopté en 2005. Il a été fait remarquer que ce programme ne concernait que les espèces d'istiophoridés, mais certains supposent que cela pourrait avoir également eu un effet sur les prises de voilier. En ce qui concerne cette mesure de gestion, le groupe a fait remarquer que les informations sur les remises à l'eau de spécimens vivants ne sont pas fournies et, dès lors, si la gestion a découragé la rétention des prises d'istiophoridés, ces remises à l'eau éventuelles n'ont pas été enregistrées. Très peu de flottilles déclarent les rejets morts de spécimens de voilier, ce qui rend impossible la quantification de ces prises potentielles. Le groupe a envisagé la possibilité que la baisse récente des prises puisse être le fait d'une augmentation des remises à l'eau de spécimens vivants et de rejets morts (non déclarés). De manière générale, le groupe a fait part de sa préoccupation quant au fait qu'une incertitude élevée entoure toujours les ponctions totales.

Lors de la réunion d'évaluation de 2009 des stocks de voilier (Anon., 2010), il a été déclaré que les données de prise et d'effort du Ghana utilisées pour standardiser la CPUE de la pêcherie au filet maillant présentaient des schémas très différents en ce qui concerne les relations entre la CPUE, les sorties et le nombre de canoës, par rapport aux données antérieures ou ultérieures à 1992. Ces différences ont amené le groupe à exclure en 2009 les données de CPUE du Ghana antérieures à 1992. Ce schéma a également été observé lorsque les données étaient standardisées dans le cadre de la préparation de l'évaluation actuelle (SCRS/P/2016/027). De plus, les niveaux de capture antérieurs et ultérieurs à 1990 étaient très différents. Avant 1992, la composition des espèces des débarquements d'istiophoridés déclarés par le Ghana était très différente de celle antérieure à 1989. Le groupe a conclu que les prises de voilier réalisées entre 1956 et 1989 par le Ghana pourraient avoir été mal estimées.

Afin de tester la sensibilité des résultats de l'évaluation aux estimations des captures de voilier réalisées par le Ghana, une série de capture alternative de prises de voilier du Ghana pour la période 1957-1989 a été réalisée pendant la réunion (**Appendice 4**).

Les catalogues de données de prise et d'effort de tâche II (T2CE) et les informations sur les tailles de tâche II (T2SZ) concernant le voilier ont été présentés au groupe pour les stocks de l'Atlantique Ouest et Est. Ces informations sont présentées dans les **tableaux 5a** et **5b**, respectivement. Le groupe a constaté que de nombreuses lacunes existent dans ces jeux de données, ce qui limite la capacité du groupe d'utiliser des modèles d'évaluation des stocks intégrés. Le groupe a toutefois noté que de nombreuses données concernant les informations sur les tailles existent (notamment dans le cas du Venezuela) issues du programme de Recherche intensive sur les istiophoridés et du JDMIP (Arocha et al., 2016) et ces données sont actuellement rassemblées afin de les inclure dans la base de données de l'ICCAT, même s'il ne s'agit pas des données officielles de tâche II soumises par la CPC. En outre, les données de tâche II de prise et d'effort ne sont généralement pas utilisées dans les évaluations de stocks de voiliers, car les CPC fournissent habituellement des indices de CPUE standardisés employant des données plus exhaustives que celles disponibles dans le jeu de données de tâche II.

Les données de marquage conventionnel du voilier disponibles dans la base de données de l'ICCAT sont présentées dans le **tableau 6**. Au total, 115.743 spécimens de voilier marqués ont été remis à l'eau entre 1950 et 2011. Le nombre total de spécimens récupérés s'élève à 2.020, ce qui représente un taux de récupération moyen d'environ 1,7%. Le mouvement apparent (déplacements en ligne droite entre les positions de remise à l'eau et de récupération), présenté à la **figure 5** (complété par les cartes de densité de remise à l'eau et de récupération de la **figure 6**), indique que la plus grande partie du marquage de voilier a eu lieu dans l'Atlantique Ouest. Le groupe a souligné le travail considérable (réalisé par les scientifiques nationaux et le Secrétariat) nécessaire à la base de données de marquage de l'ICCAT sur le voilier et a pris note de la grande quantité de spécimens marqués. Le groupe a recommandé d'explorer à l'avenir des méthodologies permettant d'inclure ces importantes informations dans le cadre des évaluations de stocks.

2.3 Indices d'abondance relative

Les documents suivants comprenant des indices d'abondance du stock de l'Ouest ont été présentés au groupe pendant la réunion :

Le document SCRS/2016/075 indiquait qu'il existe des données disponibles de prise et d'effort de voilier (*Istiophorus albicans*), de makaire blanc (*Tetrapturus albidus*) et de makaire bleu (*Makaira nigricans*) de la pêche récréative à la canne et moulinet basée à Playa Grande Yacht Club, centre du Venezuela pour la période 1961-2001. On disposait également de données provenant d'une pêche artisanale au filet maillant dérivant dans la même région couvrant la période 1991-2014. Chaque jeu de données a été standardisé de manière indépendante, au moyen d'un modèle linéaire généralisé mixte (GLMM). Les deux jeux de données ont également été combinés dans une analyse GLMM qui incluait l'année, la saison, la pêche et quelques interactions à double sens comme variables explicatives potentielles. L'analyse combinée produit un indice d'abondance de la CPUE qui s'étend de 1961 à 2014. L'indice affiche une baisse, suivie d'une période de stabilité tant pour le voilier que le makaire blanc.

Le groupe a souhaité savoir si les sorties sans prise avaient été incluses dans l'analyse. Il a été indiqué que les données des deux engins (canne et moulinet récréatif et filet maillant) correspondaient aux résumés mensuels et que presque tous les résumés mensuels présentaient des prises positives. On a également parlé du fait qu'étant donné que les deux pêcheries ont lieu dans une zone considérée comme un « point chaud », une sortie non accompagnée de prise de voilier était extrêmement peu probable. Le groupe a constaté que quelques diagnostics du modèle présentaient un léger écart par rapport aux postulats. On a discuté du fait que l'ajout d'une valeur constante dans le modèle pourrait avoir créé le schéma observé dans les valeurs résiduelles. Conformément à l'avis des auteurs, le groupe a convenu d'utiliser les indices individuels au lieu de l'indice combiné, comme cela avait été initialement suggéré dans le document Babcock et Arocha, 2015.

Le document SCRS/2016/093 présentait un indice d'abondance pour les voiliers provenant de la pêche de tournois récréatifs d'istiophoridés aux États-Unis au titre de la période 1972-2014 et pour les pêches récréatives sans tournois au titre de la période 1981-2014. La capture par unité d'effort des tournois (nombre de poissons capturés en 100 heures de pêche) a été estimée à partir des données de prise et d'effort soumises par les coordinateurs des tournois récréatifs et les observateurs du Service National des Pêches Maritimes des États-Unis dans le cadre du Programme de prospection de la pêche récréative ciblant les istiophoridés. Un processus de sélection a été appliqué en vue de restreindre les données aux tournois qui ciblent principalement les voiliers, en utilisant uniquement l'appât vivant, menés le long de la côte orientale de la Floride. Les données de la pêche récréative hors tournoi ont été compilées au moyen de l'enquête statistique des pêcheries récréatives marines des États-Unis (MFRSS). La procédure de standardisation de la capture par unité d'effort incluait les variables année, zone et saison. Les indices standardisés ont été estimés à l'aide de modèles mixtes linéaires généralisés selon une approche du modèle delta-lognormale.

Les auteurs ont expliqué que les données de MRFSS couvraient une zone plus grande (les données couvraient la zone comprise entre l'État de Caroline du Nord et le Texas) que celle des données des tournois, c'est pourquoi elles ont été utilisées pour détecter une indication du déplacement du stock ou de son ampliation plus au Nord comme cela a été postulé pour l'espadon de l'Atlantique Nord. Néanmoins, les auteurs ont indiqué qu'il n'existait aucune preuve le démontrant. Le groupe s'est penché sur les difficultés d'identification de l'espèce cible dans les données MRFSS, ce qui pourrait affecter le nombre de sorties sans prise incluses dans l'analyse. Le groupe a également fait remarquer que les diagnostics du modèle pour l'indice MRFSS démontraient que le postulat de normalité avait été enfreint. Par conséquent, le groupe a appuyé la décision prise lors de la réunion d'évaluation des stocks de voiliers de 2009 (Anon., 2010) de ne pas inclure l'indice MRFSS dans l'évaluation des stocks de voilier de 2016 et d'inclure uniquement l'indice des tournois.

Le document SCRS/2016/092 analysait les données de prise et d'effort provenant de 73.810 opérations de la flottille palangrière brésilienne (nationale et affrétée) ciblant les thonidés dans l'océan Atlantique équatorial et du Sud-Ouest entre 1978 et 2012. La zone de pêche a été distribuée sur une vaste zone de l'océan Atlantique équatorial et du Sud, s'étendant de 3°W à 52°W de longitude et de 11°N à 40°S de latitude. La CPUE du voilier a été standardisée en utilisant un modèle mixte linéaire généralisé (GLMM) au moyen d'une approche delta log-normale. Les facteurs utilisés dans le modèle étaient : année, stratégie de pêche, trimestre, zone, température de surface de la mer et les interactions année:stratégie, année:trimestre et année:zone. La série de CPUE standardisée du voilier a montré une tendance descendante progressive, surtout après l'an 2000.

Le groupe a demandé à l'auteur comment les données SST utilisées dans la standardisation avaient été obtenues et il a été signalé qu'il s'agissait de données satellitaires. Le groupe a également suggéré qu'il était préférable d'incorporer des données SST dans le modèle en tant que variable catégorique (intervalles) au lieu d'une variable continue, car de nombreuses espèces se déplacent dans une gamme de températures de préférence et leur réponse à la température n'est pas linéaire. À l'instar d'autres groupes d'espèces, le groupe a tenu une longue discussion au sujet de la méthodologie utilisée pour définir les trois stratégies de pêche. Le groupe était préoccupé par le fait

que l'interaction stratégie de pêche:année était significative, ce qui signifie que la capturabilité de ces trois stratégies de pêche avait changé au cours du temps. On a discuté du fait que cet effet pourrait masquer les changements réels de l'abondance du stock. Le groupe a suggéré, comme solution potentielle, d'estimer des CPUE individuelles pour chaque stratégie de pêche ou uniquement pour celle présentant la CPUE moyenne la plus élevée. Alternativement, le groupe a également suggéré d'exclure l'interaction stratégie de pêche:année du modèle. Si les CPUE nominales et standardisées sont semblables, le maintien de l'interaction dans le modèle ne devrait pas susciter beaucoup de préoccupation.

Les documents suivants comprenant des indices d'abondance du stock de l'Est ont été présentés au groupe pendant la réunion:

La présentation SCRS/P/2016/026 faisait état d'un indice standardisé d'abondance de la pêche artisanale du Sénégal pour la période 1981-2015. Les principaux engins utilisés dans le cadre de cette pêche sont la ligne de traîne, la ligne à main et le filet maillant avec lesquels le voilier est capturé accidentellement. Les données de prise et d'effort utilisées correspondaient aux résumés mensuels de prise et d'effort (n=1076). L'indice standardisé a été estimé au moyen d'un GLMM. Les principaux facteurs testés dans le modèle étaient les suivants : année, zone, mois et engin. Deux modèles ont été considérés, le premier se limitant aux principaux facteurs et le second englobant les principaux facteurs et les interactions. La sélection du modèle était fondée sur l'AIC. Le modèle final utilisé pour estimer l'indice standardisé incluait les facteurs année, zone, engin et mois ainsi que les interactions année:zone, année:engin, zone:engin et engin:mois. L'indice standardisé estimé n'affichait aucune tendance claire pour les 20 premières années de la série temporelle et une tendance à la baisse après l'année 2000.

Le groupe a constaté que des données mensuellement agrégées ont été utilisées dans l'analyse et que les données utilisées dans le modèle correspondaient aux observations positives (N = 1.072 observations positives). L'examen de la CPUE moyenne par facteur a fait apparaître une cohérence entre les résultats et ce que l'on sait de la pêche. Plus précisément, l'engin de ligne traînante obtient des prises plus élevées que l'engin de senne (qui vise les sardines) et les plus fortes captures se produisent au cours des mois de remontée d'eau. L'interaction importante année:mois étaye l'observation anecdotique selon laquelle la durée de la période de présence des voiliers dans la zone à l'étude s'est raccourcie. Le groupe a noté que les CPUE estimées pour les années 2013 et 2014 étaient considérablement plus faibles que le reste de la série temporelle et l'auteur a indiqué que c'était le résultat de nouvelles réglementations de gestion. Le groupe a donc demandé que l'indice soit ré-estimé sans inclure les deux dernières années de données (2014-2015). Pendant la réunion, l'auteur a fourni un nouvel indice estimé sans les deux dernières années de données.

La présentation SCRS/P/2016/027 a décrit un indice standardisé d'abondance pour la pêche artisanale ghanéenne opérant au filet maillant dérivant pour la période 1974-2013. Les données utilisées correspondaient aux résumés mensuels des données de capture et d'effort. Aucune donnée pour les années 1983 et 2010 n'a été incluse dans le cadre de la série temporelle. La procédure de standardisation a utilisé un GLM. Les facteurs testés dans le modèle étaient année, trimestre, saison de pêche, nombre de pirogues et les interactions étaient année : trimestre et année : saison de pêche. Les facteurs inclus dans le modèle final étaient année et trimestre et l'interaction année : trimestre. Bien que variables, les valeurs de CPUE les plus élevées ont été observées à la fin des années 80 et dans les années 90. Les valeurs de l'indice pour les trois dernières années de la série temporelle (2011-2013) étaient les plus basses depuis 1991. Le groupe a demandé qu'un nouvel indice scindé soit estimé pour les périodes 1974-1990 et 1991-2013. Ces indices ont été fournis pendant la réunion.

Le document SCRS/2016/098 analysait les tendances de la prise, de l'effort et de la CPUE standardisée pour le stock oriental de voiliers de l'Atlantique (*Istiophorus albicans*) capturés par la flottille palangrière pélagique portugaise entre 1999 et 2015. Des CPUE annuelles nominales ont été calculées comme kg/1.000 hameçons et ont été standardisées avec des modèles linéaires généralisés (GLM) avec une distribution Tweedie et en utilisant l'année, le trimestre, la zone et les effets de ciblage (ratios) comme variables explicatives. La qualité de l'ajustement du modèle a été déterminée au moyen de AIC et du pseudo coefficient de détermination et la validation du modèle a été analysée avec une analyse résiduelle. La série finale des CPUE standardisées montre une baisse générale au cours des premières années, entre 1999 et 2010, suivie d'une augmentation générale ces dernières années, jusqu'en 2015, avec quelques oscillations interannuelles. Ce document présente le premier indice d'abondance pour les voiliers de l'Atlantique estimé à partir des captures de la flottille palangrière pélagique portugaise opérant dans l'Atlantique Est et il peut être utilisé dans de futures évaluations de stocks de cette espèce.

Le groupe a recommandé que les versions futures de cet indice comprennent également la moyenne estimée de la CPUE pour chaque facteur dans le modèle.

Les documents suivants présentant des indices d'abondance à la fois pour les **stocks de l'Est et de l'Ouest** ont été présentés au groupe lors de la réunion :

Le document SCRS/2016/071 présentait des taux de capture standardisés du voilier (*Istiophorus albicans*) obtenus à partir de 10.615 observations réalisées lors des sorties des palangriers de surface de UE-Espagne ciblant l'espadon au cours de la période 2001-2014. On a trouvé au moins un spécimen de cette espèce dans environ 28% de ces sorties. En raison de la faible prévalence de cette espèce dans cette pêcherie, la standardisation de la CPUE a été réalisée au moyen d'un modèle mixte linéaire généralisé postulant une distribution d'erreur delta-lognormale. Les résultats obtenus indiquent que la tendance globale de la CPUE standardisée était similaire pour toutes les zones de l'Atlantique et pour les stocks de l'Est et de l'Ouest. Une tendance globale à la hausse a été identifiée pour toutes les zones de l'Atlantique et pour les stocks de l'Est et de l'Ouest pour l'ensemble de la période 2001-2014 avec quelques fluctuations au cours de ces dernières années.

Le groupe a demandé sur quel raisonnement on s'était fondé pour définir les différentes zones utilisées dans la standardisation des CPUE. On a fait observer que les zones définies étaient similaires à celles utilisées pour l'analyse de la même flottille pour les espèces cibles et les autres espèces, et elles représentent une idée approximative des températures de la mer à 50 m de profondeur. Au nombre des autres éléments qui ont également été pris en considération pour définir la structure spatiale pour l'analyse, on peut citer les limites de stocks actuelles postulées par l'ICCAT pour cette espèce et les conditions environnementales dans les couches superficielles entre les zones Est et Ouest ainsi que Nord et Sud. En outre, la répartition de la flottille dans les zones respectives tout au long de l'année et les observations disponibles jouent également un rôle important pour décider les définitions spatio-temporelles pour l'analyse. Le groupe a décidé d'utiliser dans l'évaluation les indices individuels présentés pour chaque stock (Est et Ouest) plutôt que l'indice présenté aussi pour l'ensemble de l'Atlantique.

Le document SCRS/2016/094 présentait les CPUE standardisées estimées des voiliers capturés par les palangriers thoniers japonais dans l'océan Atlantique Ouest et Est à l'aide des données des carnets de pêche pendant la période 1994-2014. Un modèle delta lognormal a été utilisé pour standardiser les CPUE nominales. Les changements annuels dans les CPUE standardisées pour le stock de l'Atlantique Ouest ont montré une grande fluctuation. La série temporelle dégageait une légère tendance décroissante de 1994 à 2007, après quoi la série temporelle a brusquement augmenté et s'est maintenue à des valeurs plus élevées. Les changements annuels dans les CPUE standardisées pour le stock de l'Atlantique Est ont été considérablement faibles. Les séries temporelles dégageaient une légère tendance à la baisse entre 1994 et 2001 ; depuis lors, elles dégagent une tendance à la hausse. Les intervalles de confiance de 95 % n'étaient pas larges pour les stocks de voiliers de l'Atlantique Ouest et Est. Ces résultats suggèrent que le niveau actuel du stock de voiliers adultes dans l'Atlantique Ouest et Est a augmenté au cours de ces dernières années par rapport au niveau des années 90 et 2000.

Les auteurs ont indiqué qu'il faudrait s'abstenir d'utiliser le modèle d'habitat en raison du manque d'information sur la distribution verticale des voiliers. Toutefois, le groupe a noté que l'information sur la distribution verticale est disponible depuis 2009 et il a recommandé que cette information soit incorporée à l'avenir. Le groupe a noté que l'indice standardisé pour le stock occidental était inférieur à l'indice nominal pour toute la série temporelle. On a signalé que les indices commencent en 1994, car avant cette date, les données ne séparaient pas les captures de voiliers de celles des *Tetrapturus spp.* À la session d'évaluation du stock de voiliers de 2009 (Anon. 2010), un indice japonais qui couvrait la période 1960-2007 a été inclus dans l'analyse. On a fait savoir au groupe que cet indice a été élaboré au cours de la réunion d'évaluation à l'aide des données CATDIS et des ratios estimés voiliers/*Tetrapturus spp.* dans les prises. Le groupe a demandé si la présence des *Tetrapturus spp.* dans les ratios estimés était importante et on lui a répondu que, dans certaines zones, jusqu'à 30 à 40 % des captures étaient constituées de *Tetrapturus spp.* Le groupe a noté que, dans l'Atlantique Est, les captures numériques d'albacore de la flottille palangrière japonaise dépassaient celles de thon obèse lorsque moins de 15 hameçons entre flotteurs étaient utilisés, tandis que l'inverse était vrai si l'on utilisait plus de 15 hameçons entre flotteurs. Cependant, la même tendance n'était pas si manifeste dans l'Atlantique Ouest. Le groupe a examiné les implications de ces observations, mais il a été convenu qu'il ne disposait pas de suffisamment d'informations pour interpréter ces résultats particuliers. Le groupe a décidé d'utiliser dans l'évaluation les nouvelles estimations de l'indice pour chaque stock pour la période 1994-2014 et d'utiliser (comme un indice distinct) les CPUE historiques estimées par le groupe à la session d'évaluation du stock de voiliers de 2009 (Anon. 2010), uniquement pour la période 1960-1993. Le groupe a noté que la forte interaction année:zone et notamment une

apparente augmentation des captures dans les Caraïbes occidentales pourraient exiger une séparation spatiale plus fine que les zones grossières actuellement utilisées dans le modèle ; il pourrait s'agir des zones sélectionnées par la méthode de séparation adaptative initialement proposée dans le document. Pour dissiper cette préoccupation, l'indice a été divisé en deux périodes différentes dans le modèle Stock synthèse (cf. section 3.2.3 pour obtenir plus de détails).

Le document SCRS/2016/102 présentait les données de prise et d'effort des voiliers (*Istiophorus platypterus*) recueillies et analysées pour la pêche palangrière du Taipei chinois opérant en eaux lointaines dans l'océan Atlantique au cours de la période 2009-2015. La capture numérique observée dans les carnets de pêche et celle estimée à l'aide du ratio de capture des voiliers entre les deux espèces (voiliers et *Tetrapturus pfluegeri*) ont été utilisées pour calculer la CPUE nominale (capture par unité d'effort) ; la CPUE a ensuite été standardisée en utilisant des modèles linéaires généralisés (GLM). Deux stocks de voiliers distincts de l'Est et de l'Ouest ont été pris en compte dans la standardisation, l'information sur le type d'opération (p. ex., hameçons par panier) ayant été incluse comme un effet potentiel dans les modèles. Tous les effets principaux étaient statistiquement importants dans les analyses du GLM, sauf pour le mois et la longitude dans la standardisation du stock occidental. Cependant, les indices d'abondance relative ont montré des tendances similaires et constantes pour les deux scénarios sur les données de capture. La CPUE standardisée des voiliers de l'Atlantique Est a augmenté à partir de 2009, atteignant un niveau supérieur pour ensuite chuter au cours de ces deux dernières années (2014-2015), tandis que pour le stock de l'Ouest, la CPUE a dégagé une tendance à la baisse entre 2010 et 2014 avec une légère augmentation en 2015.

Le groupe a noté que les données utilisées n'incluaient pas les observations avec les captures « zéro ». L'auteur a indiqué qu'environ 19 % des observations avaient des prises positives de voiliers et que le pourcentage était assez constant. Le groupe a demandé dans quelle mesure le ratio voiliers-*Tetrapturus* spp. était stable. Il a été indiqué que le ratio était très variable, étant donné que les captures de ces espèces constituent un événement rare. L'auteur a indiqué que l'on a utilisé les données des carnets de pêche pour estimer les ratios par zone et l'on a postulé que les ratios demeuraient constants dans le temps. Le groupe a indiqué que les ratios pourraient ne pas avoir été constants tout au long de toute la série temporelle. Mais, avec ce postulat, il devrait être possible d'utiliser les ratios pour estimer les séries de CPUE antérieures à 2009.

Le groupe a examiné la possibilité de combiner les données des pêcheries palangrières de UE-Espagne et UE-Portugal pour estimer un indice combiné pour les voiliers de l'Est et éventuellement élargir cette approche pour combiner les données provenant d'autres flottilles. Cette approche consistant à combiner les données provenant de différentes flottilles pour estimer les indices d'abondance est actuellement explorée pour d'autres espèces, comme le thon rouge. Le groupe a reconnu l'importance de disposer des indices standardisés des pêcheries artisanales du Sénégal et du Ghana et de ceux des pêcheries palangrières de UE-Espagne et UE-Portugal. Le groupe a remercié les auteurs de ces documents et leur contribution importante au processus d'évaluation.

Le groupe dispose également d'autres indices d'abondance qui ont été présentés à la réunion intersessions du groupe d'espèces sur les istiophoridés de 2014 (Anon., 2015) et à la réunion des groupes d'espèces du SCRS de 2015 (*Madrid, 21-25 septembre 2015*). Les **tableaux 7** et **8** (et les **figures 7** et **8**) montrent les indices d'abondance utilisés pour les stocks de l'Ouest et de l'Est, respectivement.

3 Évaluation des stocks

3.1 Stock de l'Est

3.1.1 Modèles de production bayésiens

Méthodes

Dans le cas de la population de l'Atlantique Est, les modèles de production bayésiens ont été exécutés au moyen du modèle BSP qui est disponible dans le catalogue ICCAT des méthodes (BSP-VB, Babcock 2007, McAllister et Babcock 2003) et une version JAGS du même modèle fondé sur Millar et Meyer (1999, BSP-JAGS). Veuillez consulter l'**Appendice 5** pour obtenir plus de détails sur la spécification, les diagnostics et les analyses de sensibilité du modèle.

Pour tous les scénarios du modèle, le prior de la biomasse de la première année par rapport à K (B_0 / K) était lognormal avec une moyenne de 1 et un CV de 0,2, sauf pour une analyse de sensibilité qui fixait B_0 / K à 1. Le prior de K était uniforme sur $\log(K)$ entre $\log(10)$ et $\log(1E6)$. Le prior de r a été calculé selon la méthode démographique de Carruthers et McAllister (2011), comme indiqué à l'**Appendice 6**. Étant donné que l'étape annuelle a été utilisée, les paramètres d'entrée étaient une moyenne de 0,57 et un CV de 0,3. Dans une analyse de sensibilité, la moyenne a été établie à 0,3 avec un CV de 0,3. Des priors non informatifs ont été utilisés pour le coefficient de capturabilité de chaque indice de CPUE (q), en utilisant une distribution uniforme BSP-VP et une distribution gamma inverse dans BSP-JAGS. Les mêmes priors ont été utilisés pour la variance résiduelle, lorsque σ a été estimé.

Aucun des modèles BSP-VB n'incluait d'erreur de processus. En ce qui concerne les modèles BSP-JAGS, l'erreur de processus a été fixée à 0,05, à l'exception des scénarios de sensibilité dans lesquels σ a été fixé à 0,00001 ou 0 pour évaluer l'effet de la suppression de l'erreur de processus. Les modèles variaient en fonction des indices ayant été inclus, la façon dont les indices ont été pondérés, et les priors pour r et B_0 / K (**tableau 9**). Les indices inclus étaient ceux qui avaient une tendance à la hausse (première partie - Japon, dernière partie - Japon, Taipei chinois, UE-Espagne) ou ceux qui avaient une tendance à la baisse (première partie - Japon, Sénégal, Ghana, Côte d'Ivoire, UE-Portugal). Les indices ont été pondérés de la même façon avec une variance estimée, ou pondérée par prise (précision d'entrée égale à la fraction de la prise totale associée à chaque indice), ou chaque indice avait sa propre variance résiduelle estimée.

Résultats

Les modèles BSP-VB sans erreur de processus ne convergeaient pas bien, en particulier dans le cas présentant une variance estimée pour chaque série. L'estimation de la variance Hessian pour certains paramètres avoisinait zéro, même si l'échantillonnage d'importance estimait des distributions très larges des paramètres, ce qui indiquait que le modèle pourrait ne pas avoir estimé avec précision le mode de la distribution a posteriori. Les distributions a posteriori du modèle étaient très semblables aux priors pour K et r , même si K avait un prior non informatif. Ainsi, les valeurs moyennes de K ont des ordres de grandeur plus élevés que les valeurs des autres modèles appliquées au même jeu de données. Étant donné que le modèle n'a pas pu trouver d'informations dans les données, les résultats de ce modèle ne sont pas crédibles. Veuillez consulter l'**Appendice 5** pour obtenir des informations détaillées.

Les modèles BSP-JAGS avec une erreur de processus fournissent de meilleurs diagnostics de convergence. Les modèles de pondération par prise ont donné des distributions a posteriori pour r qui étaient assez semblables aux priors (voir **Appendice 5**), probablement car des pondérations très faibles par rapport aux priors ont été attribuées aux données. De ce fait, les résultats étaient très incertains, et les intervalles de confiance de 95% pour B/B_{PME} incluaient une gamme oscillant entre près de zéro à plus de 4 pour quelques années (**tableau 10, figure 9**). Les modèles qui ont estimé la variance résiduelle fournissaient davantage d'intervalles de confiance étroits pour B/B_{PME} et F/F_{PME} . Tous les modèles autres que ceux de pondération par prise ont estimé une moyenne a posteriori de r plus élevée que le prior; ces valeurs élevées de r peuvent ne pas être biologiquement réalistes.

Tous les modèles ont estimé une biomasse de départ inférieure à B_{PME} , probablement car les modèles ont tenté d'ajuster la variabilité élevée de la série palangrière japonaise dans les années 60 combinée avec de très faibles captures. Tous les scénarios étaient similaires au cours de la première partie de la série temporelle, mais les scénarios présentant des indices ascendants par opposition aux indices décroissants ont divergé ces dernières années, car la trajectoire de la médiane de la biomasse suit les indices. Les estimations de la PME se situaient entre 5.000 t et 13.000 t, et l'état actuel des stocks était inférieur à B_{PME} dans tous les scénarios. Le fait que la population soit décimée, même si les prises n'avaient jamais dépassé la PME, était surprenant, mais pourrait s'expliquer par le fait que l'erreur de processus permettait au modèle de suivre la tendance décroissante dans les indices, en dépit de prises relativement faibles. L'intégration d'une erreur de processus implique que la biomasse peut varier aléatoirement, sans suivre nécessairement la série temporelle de capture exactement. Par conséquent, les estimations de la population pourraient baisser si les indices baissent, même les prises déclarées sont faibles. Les trois scénarios susceptibles de pouvoir expliquer ceci sont les suivants : (1) les prises déclarées sont inférieures aux prises réelles, (2) une baisse de l'abondance n'est pas causée par la capture et/ou (3) la PME réelle pourrait être inférieure à l'estimation du modèle en raison de l'incertitude entourant les données.

La mortalité par pêche actuelle est inférieure à F_{PME} dans certains des scénarios comprenant des indices ascendants, et est largement supérieure à F_{PME} dans les modèles comprenant des indices descendants. De manière générale, les scénarios BSP-JAGS sont conformes à une population qui a baissé, et pourrait se rétablir, ou non, en fonction des indices utilisés pour suivre l'abondance, s'il en existe. Ces résultats sont toutefois très incertains.

3.1.2 ASPIC

Lors de l'évaluation de 2009, ASPIC 5.0 a été utilisé pour ajuster les modèles de production pour le voilier de l'Atlantique Est. Dans la présente évaluation, ASPIC 7.0 a été utilisé. Même si ASPIC 7.0 permet d'utiliser des entrées de priors pour les paramètres initiaux, cette possibilité n'a pas été utilisée dans la présente évaluation du voilier de l'Atlantique Est.

Après avoir examiné les différents indices disponibles pour l'évaluation du stock de l'Est, le groupe a convenu, à l'instar de l'approche appliquée au stock de l'Ouest, de regrouper les indices dans deux différents scénarios. Le premier scénario contient les indices dégageant des tendances positives au cours des dernières années de la série temporelle et le second scénario les indices dégageant des tendances négatives. De plus, le groupe a convenu que l'indice d'abondance relative du Ghana devrait être divisé en deux séries, à savoir Ghana1 (1974-1987) et Ghana2 (1992-2014).

Les scénarios suivants des indices de CPUE ont été utilisés dans les scénarios ASPIC :

- E1) Les tendances récentes des indices sont négatives: Japon1, Ghana1, Ghana2, Sénégal, Cote d'Ivoire, UE-Portugal (« Neg »).
- E2) Les tendances récentes des indices sont positives: Japon1, Japon2, Ghana1, UE-Espagne, Taipei chinois (« Pos »).
- E3) Tous les indices: Japon1, Japon2, Ghana1, Ghana2, Sénégal, Cote d'Ivoire, UE-Portugal, UE-Espagne, Taipei chinois.
- E4) Idem que E1, mais avec une prise recalculée pour le Ghana antérieure à 1990.
- E5) Idem que E3, mais avec une prise recalculée pour le Ghana antérieure à 1990.
- E6) Idem que E1, mais avec la CPUE du Ghana sous la forme d'une seule série non divisée.

Dans tous les cas, une pondération égale a été attribuée aux indices de CPUE dans l'ajustement. Dans le cadre des diagnostics du modèle, des schémas rétrospectifs ont été exécutés en utilisant des données allant jusque 2013, 2011, 2009 et 2007. L'incertitude a été évaluée en exécutant 500 bootstraps dans ASPIC.

Résultats

Les estimations de F_{PME} , PME et K semblent très sensibles aux tendances de CPUE utilisées. Par conséquent, les résultats des différents scénarios étaient significativement différents (par exemple E1 par rapport à E2). ASPIC ajuste mieux les scénarios qui omettent des données pour la période 1988-1990 de l'indice Ghana1 et divisent la série du Ghana en deux indices (E1-E5). ASPIC présente des problèmes de convergence, ou ne converge pas, pour les scénarios comprenant la série non divisée du Ghana (E6).

Les scénarios qui utilisent une CPUE dégageant des tendances positives ont donné lieu à différentes estimations de la biomasse et de l'exploitation actuelle que les scénarios qui utilisent une CPUE dégageant des tendances négatives ou tous les indices combinés. Cependant, les ajustements et les estimations des paramètres pour F_{PME} , K et PME présentant des trajectoires positives étaient très sensibles à la série de capture utilisée (tâche 1 ou série alternative de tâche 1) et ajustaient assez mal les indices observés. Des scénarios incluant une prise alternative n'ont pas convergé ou atteignaient la limite supérieure de F_{PME} (1,5). Les scénarios qui utilisent des CPUE dégageant des tendances négatives et les deux séries du Ghana semblaient les moins sensibles à l'utilisation de différentes séries de capture et présentaient la valeur la plus élevée de contraste dans ASPIC. En outre, les tendances historiques de B/B_{PME} et F/F_{PME} pour la période allant jusqu'à 2007 pour les scénarios sont cohérentes avec les résultats de l'évaluation précédente de 2009.

Le modèle ne s'ajustait pas aux scénarios (E2 et E5) dégageant des tendances positives récentes et les solutions atteignaient constamment la limite supérieure de F_{PME} (1,5) (**tableau 11**). Il a été considéré que ces valeurs élevées ne sont biologiquement pas plausibles et, par conséquent, les résultats de ces scénarios n'ont plus été pris en compte.

Les deux autres scénarios (E1 et E4) ont permis au modèle de converger et suggéraient que le stock est surexploité et est victime de surpêche. Le scénario E4 est plus optimiste et suggérait qu'aucune surpêche n'a eu lieu ces deux dernières années, alors que le scénario E1 indiquait qu'une surpêche a toujours lieu.

Pour les scénarios E2 et E5, les résultats déterministes suggèrent que le stock était déjà surexploité au cours des décennies précédentes et qu'il ne fait actuellement pas l'objet de surpêche. Le scénario ASPIC E3 suggère que la surpêche pourrait avoir cessé au cours des deux dernières années et que le stock est en train de se rétablir.

Malheureusement, le scénario E3 n'a pas pu être exécuté par bootstrap, de sorte que seuls les résultats par bootstrap disponibles sont ceux concernant E1. Des analyses rétrospectives pour E1 affichent ce que l'on escomptait de l'ajout des données récentes de CPUE présentant une augmentation de l'indice et des données de capture présentant une diminution (**figure 10**). Au fur et à mesure que des données sont ajoutées, les estimations de la biomasse augmentent et celles de la mortalité par pêche diminuent. Les bootstraps dans le cas de E1 ont convergé pour l'intégralité des scénarios et ont donné des intervalles raisonnables pour les paramètres (**tableau 12**).

E3 présente une tendance rétrospective affichant des incohérences élevées quant à l'utilisation de tous les indices pour les sept dernières années. Le scénario ASPIC E3 a dégagé des résultats coïncidant avec E1 ; cependant, l'utilisation de tous les indices a suscité des problèmes de cohérence des estimations de F_{PME} , B/B_{PME} et F/F_{PME} (**figure 11**).

3.2 Stock de l'Ouest

3.2.1 ASPIC

Les modèles de production ont été ajustés dans le cas du voilier de l'Ouest en utilisant différentes combinaisons des indices d'abondance disponibles. Le premier modèle incluait tous les indices et a été exécuté avec ASPIC 5 et ASPIC 7 en utilisant la méthode d'estimation des moindres carrés. Les deux versions du programme ont donné lieu à la même solution. Néanmoins, les estimations de F_{PME} n'étaient pas biologiquement plausibles ($F_{PME} > 1,2$). ASPIC 7 a été utilisé pour tous les autres scénarios du modèle en utilisant une estimation de vraisemblance maximale ou une distribution a posteriori maximale avec des priors. Des priors uniformes ont été inclus pour la PME et des capturabilités des flottilles pour un ensemble de valeurs logiques. Un prior beta a été inclus dans F_{PME} ($\alpha = 2$, $\beta = 8$; **figure 12**), sur la base du prior élaboré pour le modèle bayésien de production excédentaire pour r . Plusieurs scénarios du modèle ont été effectués en utilisant cette paramétrisation, qui incluait de multiples scénarios des indices sélectionnés : (1) tous les indices, (2) ceux qui affichaient une tendance à la hausse au cours de la période récente, par rapport à (3) ceux qui ont montré une tendance à la baisse au cours de la période récente, et (4) une pondération par prise par rapport à (5) une pondération égale. Le groupe a retenu un modèle de base qui englobait tous les indices disponibles à l'exception de l'indice de canne et moulinet du Brésil qui a été exclu en raison de préoccupations au sujet de la très faible taille des échantillons en 2009. Plusieurs scénarios de sensibilité ont été réalisés sur le modèle de base, comprenant un indice *jackknife*, un bootstrap du modèle et une analyse rétrospective. Un scénario supplémentaire a été exécuté en divisant l'indice palangrier du Japon en 2008 pour tenir compte d'un changement de la distribution spatiale (voir section 2.3) cohérent avec le modèle d'évaluation Stock Synthèse.

Les scénarios du modèle de base déterministe présentaient un mauvais ajustement du modèle aux indices et une absence de convergence sans prior pour F_{PME} , atteignant les limites supérieures à F_{PME} ou PME. Pour mieux comprendre la convergence du modèle, la fonction objective de vraisemblance log-négative a été profilée dans l'ensemble de la PME postulée (200 à 4.000 t) et des valeurs de F_{PME} (0,01 à 1,0). La surface de profil indiquait un contour plat dans les gammes supérieures de la PME et peu de gradient dans l'ensemble de la gamme de F_{PME} (**figure 13**). Ce profil dans la gamme de valeurs des paramètres logiques a démontré que la capacité d'estimer F_{PME} était mauvaise, et que des valeurs de PME supérieures à 1.400 t sont plausibles. La surface de vraisemblance échelonnée (**figure 13**) indiquait une probabilité maximale à la limite supérieure de F_{PME} , ce que l'on estime être biologiquement non plausible.

Les estimations de PME et F_{PME} variaient considérablement d'un scénario du modèle à l'autre et le modèle de base et les modèles alternatifs incluant des indices positifs et négatifs concordaient peu entre eux. Les estimations de l'état actuel des stocks étaient également très variables, et les modèles ne concordaient pas entre eux. Les estimations par bootstrap de l'incertitude des paramètres ont été évaluées afin de déterminer la qualité de l'ajustement du modèle de référence. Beaucoup de scénarios par bootstrap atteignaient la limite supérieure de PME ou F_{PME} . Cependant, ces scénarios ont été supplantés par des scénarios qui ont apporté des solutions dans les limites, et 500 bootstraps valides maximums ont été réalisés. Une convergence totale a été obtenue dans environ 72% des essais. L'estimation obtenue par bootstrap de F_{PME} et PME présentait une vaste distribution dans l'ensemble de la gamme des limites des paramètres (**figure 14**), ce qui reflète une mauvaise performance du modèle et l'absence de convergence vers une solution stable. Il a été conclu que le modèle ASPIC appliqué au voilier de l'Ouest ne produisait pas d'estimations fiables de F_{PME} ou de l'état actuel du stock. Les informations contenues dans les données montrent que la PME n'est probablement pas inférieure à 1.400 t. Toutefois, la détermination de l'état du stock était très incertaine.

3.2.2 Modèle de production excédentaire état-espace de type bayésien

Le SCRS/2016/103 présentait les premiers résultats de l'évaluation du stock de voilier de l'Atlantique Ouest. Le modèle d'évaluation a été exécuté en JAGS (*Just Another Gibbs Sampler*) et ajustait un modèle de production excédentaire état-espace de type bayésien aux données de CPUE pour le voilier de l'Atlantique Ouest. La série temporelle de capture provient du tableau de tâche 1 du rapport de la réunion de 2015 du SCRS (Anon., 2016) et les indices d'abondance relative étaient composés de la capture par unité d'effort (CPUE) standardisée du Japon, du Brésil, des États-Unis, du Venezuela, de l'UE-Espagne et du Taipei chinois, incluant les pêcheries palangrières, récréatives et au filet maillant. Un scénario qui incluait l'ensemble des séries de CPUE d'entrée (9 indices) et les valeurs moyennes préalables a été développé. Les spécifications complètes du modèle initial présenté sont détaillées dans ledit document du SCRS. Selon les résultats du modèle, la biomasse de la population de voilier de l'Atlantique Ouest a légèrement baissé au cours de la série temporelle disponible, mais est supérieure à B_{PME} et est restée stable depuis le milieu des années 80. Le taux de capture estimé en 2014 s'élevait à 0,025, soit un niveau inférieur au H_{PME} estimé de 0,065.

Plusieurs postulats portant sur la pondération des données, incluant des pondérations égales, des pondérations proportionnelles aux prises et des pondérations élaborées en appliquant la méthode de Francis (Francis, 2011) ont été examinés. Cependant, aucun des modèles n'a pu converger. Un modèle incluant tous les indices (à l'exception de la pêche brésilienne récréative de canne et moulinet) a également été testé, mais celui-ci n'a pas convergé non plus. Cette absence de convergence pourrait avoir un lien avec la présence de tendances contradictoires de la CPUE. Par conséquent, des scénarios supplémentaires ont été exécutés afin de résoudre les tendances contradictoires des CPUE de la même façon que celle qui avait été convenue pour le modèle Stock Synthèse (cf. point 3.2.3) qui a également débouché sur une absence de convergence dans tous les scénarios. De plus, le groupe a fait remarquer que les données disponibles ne fournissaient pas suffisamment d'informations pour que l'un des modèles estime de manière fiable les paramètres du modèle.

3.2.3 Stock Synthèse (ASPM) 3 paramètres, steepness, R_0 et M

Le modèle initial a été présenté (SCRS/2016/100) avec les détails suivants. On a comparé les données utilisées dans l'évaluation précédente et celles utilisées au cours de ces dernières années avec les anciens et les nouveaux modèles. L'évaluation du stock de l'Ouest réalisée en 2009 a eu recours à un indice composite qui représentait la moyenne entre toutes les séries (pondéré par capture et zone). Dans l'examen actuel du modèle de production structuré par âge (ASPM), 11 flottilles ont été modélisées en postulant une sélectivité totale. Il a été noté que les séries de CPUE avaient des tendances contradictoires, cinq séries augmentant tandis que cinq séries diminuaient. Cela entraînerait des résultats contradictoires basés sur des tendances alternatives. Dans le modèle présenté, aucune capture brésilienne de canne et moulinet n'était disponible ces dernières années. Un indice combiné a été créé en se fondant sur les captures et les débarquements réalisés dans les pêcheries (les pêcheries plus importantes ont donc eu plus de poids). Quatre modèles et approches ont été examinés, (1) CPUE non pondérée avec aucune déviation du recrutement, (2) utilisation de toutes les CPUE avec aucune déviation du recrutement, (3) ajout de la capture pondérée avec aucune déviation du recrutement, et (4) ajout de la CPUE pondérée par la capture et des déviations du recrutement. Il a été noté que les résultats des modèles 1, 2 et 3 n'étaient pas plausibles de manière convaincante et que les résultats du modèle 4 concordaient davantage avec l'historique de la pêche. Des approches de profilage de la vraisemblance ont été utilisées, et les données se sont avérées non informatives sur la mortalité naturelle ou la *steepness*. Il a été noté que les CPUE japonaises et espagnoles étaient informatives, même si la *steepness* était très grande ou très faible si on incluait ces séries. De possibles raisons à cela sont que les données de CPUE ne sont pas informatives et que seule la baisse de la biomasse est manifeste et non son rétablissement. Un nouvel ensemble de modèles structurés par taille/âge a été utilisé, où la croissance a été modifiée comme priors et la taille à l'âge 1 a été fixée à 100 cm LJFL. Cependant, l'essai visant à introduire davantage d'incertitude avec la croissance a fourni une réponse irréaliste.

Des travaux supplémentaires ont été effectués à la suite de ceux décrits dans le SCRS/2016/100. Avec les données de composition par taille, cinq modèles ont été examinés qui combinaient la CPUE pondérée par capture, la sélectivité de trois engins, filets maillants, canne et moulinet et palangre, avec correction de biais à la fonction stock-recrutement utilisée. La sélectivité en forme de cloche a été utilisée pour le filet maillant, la palangre et la canne et moulinet ayant été fixées comme une fonction logistique. Comme pour l'évaluation de 2009, une série de CPUE a été créée où la CPUE combinée a été appliquée à l'ensemble des pêcheries. Les données de composition par taille ont donné lieu à un meilleur ajustement à la flottille de filets maillants par rapport à la flottille palangrière, en raison notamment de la taille plus grande de l'échantillon de la pêche au filet maillant ; en conséquence, cette série de données a obtenu plus de poids (sur la base du système de pondération de Francis ; Francis, 2011). Les ajustements de la longueur moyenne à l'engin de pêche au filet maillant et à l'engin de palangre étaient acceptables, mais pas autant à l'engin de pêche à la canne et moulinet

(encore une fois à cause de la faible taille de l'échantillon). Le profilage de la *steepness* indiquait que le modèle/données général « préférait » des valeurs très élevées de mortalité naturelle (M) et de *steepness*. En outre, les distributions a posteriori étaient semblables aux MLE analysées.

Le groupe a examiné les différentes entrées du modèle et s'est demandé en particulier si les prises de voiliers de l'Ouest avaient été complètement enregistrées et/ou avec précision. En outre, il a été noté que lors de précédentes réunions sur les voiliers, le groupe n'avait pas adopté les estimations de croissance et de M, et qu'il devrait s'accorder un délai supplémentaire pour se prononcer sur une estimation appropriée de M et une courbe de croissance. Il a également été noté que le fait de fixer M et la *steepness* (h) aurait une forte influence sur les résultats des estimations de la productivité des stocks. Ainsi, les distributions a posteriori de MCMC pourraient prêter à confusion et devraient être considérées avec le scepticisme approprié. À titre d'exemple, la *steepness* semblait être estimée à la limite supérieure. En outre, toutes les informations sur ASPM proviennent des CPUE.

Compte tenu des séries temporelles de CPUE contradictoires et de l'impossibilité de discerner objectivement laquelle des tendances était plus exacte, il a été suggéré que deux modèles distincts pour les deux scénarios distincts (hypothèse alternative) soient élaborés, l'un représenté uniquement par les CPUE dotées de tendances croissantes (Modèle_1) et l'autre représenté uniquement par les CPUE dotées de tendances décroissantes (Modèle_2). Même si les données de fréquence de taille étaient informatives, le fait d'améliorer l'ajustement ne s'est pas avéré un exercice utile. Le groupe a convenu que l'utilisation d'un indice combiné (pour toutes les séries temporelles de CPUE contradictoires) camouflerait l'incertitude associée aux différentes tendances de CPUE et qu'il faudrait créer des modèles qui utilisent des données pour toutes les séries de CPUE, plutôt qu'une seule série, et qui soient transparents avec les jeux de données utilisés.

Une longue discussion s'est ensuivie et le groupe a décidé de regrouper les CPUE en fonction de la tendance dominante dans les séries temporelles, ce qui a entraîné les regroupements suivants (**figure 15**) :

1. Celles dotées de tendances croissantes :
 - a. palangre japonaise, 1994-2015
 - b. championnats de canne et moulinet des États-Unis
 - c. filet maillant du Venezuela
 - d. palangre espagnole
2. Celles dotées de tendances décroissantes :
 - a. canne et moulinet du Brésil
 - b. palangre brésilienne
 - c. palangre des États-Unis (observateur)
 - d. palangre du Venezuela
 - e. Taipei chinois époque récente (2009-2014)
3. Celles utilisées dans les deux jeux de données sur la base du fait qu'il s'agit de la seule série temporelle à long terme :
 - a. palangre japonaise 1960-1993
 - b. canne et moulinet du Venezuela

Les paramètres de la population biologique d'entrée pour le modèle SS sont ceux qui ont été examinés et convenus à la section 2.1 au titre du point sur l'âge, la croissance, la mortalité naturelle et la maturité par taille.

Modèle_1.0 et Modèle_2.0

Le groupe a examiné deux scénarios, l'un basé sur les tendances positives de la CPUE (Modèle_1.0) et l'autre basé sur les tendances négatives de la CPUE (Modèle_2.0). L'écart-type dans la distribution a priori de la *steepness* a été ramené de 20 à 10 %. Les deux scénarios ont été jugés plausibles avec différents jeux de données. Il a été noté que les ajustements à l'indice de la prospection (CPUE) étaient comparables dans les deux différents scénarios (**figure 15**). Les longueurs moyennes estimées et observées des pêcheries opérant au filet maillant et à la canne et moulinet étaient comparables, mais elles étaient meilleures pour la pêcherie palangrière du Modèle_1 (**figure 16**). Il a été noté que la taille moyenne des poissons dans la pêcherie de filets maillants a diminué (**figure 17**). On a observé un plus grand échantillon et des tailles moins variables et à ce titre, l'on a créé des ajustements plus étroits de la sélectivité aux informations de taille. Les changements de sélectivité des flottilles palangrières dans le temps pourraient expliquer la raison pour laquelle le modèle ne s'est pas très bien ajusté aux données.

Il a été noté que les deux modèles ont assez bien concordé dans la tendance de la biomasse du stock jusqu'à l'année 2005. Cela s'explique par le fait que les quelques derniers points de données de la série temporelle de CPUE avaient une grande influence sur les trajectoires de la biomasse. Un modèle (Modèle_1) suggère une mortalité par pêche élevée et une biomasse plus faible et l'autre (Modèle_2) suggère le contraire (**figure 18**). Comme un moyen de différencier davantage les deux scénarios, une analyse rétrospective a été proposée pour chacun des deux, en guise de diagnostic. L'examen de l'analyse rétrospective n'a révélé aucun schéma rétrospectif ou biais apparent pour le Modèle_1. Cependant, le Modèle_2 a fait apparaître une forte différence dans les estimations de la biomasse en excluant les données postérieures à 2010. Toutefois, il a été noté que la récente tendance à la hausse dans le Modèle_1 était due à l'indice de la (récente) CPUE japonaise ainsi qu'à l'indice de canne et moulinet des États-Unis. La récente tendance à la baisse du Modèle_2 était presque entièrement due à l'indice brésilien de canne et moulinet (**figure 19**).

Modèle_1.1 et Modèle_2.1

Compte tenu de la forte influence sur la perception actuelle de l'état des stocks exercée par l'indice palangrier japonais (Modèle_1.0) et par l'indice brésilien de canne et moulinet (Modèle_2.0) le groupe a revu les aspects fondamentaux de ces deux séries temporelles de CPUE.

Modèle_1.1. Deux observations ont été faites au sujet de la série temporelle de la CPUE japonaise. Première constatation, l'indice a connu une augmentation marquée entre 2007 et 2008. Deuxième constatation, les coefficients de variation (CV) associés à la deuxième stance de cet indice (2008-2014) ont été bien plus faibles que ceux de la première stance (1994-2007). En raison de ces deux aspects, le modèle d'évaluation a produit une forte hausse dans les estimations de la biomasse entre 2007 et 2008. Les faibles CV pour la deuxième stance ont accentué l'ajustement de cette hausse. Le groupe a déterminé qu'il serait opportun de permettre à la capturabilité de changer entre les deux périodes en utilisant des blocs temporels dans les séries de CPUE pour la série japonaise (en fait en la divisant en deux prospections). Les effets d'un changement de capturabilité indiquent que les modèles ont obtenu de meilleurs résultats que les modèles précédents, et que les écarts de recrutement ne sont pas extrêmement importants (**figure 20**).

Modèle_2.1. Le groupe a ensuite examiné la baisse soudaine de la biomasse au cours de ces dernières années, telle qu'estimée par l'indice brésilien de canne et moulinet. Un examen plus attentif de cet indice a révélé que le point de données de 2009 a été estimé à partir de seulement trois jours d'échantillonnage. Le groupe a conclu que ce point était peu susceptible d'être représentatif et qu'il influençait également la standardisation des autres estimations annuelles de la biomasse relative. En outre, le groupe n'a pas pu estimer un autre indice excluant les données de 2009 au cours de cette réunion et il a par conséquent décidé d'exclure la totalité de l'indice de toute analyse ultérieure. Une fois supprimé, aucun schéma ou biais rétrospectif n'était manifeste (**figure 21**). En outre, les deux scénarios ont concordé bien davantage entre eux, au moins en ce qui concerne l'état actuel du stock (**figure 20**). Le groupe a procédé à l'examen final des quatre modèles possibles (Modèles_1, 2, 1.1 et 2.1) et a décidé d'adopter le Modèle_1.1 et le Modèle_2.1 comme deux scénarios plausibles pour représenter l'état actuel du stock.

Dans le but d'affiner plus encore la plausibilité des deux modèles possibles choisis ci-dessus, une analyse MCMC a été menée sur chacun des paramètres estimés et l'estimation déterministe de l'état du stock (p. ex. F/F_{PME} et B/B_{PME}) a été comparée à la distribution des évaluations de l'état du stock à partir de l'analyse MCMC. Au total, 501.000 scénarios de MCMC ont été réalisés, les 1.000 premiers scénarios ayant été rejetés, s'agissant d'une période de rodage. Les scénarios restants ont été réduits de 1.000, ce qui donne un total de 5.000 scénarios pour l'analyse. L'examen des distributions MCMC du Modèle_1.1 a révélé que la médiane des valeurs de distributions a posteriori du paramètre de steepness était estimée se trouver considérablement plus élevée (environ 0,90) que la valeur du prior informatif utilisé (0,70) (**figure 22**). La distribution de la distribution a posteriori était plutôt étroite par rapport à la distribution du prior, ce qui suggère un signal fort dans les données d'une valeur de steepness supérieure. Trois des paramètres de sélectivité du filet maillant étaient bien estimés, comme en témoigne la forme « normale » des distributions a posteriori, contrairement à deux d'entre, l'un entraînant une distribution uniforme (numéro de paramètre 1) ou l'autre étant fortement incliné vers la gauche (paramètre numéro 6). Le diagramme de Kobe résultant du Modèle_1.1 a montré que, tandis que les estimations ponctuelles de l'état des stocks se trouvaient dans la zone verte (ni surpêché, ni faisant l'objet de surpêche), la grappe des points selon MCMC se trouvait à hauteur de 87 % dans la zone rouge (à la fois surpêché et faisant l'objet de surpêche) (**figure 23**). Cette disparité dans les résultats rend toute perception de l'état des stocks très incertaine.

L'examen des distributions MCMC des distributions a posteriori du Modèle_2.1 suggérait que la valeur médiane de *steepness* était davantage proche (environ 0,8) de celle du prior (0,7) et avait une forme que l'on pourrait escompter de ce paramètre (de type bêta) (**figure 24**). Les estimations des paramètres de sélectivité du filet maillant étaient semblables à celles du Modèle_1.1. Le diagramme de Kobe résultant avait des diagnostics plus désirables que le Modèle_1.1 en ce sens que l'estimation ponctuelle de l'état du stock en 2014 s'inscrivait dans les intervalles de confiance de 95 % de MCMC, mais pas dans les intervalles de confiance de 75 % (**figure 25**). L'estimation ponctuelle de l'état du stock du Modèle_2.1 suggérait que le stock n'est ni surpêché ni faisant l'objet de surpêche ; toutefois, le centroïde de la grappe MCMC suggère que le stock se trouve dans la zone rouge (à la fois surpêché et faisant l'objet de surpêche) (**figure 24**). Cette disparité dans les résultats rend toute perception de l'état du stock à partir du Modèle_2.1 également incertaine.

3.3 Section SRA (Méthodes capture-PME)

Dans les évaluations de stock standard effectuées dans l'Atlantique, les indices d'abondance sont des éléments essentiels pour capter les tendances de la biomasse dans le temps. Pour les voiliers de l'Atlantique, les données de CPUE ont montré des tendances contradictoires dans les stocks de l'Est et de l'Ouest et, par conséquent, le groupe a tenté une méthode basée uniquement sur la capture. La principale méthode utilisée est une technique appelée « Analyse de réduction des stocks » (Zhou et al. 2012, Walters et al. 2006, Martell et Froese 2012, Kimura et Tagart 1982) qui exigeait des postulats concernant la biomasse initiale, le niveau de biomasse au milieu de la série temporelle, et la gamme de niveaux de raréfaction de la biomasse au titre de la dernière année. La technique s'appuie sur de simples modèles de production excédentaire (comme Shaefer, 1954), qui utilisent des données de capture et une estimation de la capacité de charge et de r . Idéalement, ces modèles devraient inclure une mesure des changements survenus dans l'abondance au fil du temps, mais comme indiqué dans Martell et Froese (2012) et Walters et al., (2006), une gamme étroite de paramètres r-K peut être obtenue par des techniques de simulation qui maintiennent la population, de façon à ce qu'elle ne s'effondre pas ni qu'elle dépasse la capacité de charge K. C'est le principe de base de la méthode qui a été élaborée et utilisée lors de l'évaluation.

Méthodes

Cette méthode de Martell et Froese (2012) est basée sur les données de capture et n'a pas besoin de données sur l'effort de pêche ou de données de CPUE. La méthode implique plusieurs étapes. Elle applique un simple modèle de dynamique des populations, commence avec de vastes gammes de prior pour les paramètres clés et comprend les données de capture disponibles dans le modèle. Le modèle parcourt systématiquement des espaces de paramètres possibles et conserve les valeurs de paramètres viables. Les valeurs mathématiquement et biologiquement non viables sont exclues du grand groupement de données. Le modèle obtient progressivement des paramètres de base et réalise des simulations stochastiques en utilisant ces paramètres de base pour obtenir des trajectoires de la biomasse et des paramètres supplémentaires. Ce simple modèle a deux paramètres inconnus, r et K . Le groupe a établi une gamme raisonnablement large de priors, par exemple, K entre C_{\max} et $500 * C_{\max}$. Le groupe a utilisé l'approche proposée dans Martell et Froese (2012) pour obtenir des estimations de la « résilience » liées au paramètre de productivité r (de faibles niveaux de résilience indiquaient un r entre 0,05 et 0,5, une résilience moyenne indiquait un r entre 0,2 et 1 et une résilience élevée un r entre 0,5 et 1,5). Ceux-ci ont été comparés aux valeurs obtenues dans les publications et les méthodes alternatives.

Le groupe a exécuté le modèle (1) pour trouver toutes les valeurs de r mathématiquement viables en cherchant dans la vaste gamme de K pour tous les niveaux de raréfaction. Si le choix viable de r et K sélectionnés correspond aux niveaux de raréfaction intermédiaires (niveau de raréfaction de 0,1 et 1 en 1980) et aux niveaux de raréfaction finaux (la gamme spécifiée était un niveau de raréfaction de 0,3 à 0,7 pour ces stocks d'istiophoridés), celui-ci sera conservé. Le résumé de tous les scénarios qui répondent à ces critères est ensuite utilisé, et les valeurs de la moyenne géométrique sont signalées comme étant la meilleure représentation des objectifs de production (Martell et Froese, 2012). Les paramètres biologiques, y compris K , r , PME, sont obtenus du groupement retenu des valeurs [r , K]. Les valeurs de la moyenne géométrique de ceux-ci servent ensuite à évaluer la dynamique des stocks dans le temps et elles sont représentées dans un diagramme.

SRA Ouest

La méthode fondée uniquement sur la capture des voiliers occidentaux a estimé une PME égale à 1.317 t (l'intervalle de confiance de 95 % se situait entre 1.130 et 1.534) et F_{PME} égale à 0,18 (l'intervalle de confiance de 95 % se situait entre 0,09 et 0,33). La **figure 26** illustre les distributions a posteriori de r , K et PME. Un résumé des estimations des paramètres est fourni au **tableau 13**. Selon les estimations, l'état des stocks serait surpêché ($B_{2014}/B_{PME} = 0,46$, intervalle de confiance de 95 % de 0,23 à 0,61) et il y aurait surpêche ($F_{2014}/F_{PME} = 1,37$, intervalle de confiance de 95 % de 0,69 à 2,45). On constate qu'une grande incertitude entoure l'état actuel de la pêche, alors que les intervalles de confiance de l'état de la biomasse étaient inférieurs à 1, ce qui indique que le stock est actuellement surpêché. La trajectoire de la capture et de la biomasse du stock global est illustrée à la **figure 27**.

SRA Est

La méthode fondée uniquement sur la capture des voiliers orientaux a estimé une PME égale à 1.977 t (l'intervalle de confiance de 95 % se situait entre 1.812 et 2.157) et F_{PME} égale à 0,13 (l'intervalle de confiance de 95 % se situait entre 0,10 et 0,18). La **figure 28** illustre les distributions a posteriori de r , K et PME. Un résumé des estimations des paramètres est fourni au **tableau 14**. Selon les estimations, l'état des stocks serait surpêché ($B_{2014}/B_{PME} = 0,49$, intervalle de confiance de 95 % de 0,22 à 0,70) mais il n'y aurait pas surpêche ($F_{2014}/F_{PME} = 0,96$, intervalle de confiance de 95 % de 0,16 à 2,42). Comme pour les voiliers occidentaux, il a été noté que les estimations de l'état de la biomasse du stock ont été beaucoup moins incertaines que le taux de mortalité par pêche par rapport à F_{PME} . La trajectoire de la capture et de la biomasse du stock global est illustrée à la **figure 29**.

3.4 Résumé des résultats de l'évaluation

Il se pourrait que les stocks de voiliers aussi bien de l'Est que de l'Ouest aient été ramenés à des tailles en-dessous de B_{PME} au cours de ces dernières années, mais il plane une incertitude considérable, du fait que beaucoup de modèles examinés avaient des problèmes de convergence et que les surfaces de vraisemblance maximum étaient plates et n'étaient pas bien définies.

Océan Atlantique Ouest

Les priors utilisés dans les modèles ont exercé une forte influence dans les modèles ASPIC examinés dans l'Ouest. Ils n'ont pas pu fournir l'état des stocks en raison de la grande incertitude entourant les estimations des points de référence et de la convergence généralement insuffisante du modèle. Le modèle BSPM n'a pas convergé dans l'océan Atlantique Ouest. Les modèles intégrés ont été aussi peu concluants que les modèles ASPIC et BSPM quant à l'état des stocks. Même si les estimations MLE ont indiqué que le stock n'était pas surpêché et ne faisait pas l'objet de surpêche, les diagnostics MCMC ont indiqué le contraire. Des modèles alternatifs employant des méthodes limitées en données ont suggéré que le stock dans l'Atlantique Ouest était surpêché et qu'il y avait surpêche. Il y a une grande incertitude dans ces résultats, et ces derniers doivent être interprétés avec prudence.

Océan Atlantique Est

Les modèles BSPM, ASPIC et SRA dans l'Est montraient des tendances semblables dans les trajectoires de la biomasse et les niveaux de mortalité par pêche ; les tendances de l'abondance donnent à penser que les stocks de l'Est ont subi leur plus forte chute en termes d'abondance avant 1990. Différents scénarios des modèles indiquent une tendance descendante/ascendante au cours de ces dernières années en fonction des séries de CPUE sélectionnées. La majorité des modèles examinés dans BSPM/ASPIC/SRA indiquent que le stock est surpêché, mais que l'état de surpêche est incertain.

4 Recommandations de gestion

Une grande incertitude plane encore sur les évaluations des stocks de l'Est et de l'Ouest. Les indices d'abondance disponibles montrent des tendances contradictoires pour les deux stocks et l'on craint que les prises déclarées, rejets morts compris, puissent être incomplètes. Néanmoins, il est à noter que d'importantes améliorations ont eu lieu depuis la dernière évaluation. Davantage d'indices d'abondance sont disponibles et les standardisations ont fait l'objet d'une amélioration générale, favorisée en partie par l'atelier sur les CPUE tenu avant cette réunion. En outre, cette évaluation a incorporé de nouvelles données et de nouvelles approches de modélisation. Comme ce fut le cas lors de l'évaluation du stock de voiliers de 2009 (Anon. 2010), les résultats pour le stock de l'Est étaient plus pessimistes que pour le stock de l'Ouest en ce sens que la plupart des résultats indiquaient que la récente biomasse du stock se situait en-dessous de B_{PME} .

4.1 Stock de l'Est

Les voiliers de l'Atlantique Est semblent avoir subi une nette diminution depuis les années 70, atteignant un creux au début des années 90. Tous les résultats des modèles s'accordent pour affirmer que le stock est actuellement surpêché. Depuis 2010, les prises semblent avoir diminué sensiblement. Cependant, les modèles sont en désaccord sur la question de savoir s'il y a ou non surpêche et si le stock est en train de se rétablir. Basé sur les résultats de l'évaluation et compte tenu de l'incertitude associée, le groupe recommande au minimum que les prises ne dépassent pas les niveaux actuels. En outre, compte tenu de la possibilité que la surpêche puisse se produire, la Commission pourrait envisager des réductions des niveaux de capture.

4.2 Stock de l'Ouest

Les modèles de l'évaluation concordent sur des estimations de la PME entre 1.200 et 1.400 t. Même si les prises actuelles sont bien inférieures à ce niveau, il est possible que la biomasse soit en dessous de B_{PME} , auquel cas la surpêche pourrait se produire. Sur la base des résultats de l'évaluation et compte tenu de l'incertitude associée, le groupe recommande que les prises de voiliers de l'Atlantique Ouest ne dépassent pas les niveaux actuels. L'utilisation d'hameçons circulaires à courbure dans l'axe comme engin terminal pourrait constituer une approche visant à réduire la mortalité par pêche. De récents travaux de recherche ont démontré que, dans le cas de certaines pêcheries palangrières, l'utilisation d'hameçons circulaires à courbure dans l'axe s'est traduite par une réduction de la mortalité des makaires, alors que les taux de capture de plusieurs espèces cibles sont restés au même niveau ou dépassaient les taux de capture observés avec l'utilisation d'hameçons traditionnels en forme de « J » ou des hameçons circulaires à courbure désaxée. Actuellement, trois Parties contractantes de l'ICCAT (à savoir, le Brésil, le Canada et les États-Unis) imposent déjà l'utilisation des hameçons circulaires à leurs flottilles palangrières pélagiques ou encouragent leur emploi.

5 Recommandations sur la recherche et les statistiques

1. Le groupe a examiné les paramètres disponibles du cycle vital et a constaté que plusieurs nouveaux paramètres du cycle vital ont été estimés au cours de ces dernières années. Le groupe a recommandé que la section consacrée aux voiliers dans le manuel de l'ICCAT reflète ces nouvelles estimations.
2. Le groupe a remarqué que l'on ne disposait pas d'estimations de croissance solides des voiliers de l'Atlantique. Le groupe a recommandé que des paramètres de croissance soient estimés pour les stocks de voiliers de l'Atlantique.
3. Le groupe a recommandé que de nouvelles informations sur la structure des stocks soient prises en compte avant de futures évaluations.
4. Le groupe a examiné les données de marquage disponibles pour les voiliers, constatant que plus de 118.000 remises à l'eau de marques sont documentées pour cette espèce. La majorité des remises à l'eau ont eu lieu au large de la côte Est des États-Unis, mais le marquage a également eu lieu au large du Venezuela et du Brésil. Le groupe a recommandé que les données soient davantage évaluées avant la prochaine évaluation afin de déterminer si les données peuvent être formatées pour être incorporées dans les modèles de Stock synthèse pour les voiliers de l'Ouest.

5. Le groupe continue d'exprimer ses préoccupations concernant la qualité et l'exhaustivité des données de la tâche 1 et 2. Par conséquent, le groupe recommande que toutes les CPC déclarent les rejets morts, tout comme les débarquements complets et des échantillons de taille représentatifs de toutes leurs pêcheries.
6. Le groupe a recommandé que les captures de voiliers déclarées par le Ghana soient révisées en raison de différences dans les périodes temporelles.
7. Le groupe a recommandé que les futures évaluations de l'état des stocks d'istiophoridés incluent des indices combinés des flottilles dotées de caractéristiques opérationnelles similaires.
8. Notant les graves difficultés rencontrées dans l'interprétation et l'ajustement des indices à l'intérieur du modèle d'évaluation des stocks, le groupe recommande des travaux visant à envisager la manière de concilier des schémas de CPUE divergents susceptibles d'être une fonction des changements dans la distribution spatiale des flottilles, dans l'océanographie ou le ciblage.

6 Autres questions

Le document SCRS/2016/ 095 (Plan de conservation et de gestion des istiophoridés des Caraïbes) a été mis à la disposition du groupe depuis la date limite de soumission des documents au Secrétariat de l'ICCAT. En raison des contraintes de temps au cours de la réunion d'évaluation, le document n'a pas été présenté à la réunion. Tous les commentaires et informations sur le document peuvent être adressés à l'auteur.

7 Adoption du rapport et clôture

Le rapport a été adopté pendant la réunion. Le rapporteur a remercié les organisateurs locaux pour l'excellente logistique de la réunion ainsi que les participants pour leur efficacité et le travail intense accompli. Le Secrétariat a réitéré ses remerciements aux hôtes pour l'organisation exceptionnelle de la réunion et le chaleureux appui fourni aux participants. La réunion a été levée.

Bibliographie

- Anon. 2010. Report of the 2009 ICCAT Sailfish Stock Assessment Session (Recife, Brazil, June 1 to 5, 2009). ICCAT Collect. Vol. Sci. Pap. 65(5): 1507-1632.
- Anon. 2015. 2014 Intersessional meeting of the Billfish Species Group (*Veracruz, Mexico, 2-6 June 2014*). ICCAT Collect. Vol. Sci. Pap. 71(5): 2139-2202.
- Anon. 2016. Report of the Biennial Period, 2014-15, Part II (2015) – Vol. 2. English version. 351 pp.
- Arocha, F., Narvaez M., Laurent C., Silva J. and Marcano L.A. 2016. Spatial and temporal distribution patterns of sailfish (*Istiophorus albicans*) in the Caribbean Sea and adjacent waters of the western Central Atlantic, from observer data of the Venezuelan fisheries. ICCAT Collect. Vol. Sci. Pap. 72(8): 2102-2116.
- Babcock, E. and Arocha, F. 2015. Standardized CPUE from the rod and reel and small scale gillnet fisheries of La Guaira, Venezuela. ICCAT Collect. Vol. Sci. Pap. 71(5): 2239-2255.
- Babcock, EA 2007. Application of a Bayesian surplus production model to Atlantic white marlin. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 60(5): 1643-1651.
- Carruthers, T. and McAllister, M. 2011. Computing prior probability distributions for the intrinsic rate of increase for Atlantic tuna and billfish using demographic methods. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 66(5): 2202-2205.
- Cerdenares-Ladrón De Guevara, G., Morales-Bojórquez, E., and Rodríguez-Sánchez, R. 2011. Age and growth of the sailfish *Istiophorus platypterus* (Istiophoridae) in the Gulf of Tehuantepec, Mexico, Marine Biology Research, 7:5, 488-499.

- Hoening, J.M. 1983. Empirical use of longevity data to estimate mortality rates. *Fish. Bull.*, 82: 898–903.
- Kimura, D.K., and Tagart, J.V. 1982. Stock reduction analysis, another solution to the catch equations. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 39: 1467-1472.
- Martell, S. and Froese, R. 2012. A simple method for estimating MSY from catch and resilience. *Fish and Fisheries*. doi: 10.1111/j.1467-2979.2012.00485.x
- McAllister, MK and Babcock, EA. 2003. Bayesian surplus production model with the Sampling Importance Resampling algorithm (BSP): a user's guide. Available from www.iccat.int/en/AssessCatalog.htm
- McAllister, MK, EK Pikitch, and EA Babcock. 2001. Using demographic methods to construct Bayesian priors for the intrinsic rate of increase in the Schaefer model and implications for stock rebuilding. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 58: 1871–1890.
- Meyer, R. and R. B. Millar 1999. BUGS in Bayesian stock assessments. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences* 56(6): 1078-1087.
- Schaefer, M.B. 1954. Some aspects of the dynamics of populations important to the management of commercial marine fisheries. *Bulletin, Inter-American Tropical Tuna Commission* 1:27-56.
- Then, A. Y., J. Hoening, N.G. Hall, D.A. Hewitt. 2015. Evaluating the predictive performance of empirical estimators of natural mortality rate using information on over 200 fish species. *ICES Journal of Marine Science*, 72:82-92.
- Walters, C. Martell, S., and Korman, J. 2006. A stochastic approach to stock reduction analysis. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 63: 212-223.
- Zhou, S., Yin, S., Thorson, J.T., Smith, A.D.M., Fuller, M. 2012. Linking fishing mortality reference points to life history traits: an empirical study. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Science*, 69: 1292–1301.

TABLEAUX

Tableau 1. Différenciation d'ADN mitochondrial entre les groupes de voiliers de l'Atlantique affichant des valeurs par paires de F_{st} (en dessous de la diagonale) et les valeurs respectives de p (au-dessus de la diagonale).

Tableau 2. Différentes études sur la croissance publiées sur le voilier utilisées pour évaluer la structure probable du paramétrage.

Tableau 3. Prises estimées (t) de voiliers de l'Atlantique (*Istiophorus albicans*) par zone, engin et pavillon.

Tableau 4. Estimations du stock du voilier de l'Est capturé en tant que prise accessoire par la flottille de senneurs ciblant les thonidés tropicaux de l'Union européenne a) sous DCP et b) sur bancs libres.

Tableau 5. Catalogues des données de la tâche II pour les stocks de voiliers de l'Ouest (a) et de l'Est (b).

Tableau 6. Appositions et récupérations de marques par année dans la base de données de marquage de l'ICCAT.

Tableau 7. Indices d'abondance utilisés pour l'évaluation du stock de voiliers de l'Ouest : US-LL (pêcherie palangrière des États-Unis estimée à partir de données d'observateurs), US-RR (canne et moulinet des États-Unis, tournois récréatifs), VEN-RR (pêcherie récréative de canne et moulinet du Venezuela), VEN-GILL (filet maillant du Venezuela), VEN-LL (pêcherie palangrière du Venezuela), BRA-LL (pêcherie palangrière du Brésil), BRA-RR (pêcherie brésilienne récréative de canne et moulinet), JPN-LL1 (pêcherie palangrière du Japon 1994-2014), JPN-LL2 (pêcherie palangrière du Japon 1960-1993), SPA-LL (pêcherie palangrière de l'UE-Espagne), CH-T-LL (pêcherie palangrière du Taipei chinois).

Tableau 8. Indices d'abondance utilisés pour l'évaluation du stock de voiliers de l'Est : CIV-ART (pêche artisanale de Côte d'Ivoire), SEN-ART (pêche artisanale du Sénégal), GHA-ART (pêche artisanale du Ghana), JPN-LL1 (pêche palangrière du Japon 1994-2014), JPN-LL2 (pêche palangrière du Japon 1960-1993), SPA-LL (pêche palangrière de l'UE-Espagne), CH-T-LL (pêche palangrière du Taïpei chinois), POR-LL (pêche palangrière de l'UE-Portugal).

Tableau 9. Scénarios du modèle de production bayésien pour l'Est.

Tableau 10. Moyennes et coefficients de variation des paramètres des modèles BSP-JAGS pour l'Est.

Tableau 11. Résultats pour le voilier de l'Atlantique Est avec des scénarios de prise variable, indices utilisés, division de la série du Ghana (Ghana1 et Ghana2) et omission de l'indice ghanéen de 1988 à 1990.

Tableau 12. Résultats par bootstrap des scénarios ASPIC pour le scénario ASPIC E1 incluant des indices de CPUE présentant une tendance négative.

Tableau 13. Paramètres clés associés à l'analyse de production de stock pour le voilier de l'Ouest.

Tableau 14. Paramètres clés associés à l'analyse de production de stock pour le voilier de l'Est.

FIGURES

Figure 1. Distribution spatiale de l'échantillonnage d'ADN mitochondrial de voiliers.

Figure 2. Indices d'abondance du voilier prédits à partir des modèles additifs généralisés delta ajustés pour janvier-mars (a), avril-juin (b), juillet-septembre (c) et octobre-décembre (d). Les prévisions ont été obtenues sur la base de quadrillages de cellules ($0,1^\circ$ latitude sur $0,1^\circ$ longitude) représentant les moyennes saisonnières des descripteurs numériques du modèle pour l'année 2010. Les quadrillages ont été élaborés au moyen des données de NCEI et de la NOAA. Les diagrammes ont été élaborés à partir des quadrillages diurnes (les quadrillages nocturnes affichaient des schémas similaires avec des indices d'abondance légèrement plus élevés).

Figure 3. Diagrammes de croissance Von Bertalanffy examinés pour déterminer les paramètres de croissance appropriés du voilier à utiliser dans l'évaluation.

Figure 4. Prises nominales de tâche I du voilier (t) par an pour le stock de l'Ouest (ligne rouge) et de l'Est (ligne bleue).

Figure 5. Déplacements en ligne droite entre les lieux de remise à l'eau et de récupération (mouvement apparent), obtenus à partir des marques conventionnelles apposées sur des voiliers.

Figure 6. Densité (carrés de $5^\circ \times 5^\circ$) de remises à l'eau (à gauche) et de récupérations (à droite) de voilier.

Figure 7. Indices d'abondance utilisés pour l'évaluation du stock de voilier de l'Ouest.

Figure 8. Indices d'abondance utilisés pour l'évaluation du stock de voilier de l'Est.

Figure 9. Trajectoires de la biomasse et du taux de capture des modèles BSP-JAGS pour l'Est.

Figure 10. Analyse rétrospective pour le scénario ASPIC E1 pour F/F_{PME} (panneau supérieur) et B/B_{PME} (panneau inférieur).

Figure 11. Analyse rétrospective pour le scénario ASPIC E3 pour F/F_{PME} (panneau supérieur) et B/B_{PME} (panneau inférieur).

Figure 12. Prior dans F_{PME} pour le modèle de production excédentaire ASPIC pour le voilier de l'Atlantique Ouest.

Figure 13. Panneau supérieur : profil de surface de la fonction objective pour le modèle de base ASPIC du voilier de l'Ouest. Le contour s'aplatit à une PME d'environ 1.600 t dans toute la gamme de F_{PME} postulée. Panneau inférieur : profil de vraisemblance échelonné à la vraisemblance maximale affichant une convergence du modèle à la limite supérieure à F_{PME} .

Figure 14. Estimations par bootstrap de F_{PME} à partir du modèle de base ASPIC pour le voilier de l'Ouest. La distribution des estimations s'étend entre les limites inférieures (0,01) et supérieures (0,8) définies dans le modèle.

Figure 15. Ajustement aux indices d'abondance utilisés dans Modèle_1 (à gauche) et Modèle_2 (à droite).

Figure 16. Poids moyen de la capture observé (barres) et escomptés (lignes bleues) obtenu à partir de trois types d'engin pour le Modèle_1 (à gauche) et le Modèle_2 (à droite).

Figure 17. Ajustement global aux données de composition des tailles des trois types d'engins pour le Modèle_1 (en haut) et le Modèle_2 (en bas).

Figure 18. Tendances historiques estimées de la biomasse du stock reproducteur (en haut à gauche), du recrutement (en haut à droite), de F/F_{PME} (en bas à gauche) et de B/B_{PME} (en bas à droite) pour le Modèle_1 (en bleu) et Modèle_2 (en rouge).

Figure 19. Analyses rétrospectives du Modèle_1 (en haut) et du Modèle_2 (en bas)

Figure 20. Tendances historiques estimées de la biomasse du stock reproducteur (en haut à gauche), du recrutement (en haut à droite), de F/F_{PME} (en bas à gauche) et de B/B_{PME} (en bas à droite) pour le Modèle_1 (en bleu foncé) et Modèle_2 (en rouge foncé), Modèle_1.1 (en bleu clair) et Modèle_2.1 (en rouge clair).

Figure 21. Analyse rétrospective pour le Modèle_2.1.

Figure 22. Prior, vraisemblance maximale et distributions a posteriori à partir de l'analyse MCMC du Modèle_1.1. Le triangle rouge représente la valeur de départ et la ligne en pointillés la valeur de la médiane de la distribution a posteriori.

Figure 23. Diagramme de l'état du stock de Kobe pour le Modèle_1.1.

Figure 24. Prior, vraisemblance maximale et distributions a posteriori à partir de l'analyse MCMC du Modèle_2.1. Le triangle rouge représente la valeur de départ et la ligne en pointillés la valeur de la médiane de la distribution a posteriori.

Figure 25. Diagramme de l'état du stock de Kobe pour le Modèle_2.1.

Figure 26. Distributions a posteriori de r , K et PME pour le modèle SRA appliqué au voilier de l'Ouest.

Figure 27. Trajectoire de la médiane de la biomasse du voilier de l'Ouest.

Figure 28. Distributions a posteriori de r , K et PME pour le modèle SRA appliqué au voilier de l'Est.

Figure 29. Trajectoire de la médiane de la biomasse du voilier de l'Est.

APPENDICES

Appendice 1. Ordre du jour.

Appendice 2. Liste des participants.

Appendice 3. Liste des documents.

Appendice 4. Estimations des données du Ghana.

Appendice 5. Modèles de production excédentaire de type bayésien pour l'Est.

Appendice 6. Estimation démographique de r .

Table 1. Mitochondrial DNA differentiation among Atlantic sailfish groups showing pairwise F_{st} values (below diagonal) and respective p values (above diagonal).

	<i>NW Atlantic (Miami)</i>	<i>Brazil</i>	<i>Africa (Senegal)</i>
NW Atlantic (Miami)	–	0.8823	0.00430
Brazil	0.04049	–	0.10523
Africa (Senegal)	0.14204	0.02774	–

Table 2. Different growth studies published on sailfish used to assess likely parameter structure.

Species	t_0	k	LINF	Sex	Region	Citation	Measurement	LINF LJFL	LINF EFL	Converted k
Sailfish	-0.24	0.36	180.6	Combined	Mazatlan	Cerdenares-Ladrón De Guevara et al	EFL	206.82	180.60	0.36
Sailfish	-0.004	0.37	207.46	Combined	Eastern Pacif	Fitchett and Ehrhardt, 2016 (Dissert)	EFL	236.26	207.46	0.37
Sailfish	-3.312	0.1586	183	F	Florida	Hedgepeth and Jolley 1983	EFL	209.46	183.00	0.16
Sailfish	-1.959	0.3014	147	M	Florida	Hedgepeth and Jolley 1983	EFL	170.00	147.00	0.30
Sailfish	-0.0015	0.8	203.6	Combined	Mexico	Alvarado-Castillo and Felix-Uraga, 1995	LJFL	203.60	178.92	0.73
Sailfish	-4.207	0.11	261.4	F	Taiwan	Chiang et al 2004	LJFL	261.40	233.57	0.10
Sailfish	-2.99	0.138	250.3	F	Taiwan	Chiang et al 2004	LJFL	250.30	223.30	0.13
Sailfish	0	0.617	221	F	Atlantic US	Ehrhardt and Deleveaux 2006	LJFL	221.00	196.17	0.57
Sailfish	-1.08	0.18	251.4	F	Tehuantepec	Ramírez-Pérez et al., 2012	LJFL	251.40	224.31	0.17
Sailfish	-3.916	0.115	252.6	M	Taiwan	Chiang et al 2004	LJFL	252.60	222.35	0.10
Sailfish	-2.781	0.145	240.4	M	Taiwan	Chiang et al 2004	LJFL	240.40	211.26	0.13
Sailfish	0	0.583	160.8	M	Atlantic US	Ehrhardt and Deleveaux 2006	LJFL	160.80	138.90	0.53
Sailfish	-1.37	0.16	256.7	M	Tehuantepec	Ramírez-Pérez et al., 2011	LJFL	256.70	226.08	0.15
Sailfish	-1.246	0.1466	179.6	Combined	NE Brazil	Freire et al, 1999	EFL	205.73	179.60	0.13

Table 4. Estimates of the eastern stock of sailfish caught as bycatch in the EU tropical tuna purse seine fleet for a) FAD and b) free school sets

a)

<i>FAD Sets</i>	<i>Sets</i>	<i>Obs. (mt)</i>	<i>Est. (mt)</i>	<i>SD</i>
2003	-	-	-	-
2004	-	-	-	-
2005	5	0.27	12.50	5.44
2006	3	0.65	11.40	8.06
2007	4	0.14	4.20	1.93
2008	3	1.17	24.77	16.67
2009	5	0.19	4.97	2.56
2010	4	0.14	2.11	1.13
2011	4	0.17	6.26	4.01
2012	7	0.24	8.29	3.48
2013	7	0.17	2.82	1.19

b)

<i>Free Sets</i>	<i>Sets</i>	<i>Obs. (mt)</i>	<i>Est. (mt)</i>	<i>SD</i>
2003	16	0.86	98.57	37.45
2004	-	-	-	-
2005	8	0.72	38.06	18.86
2006	7	1.40	56.37	30.41
2007	15	4.99	98.64	48.81
2008	19	1.00	11.54	3.14
2009	22	1.46	34.35	9.18
2010	46	3.22	30.81	7.95
2011	43	6.36	131.84	38.55
2012	43	3.69	113.44	42.73
2013	32	2.38	223.89	88.24

Table 5. Data catalogues for Task II data for the a) Western and b) Eastern Sailfish stocks.

a)

Species	Stock	Status	FlagName	GearGrp	DSet	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
SAI	AT	CP	Venezuela	LL	t1	94	129	170	271	148	139	167	165	333	227	190	186	188	233	387	476	907	363	269	320	409	498	404	262	112	142
SAI	W	CP	Venezuela	LL	t2	-1	b	ab	a	-1	-1	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	-1							
SAI	AT	CP	Brazil	LL	t1	98	65	285	201	60	97	76	69	106	278	531	412	325	347	208	415	82	59	75	73	76	135	106	25	57	
SAI	W	CP	Brazil	LL	t2	a	a	ab	a	a	a	a	a	a	ab	ab	ab	a	a	a	ab	a	a								
SAI	AT	CP	EU.España	LL	t1	0	8	13	13	19	36	5	30	42	7	14	354	449	196	181	113	148	248	393	451	306	233	239	229	244	
SAI	W	CP	EU.España	LL	t2	-1	-1	-1	b	b	-1	b	b	-1	b	b	b	b	b	-1	b	b	-1	b	b	b	-1	-1	-1	-1	
SAI	AT	CP	U.S.A.	RR	t1	242	341	290	201	179	342	230	349	267	163	76	58	103		0	0	0	0	3	3	0	0	7	3	2	
SAI	W	CP	U.S.A.	RR	t2	ab	ab	ab	ab	ab	b	ab	b	ab	b	b	-1	b	b	b	b	b	b	b	ab	b	b	b	b	b	
SAI	AT	CP	Venezuela	GN	t1		41	25	60	65	41	88	114	182	140	71	64	88	93	122	131	135	186	113	96	89	92	139	79	98	
SAI	W	CP	Venezuela	GN	t2		ab	a	ab	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	a	a	a	a	a								
SAI	AT	NCO	Grenada	UN	t1	218	316	310	246	151	119	56	83	151	148	164	187														
SAI	W	NCO	Grenada	UN	t2	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1													
SAI	AT	NCO	Dominican Republic	SU	t1	40	31	98	50	90	40	40	101	89	27	67	81	260	91	144	165	133	147								
SAI	W	NCO	Dominican Republic	SU	t2	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1							
SAI	AT	NCO	Grenada	LL	t1													151	171	112	147	159	174	216	183						
SAI	W	NCO	Grenada	LL	t2													-1	a	a	a	a	a	a	-1						
SAI	AT	CP	Brazil	SU	t1	184		33	21	41	143	224	67	78	78	67				326	0										
SAI	W	CP	Brazil	SU	t2	-1		-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1				-1	-1										
SAI	AT	CP	Brazil	UN	t1													222	238			58	60	193	360	1	0	0			
SAI	W	CP	Brazil	UN	t2													-1	-1			-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1			
SAI	AT	NCO	Cuba	UN	t1		83	70	42	46	37	37	40	28	196	208	68	32	18	50	72	47	56								

Table 6. Tag releases and recaptures by year in the ICCAT tagging database.

Year	Releases	Recaptures	Years at liberty								ERROR	% recapt*	
			< 1	1 - 2	2 - 3	3 - 4	4 - 5	5 - 10	10+	15+			
1950	2	1		1									50.0%
1951	1	1	1										100.0%
1952	2	2	2										100.0%
1953	1	1				1							100.0%
1954	3	0											
1955	13	2		2									15.4%
1956	2	1				1							50.0%
1957	59	2	1	1									3.4%
1958	31	2	1	1									6.5%
1959	252	1		1									0.4%
1960	926	5	3	2									0.5%
1961	1303	7	5	2									0.5%
1962	1497	10	7	3									0.7%
1963	1423	8	8										0.6%
1964	1305	6	6										0.5%
1965	1316	9	8	1									0.7%
1966	1277	17	13	2	1			1					1.3%
1967	877	13	12	1									1.5%
1968	847	10	8	2									1.2%
1969	819	7	5	1			1						0.9%
1970	632	2	1			1							0.3%
1971	1074	4	2	1	1								0.4%
1972	920	6	3	3									0.7%
1973	914	17	7	8			1			1			1.9%
1974	870	10	4	4	2								1.1%
1975	1017	17	14	3									1.7%
1976	1464	22	15	7									1.5%
1977	1391	32	24	4	1	2			1				2.3%
1978	1549	32	18	11	2					1			2.1%
1979	1860	37	23	4	5	2	1				2		2.0%
1980	2125	49	24	9	2	1	1			11	1		2.3%
1981	1853	43	34	4	4	1							2.3%
1982	1643	32	20	7	2	2	1						1.9%
1983	1824	13	8	4	1								0.7%
1984	2212	32	16	7	4	2	1		2				1.4%
1985	1912	41	26	8	3		2		2				2.1%
1986	2238	44	32	8	4								2.0%
1987	1999	46	24	10	6	3			3				2.3%
1988	2487	50	30	7	4	4	2		3				2.0%
1989	2183	50	24	18	7		1						2.3%
1990	3403	85	48	23	6	6	1		1				2.5%
1991	4912	140	75	41	17	2	3		2				2.9%
1992	5878	147	87	41	13	2	1		3				2.5%

1993	5540	124	80	29	11		1	3				2.2%
1994	5708	93	57	16	9	7	1	3				1.6%
1995	6512	96	57	23	7	6	1	2				1.5%
1996	4933	118	63	31	17	2	3	2				2.4%
1997	5454	106	58	26	13	5	2	2				1.9%
1998	5021	106	56	30	12	5	1	1		1		2.1%
1999	7174	127	83	24	12	5	1	2				1.8%
2000	5148	54	36	9	7					2		1.0%
2001	3866	43	27	8	2	2	3			1		1.1%
2002	4186	31	21	6	1	2				1		0.7%
2003	2977	17	12	4	1							0.6%
2004	447	17	8	7	1					1		3.8%
2005	448	23	17	6								5.1%
2006	8	8	7							1		100.0%
2011	5	1	1									20.0%
Grand Total	115743	2020	1222	471	181	63	28	32	13	3	7	1.7%

Table 7. Indices of abundance used for the assessment of SAI western stock: US-LL (US longline estimated from observer data), US-RR (US rod and reel, recreational tournaments), VEN-RR (Venezuela recreational rod and reel), VEN-GILL (Venezuela gillnet), VEN-LL (Venezuela longline), BRA-LL (Brazil longline), BRA-RR (Brazil recreational rod and reel), JPN-LL1 (Japan longline 1994-2014), JPN-LL2 (Japan longline 1960-1993), SPA-LL (E.U. Spain longline), CH-T-LL (China-Taipei longline).

	<i>US-LL</i>	<i>US-RR</i>	<i>VEN-RR</i>	<i>VEN-GILL</i>	<i>VEN-LL</i>	<i>BRA-LL</i>	<i>BRA-RR</i>	<i>JPN-LL1</i>	<i>JPN-LL2</i>	<i>SPA-LL</i>	<i>CH-T-LL</i>
<i>Units</i>	<i>number</i>	<i>number</i>	<i>number</i>	<i>weight</i>	<i>number</i>	<i>number</i>	<i>number</i>	<i>number</i>	<i>number</i>	<i>weight</i>	<i>number</i>
<i>Source</i>	<i>SCRS/2015/185</i>	<i>SCRS/2016/093</i>	<i>SCRS/2014/065</i>	<i>SCRS/2016/075</i>	<i>SCRS/2015/084</i>	<i>SCRS/2016/092</i>	<i>SCRS/2015/209</i>	<i>SCRS/2016/094</i>	<i>2009 assessment</i>	<i>SCRS/2016/071</i>	<i>SCRS/2016/102</i>
1960									0.804		
1961			0.33						1.103		
1962			0.27						1.397		
1963			0.12						1.355		
1964			0.16						1.525		
1965			0.18						1.867		
1966			0.38						1.973		
1967			0.22						2.215		
1968			0.3						3.308		
1969			0.3						2.272		
1970			0.25						2.159		
1971			0.37						1.435		
1972		0.49	0.31						1.182		
1973		0.97	0.26						1.397		
1974		0.55	0.25						1.377		
1975		1.4	0.15						0.75		
1976		1.02	0.2						0.754		
1977		1.39	0.09						1.665		
1978		1.4	0.06			0.35			1.252		
1979		1.29	0.06			0.501			1.145		
1980		1.41	0.09			0.411			0.925		
1981		1.13	0.08			0.389			1.291		
1982		0.35	0.04			0.232			1.305		
1983		0.36	0.12			0.435			1.35		
1984		0.54	0.21			0.153			1.001		
1985		0.4	0.17			0.089			0.752		
1986		0.77	0.1			0.13			0.844		
1987		0.62	0.17		5.627	0.334			0.926		
1988		0.61	0.09		2.118	0.277			0.69		
1989		0.5	0.12		1.575	0.483			0.506		
1990		0.67			0.931	0.094			0.376		
1991		0.62	0.04	16.04	0.899	0.296			0.611		
1992	1.965	0.6	0.07	29.02	0.742	0.213			0.519		
1993	1.645	0.73		24.03	0.271	0.476			0.467		
1994	0.913	1.12	0.08	22.21	0.759	0.081		0.079			
1995	0.681	0.94	0.05	23.24	0.664	0.258		0.029			
1996	0.707	1.09	0.02	20.16	0.75	0.236	0.19	0.053			
1997	0.906	1.06	0.01	29.17	0.676	0.246	0.38	0.127			
1998	0.666	1.11	0.02	28.55	0.933	0.225	0.29	0.075			
1999	1.854	0.66	0.01	28.92	2.397	0.16	0.17	0.152			

2000	2.689	0.61	0.06	23.83	0.693	0.218	0.45	0.094		
2001	1.002	0.74	0.06	22.42	0.431	0.304	0.23	0.017	0.61356	
2002	0.661	0.83		20.51	0.507	0.154	0.26	0.047	0.78549	
2003	0.456	0.94		19.74	0.314	0.241	0.42	0.098	0.68082	
2004	0.791	0.99		21.12	0.347	0.213	0.29	0.046	0.35385	
2005	1.011	0.97		25.17	0.405	0.443	0.43	0.118	0.66841	
2006	0.521	1.14		28.43	0.726	0.186	0.58	0.082	0.62019	
2007	0.608	0.97		31.02	1.84	0.152	0.62	0.017	0.81285	
2008	1.105	1.57		31.75	0.462	0.077	0.46	0.227	1.18685	
2009	0.796	1.74		32.35	0.526	0.271	0.02	0.223	1.40152	0.054
2010	0.877	1.79		31.56	0.511	0.05	0.16	0.213	1.39395	0.083
2011	0.768	2.03		37.75	0.724	0.179	0.11	0.272	1.238	0.068
2012	1.087	2.08		36.13	0.946	0.033	0.14	0.122	1.22106	0.086
2013	0.631	1.45		37.8	0.784		0.19	0.105	1.86786	0.058
2014	0.658	1.33		40.24	0.442		0.07	0.234	1.15559	0.027

Table 8. Indices of abundance used for the assessment of SAI eastern stock: CIV-ART (Cote d'Ivoire artisanal), SEN-ART (Senegal artisanal), GHA-ART (Ghana artisanal), JPN-LL1 (Japan longline 1994-2014), JPN-LL2 (Japan longline 1960-1993), SPA-LL (E.U. Spain longline), CH-T-LL (China-Taipei longline), POR-LL (E.U. Portugal longline).

	<i>CIV-ART</i>	<i>SEN-ART</i>	<i>GHA-ART</i>	<i>JPN-LL1</i>	<i>JPN-LL2</i>	<i>SPA-LL</i>	<i>CH-T-LL</i>	<i>POR-LL</i>
<i>Units</i>	<i>number</i>	<i>weight</i>	<i>weight</i>	<i>number</i>	<i>number</i>	<i>weight</i>	<i>number</i>	<i>weight</i>
<i>Source</i>	<i>Konan et al. 2010</i>	<i>SCRS/P/2016/026</i>	<i>SCRS/P/2016/027</i>	<i>SCRS/2016/094</i>	<i>no current paper</i>	<i>SCRS/2016/071</i>	<i>SCRS/2016/102</i>	<i>SCRS/2016/098</i>
1960					0.736			
1961					5.036			
1962					1.080			
1963					0.778			
1964					2.405			
1965					2.028			
1966					1.951			
1967					0.660			
1968					1.799			
1969					2.846			
1970					4.269			
1971					1.086			
1972					1.007			
1973					0.579			
1974			0.211895562		0.470			
1975			0.861368814		0.449			
1976			0.957747662		0.612			
1977			0.112948668		0.375			
1978			0.163621417		0.686			
1979			0.212812227		0.262			
1980			0.180083326		0.527			
1981		0.748	0.086482684		0.325			
1982		1.104	0.935583116		1.078			
1983		0.695			0.421			
1984		0.480	0.201801942		1.147			
1985		0.975	0.175561492		0.635			
1986		1.127	0.509489735		0.670			
1987		1.526	0.262844857		0.485			
1988	0.610	1.268	4.668112227		0.483			
1989	0.300	1.904	0.028988173		0.398			
1990	0.350	1.479	1.526036311		0.250			
1991	0.400	1.491	3.314307472		0.198			
1992	0.180	1.293	1.931277986		0.212			
1993	0.180	0.780	1.863091017		0.379			
1994	0.240	0.335	1.626846167	0.046				
1995	0.120	0.612	0.775487009	0.048				
1996	0.110	1.263	2.386733581	0.040				
1997	0.190	1.892	1.294619842	0.028				
1998	0.160	1.244	0.823348625	0.038				
1999	0.250	0.951	0.564210346	0.029				3.980

2000	0.110	1.133	0.36950505	0.037			1.520
2001	0.180	1.847	0.93782419	0.013	0.136		1.400
2002	0.200	1.448	1.756970257	0.029	0.725		2.120
2003	0.100	2.116	2.219196392	0.035	0.483		0.740
2004	0.200	0.692	0.818136506	0.072	0.471		1.280
2005	0.200	0.811	1.327515512	0.078	0.574		1.180
2006	0.200	0.523	0.70223582	0.062	0.672		0.410
2007	0.250	0.609	0.645313986	0.094	0.812		0.470
2008		0.741	0.611763543	0.115	1.066		0.290
2009		0.556	1.526725834	0.071	1.187	0.054	0.370
2010		0.382		0.073	0.874	0.050	0.080
2011		0.296	0.496332575	0.122	0.773	0.056	0.900
2012		0.412	0.712631818	0.104	1.408	0.078	0.830
2013		0.269	0.200548261	0.114	2.339	0.090	0.710
2014				0.076	2.480	0.056	1.770

Table 9. Bayesian production model runs in the East.

<i>Number</i>	<i>Index trend</i>	<i>Weighting</i>	<i>Software</i>	<i>Process error</i>	<i>Bo/K</i>	<i>r prior mean</i>	<i>converged</i>
1a	up	equal	BSP-VB	0	prior	0.54	yes
1b	up	catch	BSP-VB	0	prior	0.54	yes
1c	up	by series	BSP-VB	0	prior	0.54	no
2a	down	equal	BSP-VB	0	prior	0.54	yes
2b	down	catch	BSP-VB	0	prior	0.54	yes
2c	down	by series	BSP-VB	0	prior	0.54	no
1a	up	equal	JAGS	0.05	prior	0.54	yes
1b	up	catch	JAGS	0.05	prior	0.54	yes
1c	up	by series	JAGS	0.05	prior	0.54	yes
2a	down	equal	JAGS	0.05	prior	0.54	yes
2b	down	catch	JAGS	0.05	prior	0.54	yes
2c	down	by series	JAGS	0.05	prior	0.54	yes
3a	down, 2 GHN	equal	JAGS	0.05	prior	0.54	yes
3b	down, GHN 92+	equal	JAGS	0.05	prior	0.54	yes
1d	up	equal	JAGS	0.05	prior	0.3	yes
2d	down	equal	JAGS	0.05	prior	0.3	yes
1e	up	equal	JAGS	0.05	fixed=1	0.54	yes
2e	down	equal	JAGS	0.05	fixed=1	0.54	yes
1f	up	equal	JAGS	1E-06	prior	0.54	yes
1g	up	equal	JAGS	0	prior	0.54	no

Table 10. Means and CVs of parameters from BSP-JAGS models in the east.

Model	K (1000)	r	Bo/K	MSY (1000)	Bcur/ Bmsy	HRcur/ HRmsy
	23.41		0.45	6.8		0.33
E-up-equal wt	(0.96)	1.23 (0.22)	(1.1)	(0.75)	0.67 (0.43)	(0.33)
	66.35			8.98	0.4	2.85
E-up-catch wt.	(1.18)	0.59 (0.31)	0.45 (1.57)	(1.1)	(2.07)	(2.44)
	27.04			7.67		0.45
E-up-series wt.	(0.48)	1.17 (0.22)	0.45 (1.12)	(0.41)	0.41 (0.38)	(0.29)
	15.7			5.08		0.61
E-down-equal wt.	(0.77)	1.39 (0.24)	0.44 (1.07)	(0.57)	0.71 (0.86)	(0.81)
	71.94			9.6		2.85
E-down-catch wt.	(1.27)	0.59 (0.31)	0.43 (1.56)	(1.16)	0.36 (1.61)	(2.51)
	18.94			5.79		1.35
E-down-series wt.	(0.5)	1.28 (0.22)	0.46 (1.08)	(0.42)	0.32 (0.94)	(1.19)
E-down-equal-2	24.23	1.6	0.40	8.58		0.61
GHN	(2.99)	(0.2)	(1.13)	(2.36)	0.41 (0.62)	(0.52)
E-down-equal- GHN 92+	20.94		0.42	7.03		0.62
	(1.58)	1.42 (0.21)	(1.1)	(1.21)	0.41 (0.62)	(0.55)
	91.08	0.7				0.51
E-up-prior.3	(2.14)	(0.27)	0.56 (1.17)	13.48 (2.01)	0.52 (0.59)	(0.37)
	62.43			8.58		63.97
E-down-prior.3	(2.22)	0.63 (0.28)	0.61 (1.15)	(2.08)	0.14 (2.46)	(3.23)
	21.68			6.4	0.66	0.34
E-up-Bo=K	(0.37)	1.22 (0.22)	1	(0.33)	(0.4)	(0.33)
	17.25			4.83		38.58
E-down-B0=K	(0.82)	1.21 (0.25)	1	(0.6)	0.29 (2.16)	(3.74)
	22.73		0.46	6.65		0.34
E-up-low process	(0.62)	1.22 (0.22)	(1.1)	(0.49)	0.66 (0.42)	(0.33)

Table 11. Results for sailfish eastern Atlantic with varying catch scenarios, indices used, separation of Ghana series (Ghana1 and Ghana2), and omission of 1988-1990 from Ghana index.

Run	Trend	Catch	Notes	Contrast	B1/K	MSY	Fmsy	K	B/Bmsy cur	F/Fmsy Cur
E1	Neg	Task 1	2 separate Ghana	0.87	1	1635	0.08	42980	0.2722	2.55
E1	Neg	Task 1	Ghana2 only	0.87	1	1751	0.091	38620	0.2822	2.33
E2	Pos	Task 1		0.86	1	2724	0.439	12410	1.667	0.267
E2	Pos	Task1	Model failed	None	*	*	Fixed 0.4		No converge	No converge
E3	All	Task1	2 separate Ghana	0.86	1	2759	0.46	12030	0.808	0.62
E3	All	Alternative	2 separate Ghana	0.533	1	1267	0.0403	62780	0.93	1.01
E4	Neg	Alternative	2 separate Ghana	0.82	1	789	0.0259	60580	0.3524	4.14
E4	Neg	Alternative	Ghana2 only	0.81	1	906	0.0325	57700	0.372	3.43
E5	Pos	Alternative	Model failed	0.47	1	2494	1.5*	3325	1.716	0.28
E5	Pos	Alternative	With Ghana1, model failed	0.45	1	2253	1.5*	3365	1.721	0.276
E6	Neg	Task 1	Combined Ghana CPUE	0.77	1	3084	0.632	9753	1.763	0.221

Table 12. Bootstrap results for ASPIC runs for ASPIC Run E1 with CPUE Indices Exhibiting a Negative Trend.

<i>Parameter</i>	<i>Estimate</i>	<i>80% lower</i>	<i>80% upper</i>	<i>50% lower</i>	<i>50% upper</i>	<i>Interquartile range</i>	<i>Relative IQ Range</i>
B1/K	1.00	NA	NA	NA	NA	NA	NA
MSY	1657.00	1152.00	1951.00	1448.00	1855.00	406.80	0.25
Fmsy	0.08	0.03	0.13	0.06	0.11	0.05	0.70
Ye(2015)	780.30	518.10	1260.00	685.10	1040.00	354.50	0.45
Y.(Fmsy)	464.60	291.50	849.70	388.50	655.00	266.50	0.57
	21480.0						
Bmsy	0	14900.00	33580.00	16800.00	26150.00	9343.00	0.44
B./Bmsy	0.27	0.16	0.43	0.21	0.34	0.14	0.51
F./Fmsy	2.55	1.41	3.92	1.86	3.00	1.15	0.45
Ye./MSY	0.47	0.30	0.68	0.37	0.57	0.20	0.43

Table 13. Key parameters associated with the stock production analysis for SAI_{west}.

<i>Parameter</i>	<i>Lower 80% CI</i>	<i>Geometric Mean</i>	<i>Upper 80% CI</i>
r	0.18	0.35	0.67
K	10233	15250	25592
MSY	1130	1317	1534
B _{MSY}	18727	36470	71025
B ₂₀₁₄ /B _{MSY} *	0.23	0.42	0.61
F ₂₀₁₄ /F _{MSY} *	0.69	1.37	2.45

*Based on Shaefer models

Table 14. Key parameters associated with the stock production analysis for SAI_{east}.

<i>Parameter</i>	<i>Lower 80% CI</i>	<i>Geometric Mean</i>	<i>Upper 80% CI</i>
r	0.194	0.263	0.356
K	18727	36470	71025
MSY	1812	1977	2157
B _{MSY}	9363	18235	35513
B ₂₀₁₄ /B _{MSY} *	0.22	0.49	0.70
F ₂₀₁₄ /F _{MSY} *	0.16	0.96	2.42

*median est (other pars Gem. Mean)

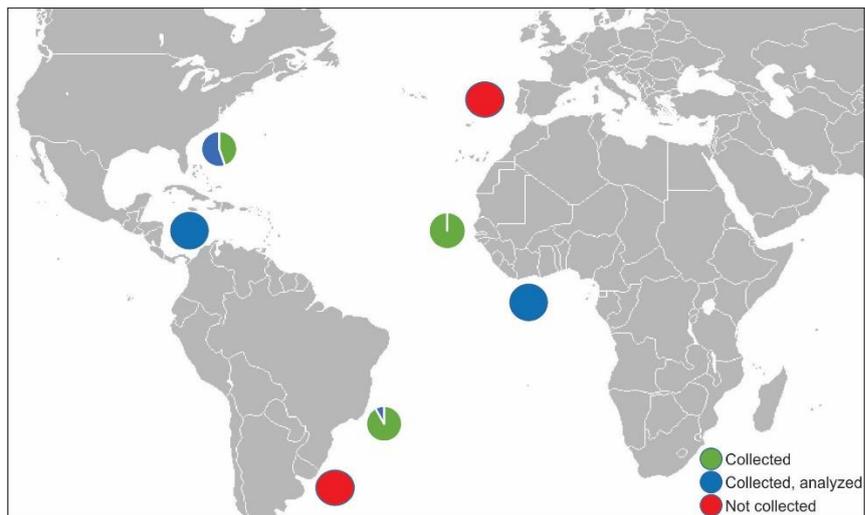


Figure 1. Spatial distribution of sailfish mitochondrial DNA sampling.

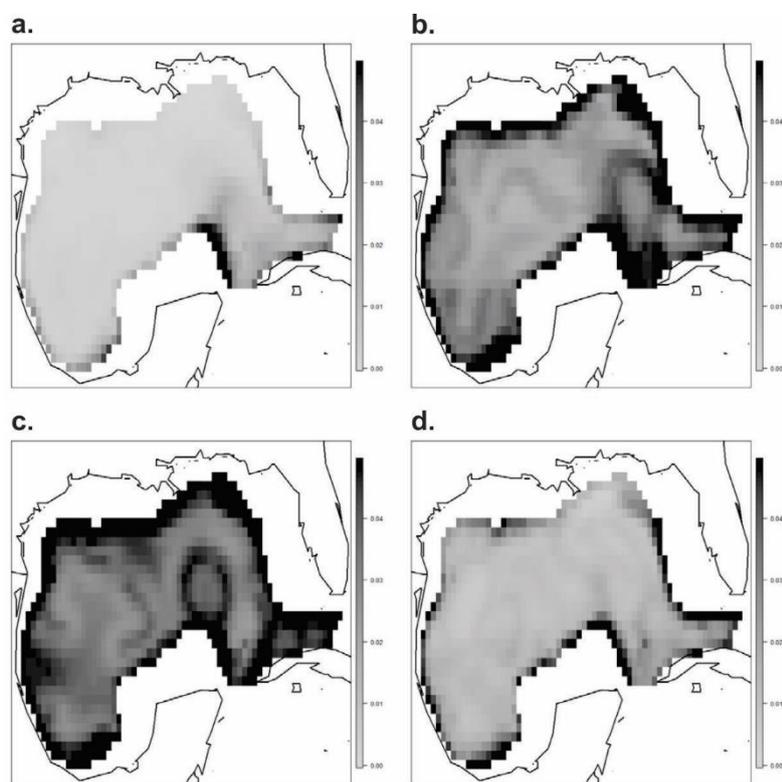


Figure 2. Sailfish abundance indices predicted from the fitted delta generalized additive models for Jan. – Mar. (a), Apr. – Jun. (b), Jul. – Sep. (c), and Oct. – Dec. (d). Predictions were generated from data fishnets (0.1° latitude by 0.1° longitude) representing seasonal averages of numerical model descriptors for the year 2010. Fishnets were generated using data from NCEI and NOAA. Plots were generated from the daytime fishnets (nighttime fishnets displayed similar patterns with slightly larger abundance indices).

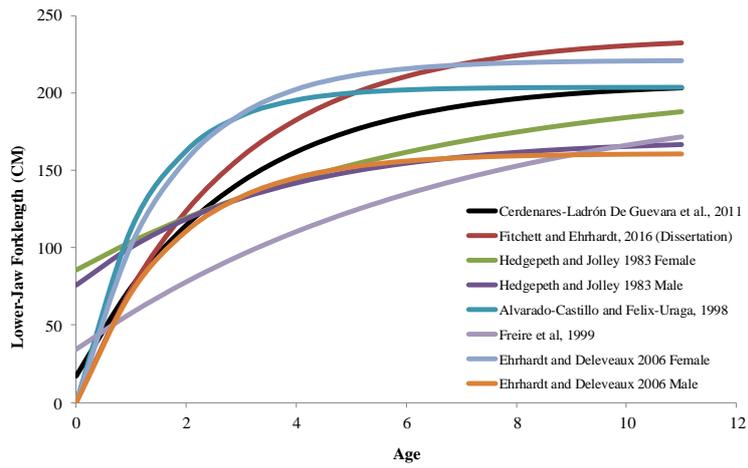


Figure 3. Von Bertalanffy growth plots examined to determine appropriate sailfish growth parameters to be used in assessment.

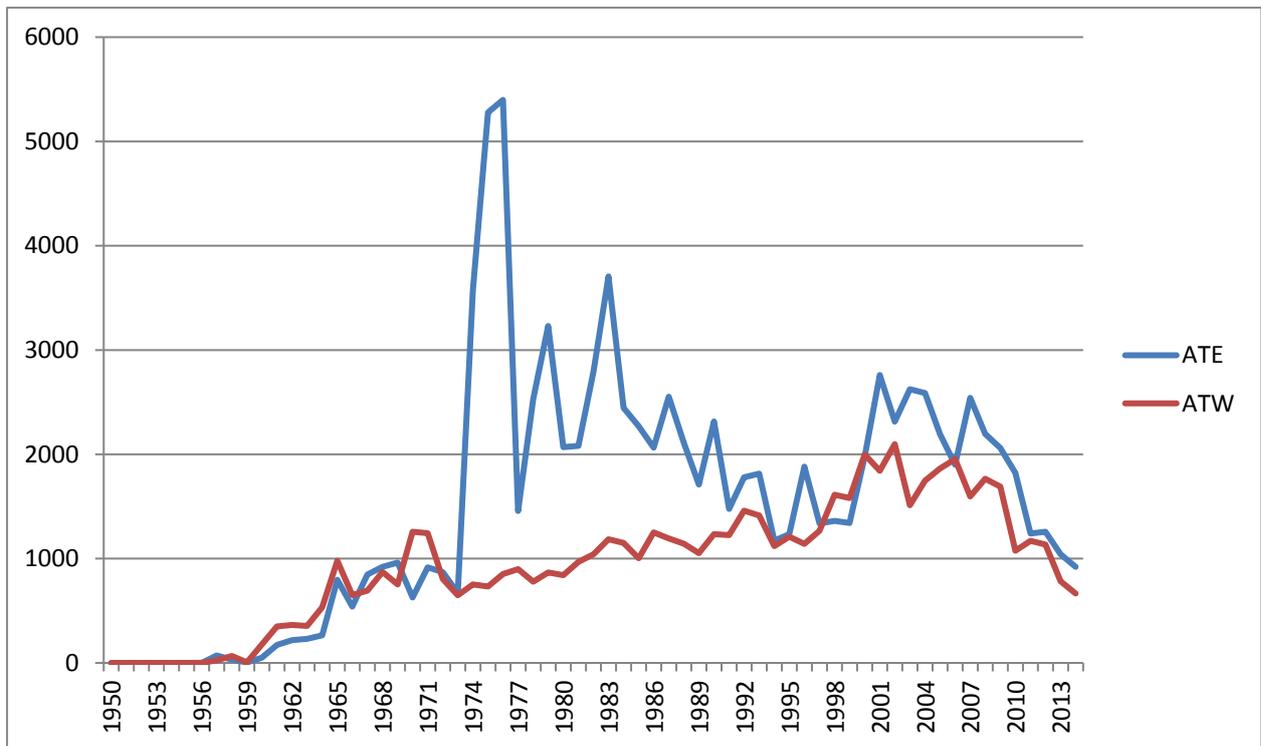


Figure 4. Sailfish Task I nominal catches (t) by year for western (red line) and eastern stock (blue line).

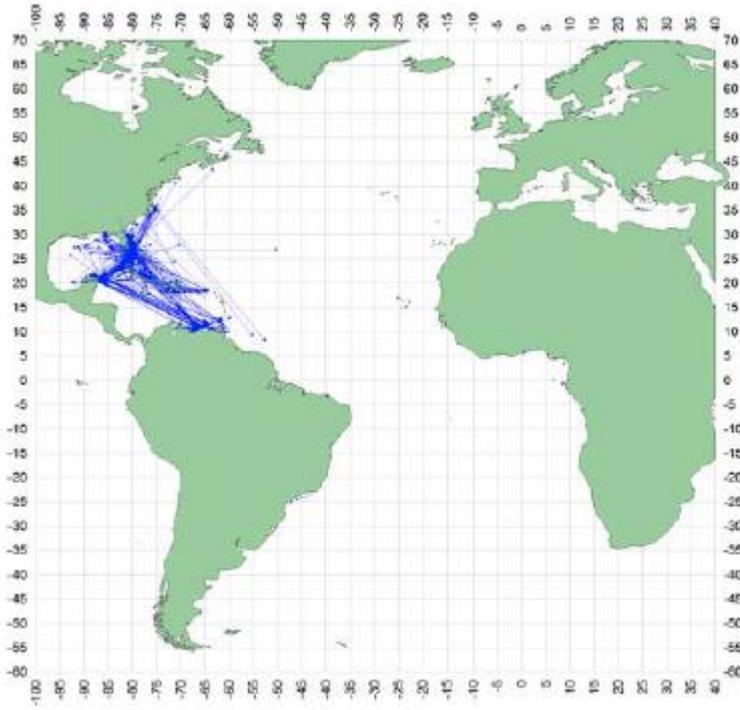


Figure 5. Straight displacements between release and recovery positions (apparent movement), from conventional tagging of sailfish.

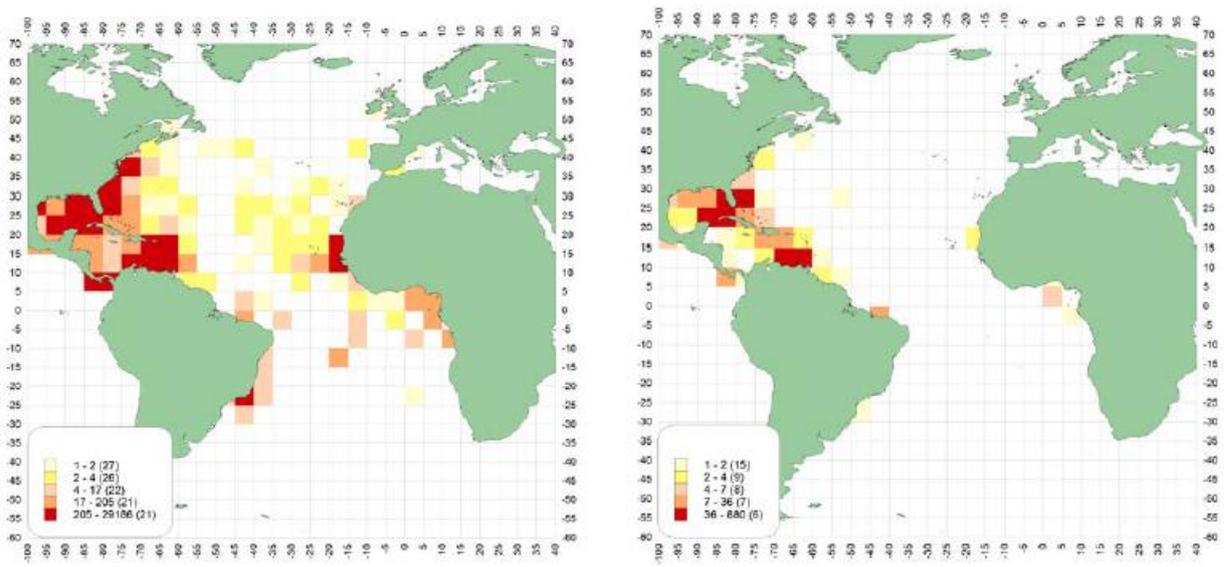


Figure 6. Density (5 by 5 degrees squares) of SAI releases (left) and recoveries (right).

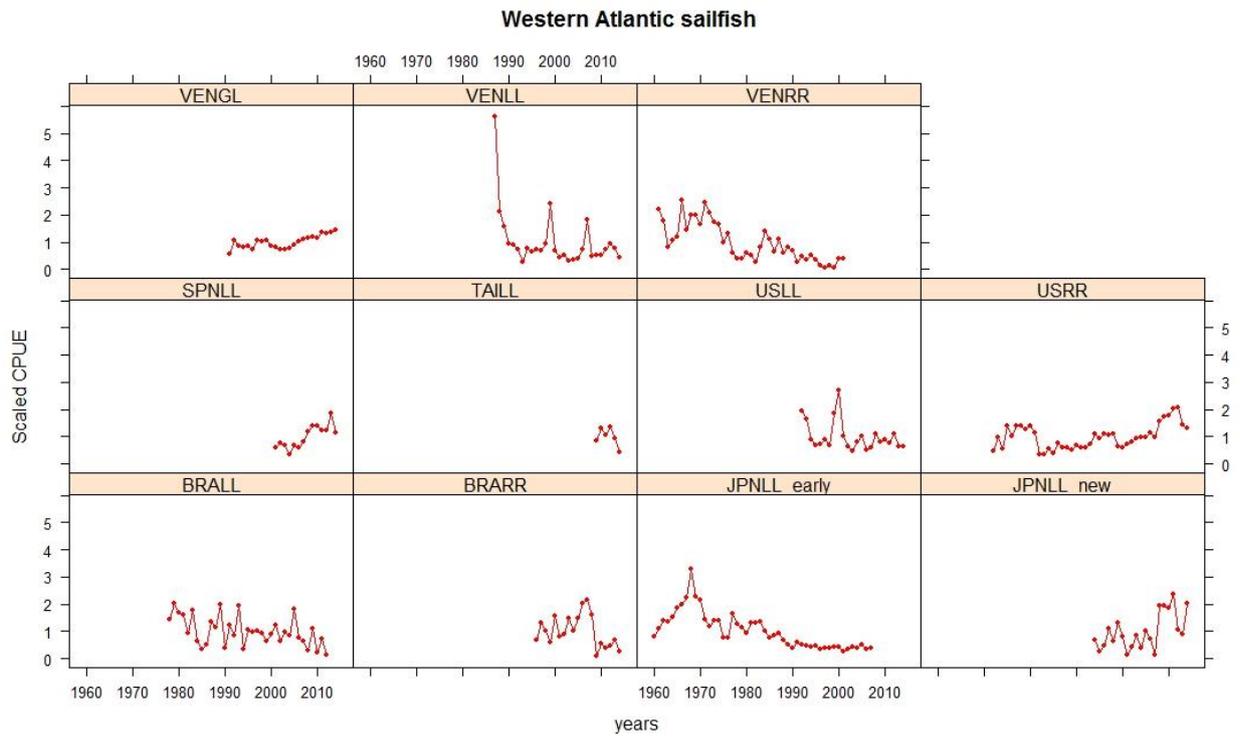


Figure 7. Indices of abundance used for the western sailfish stock.

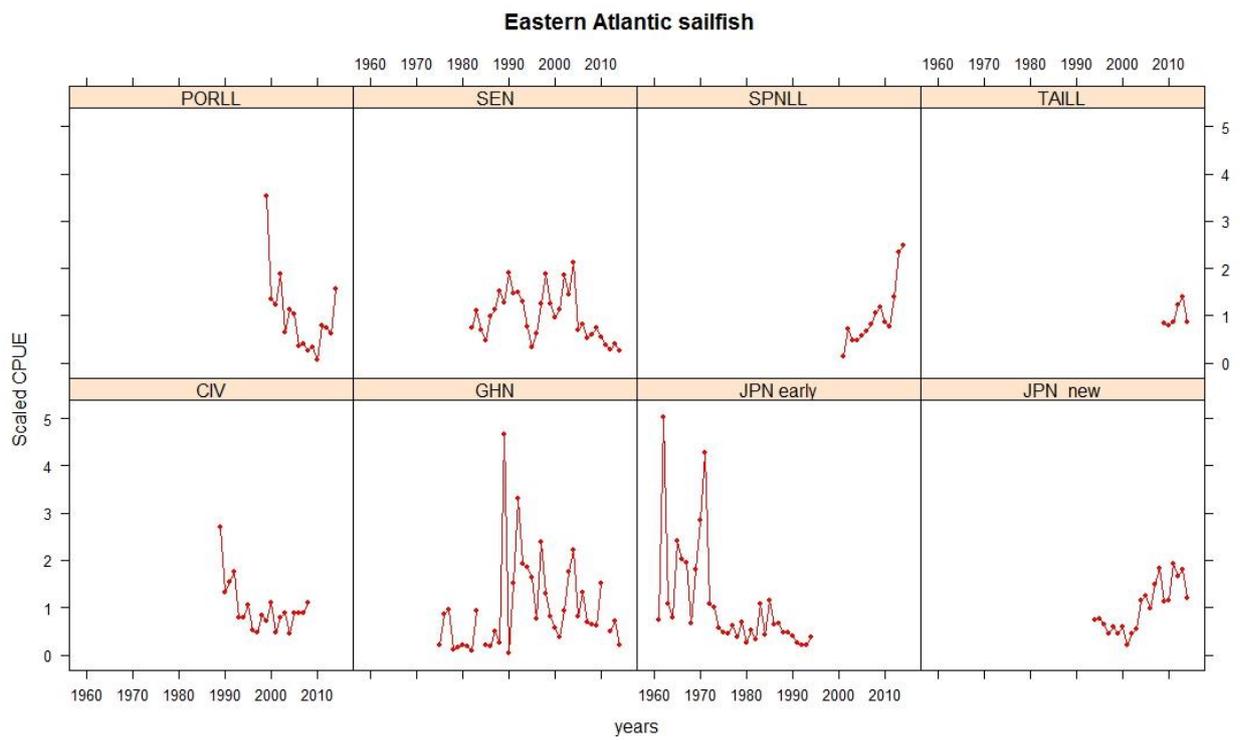


Figure 8. Indices of abundance used for the eastern sailfish stock.

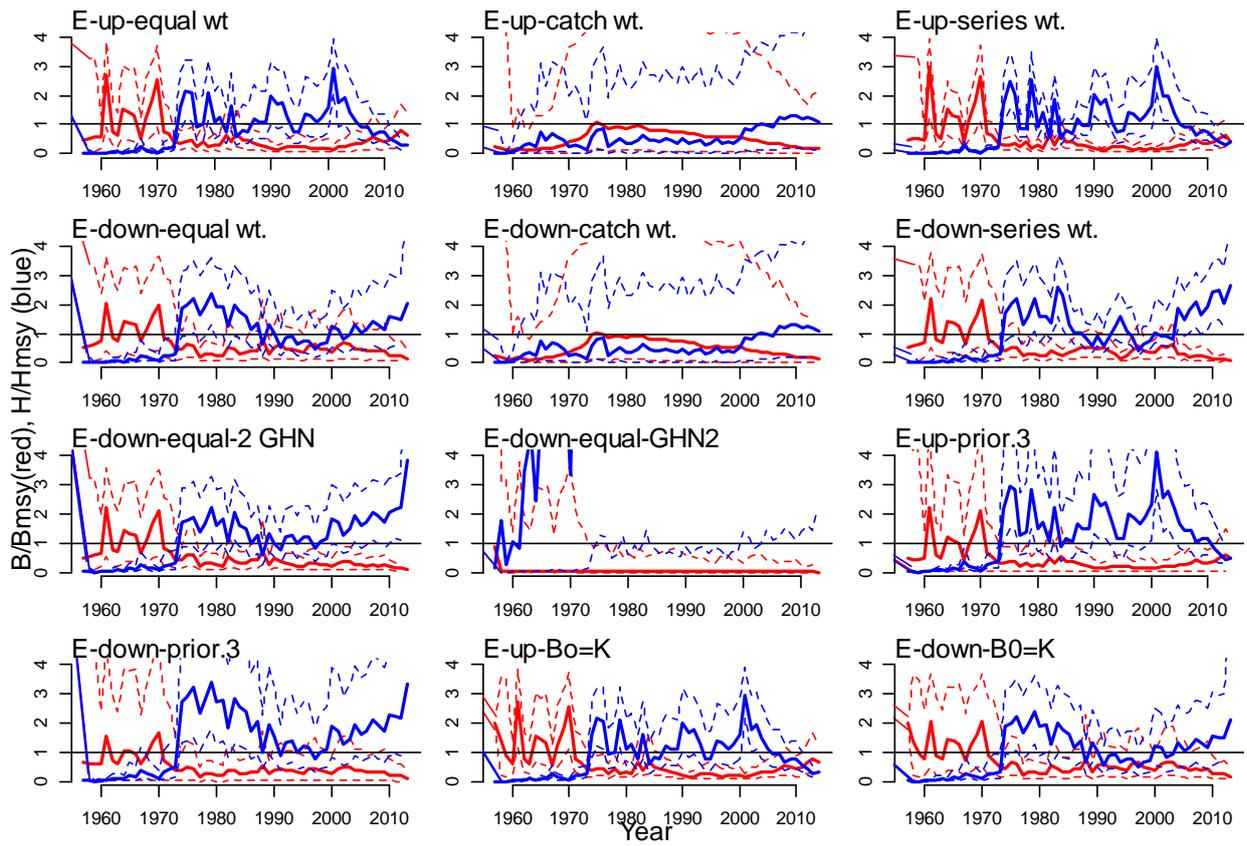


Figure 9. Biomass and harvest rate trajectories for the BSP-JAGS models in the east.

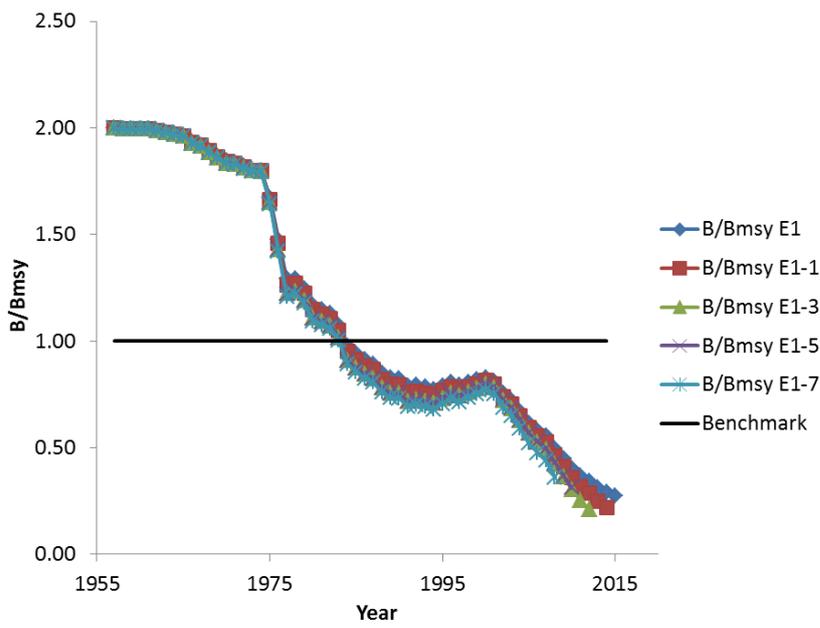
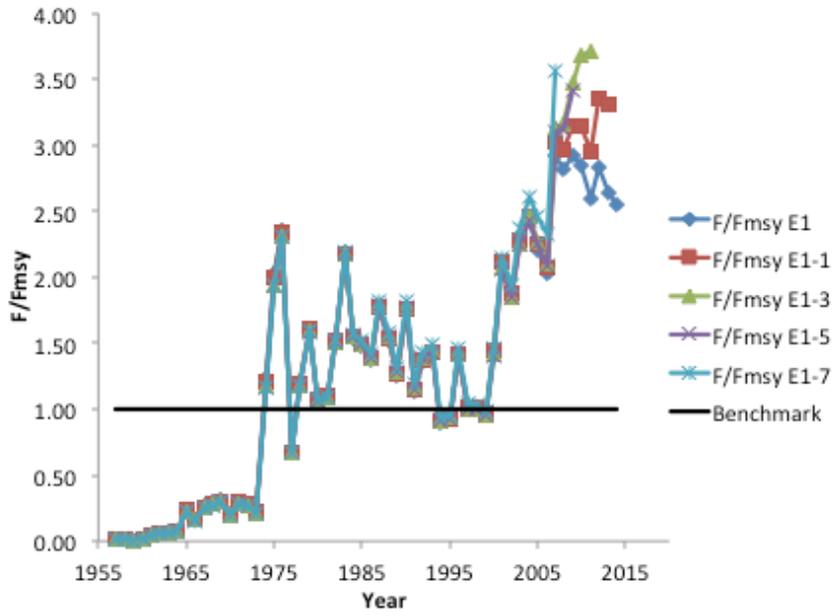


Figure 10. Retrospective Analyses for ASPIC run E1 for F/F_{MSY} (upper panel) and B/B_{MSY} (lower panel).

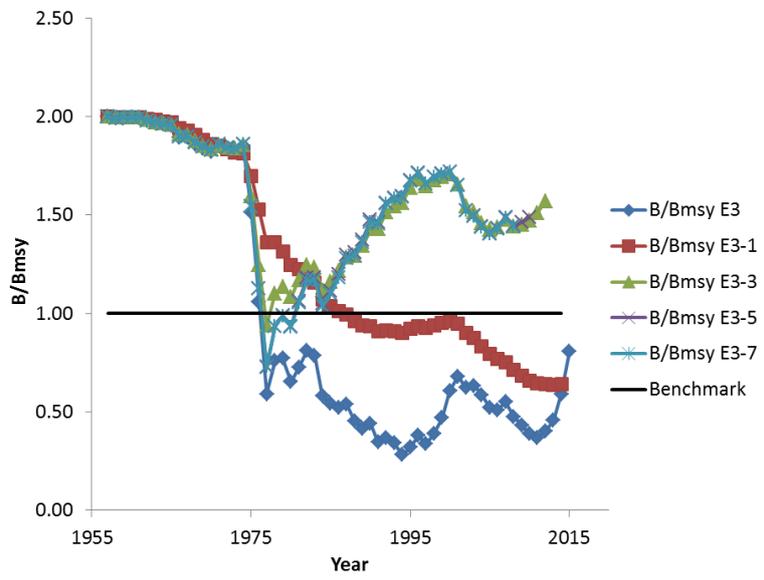
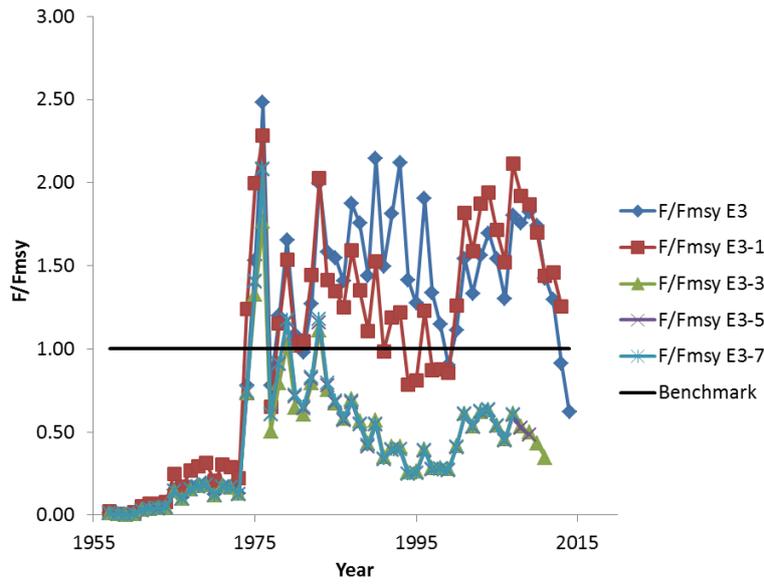


Figure 11. Retrospective Analyses for ASPIC run E3 for F/F_{MSY} (upper panel) and B/B_{MSY} (lower panel).

Beta prior on Fmsy

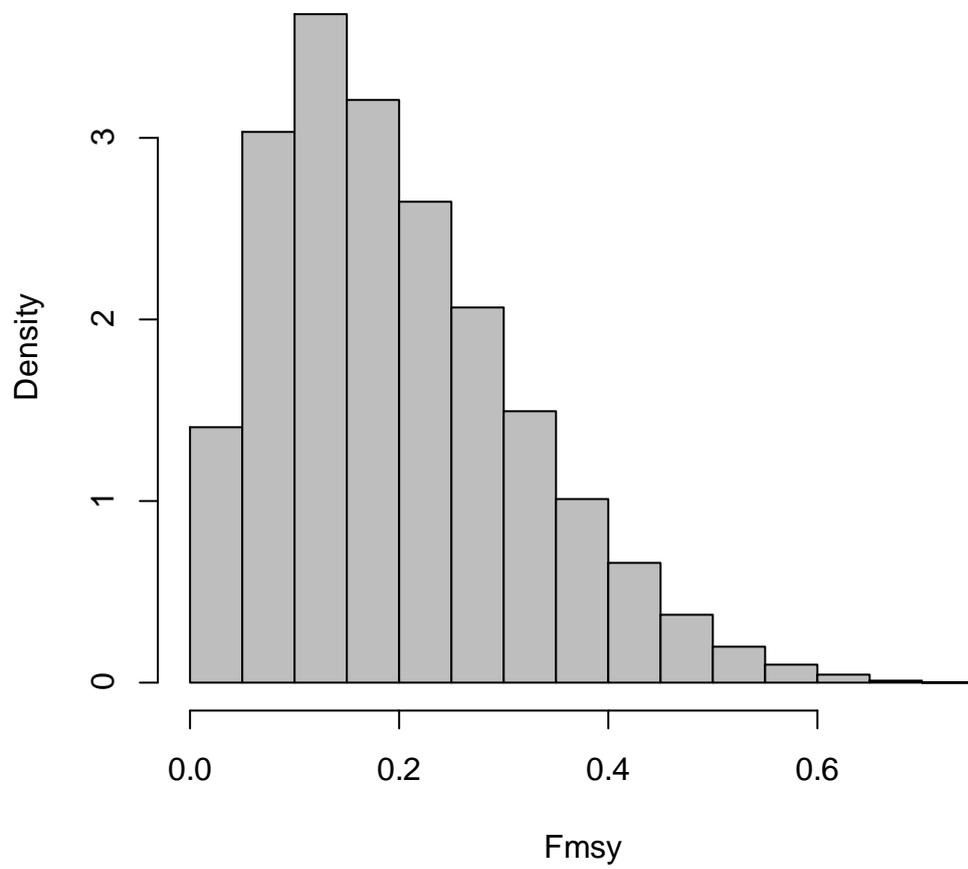


Figure 12. Prior on F_{MSY} for ASPIC surplus production model of western Atlantic sailfish.

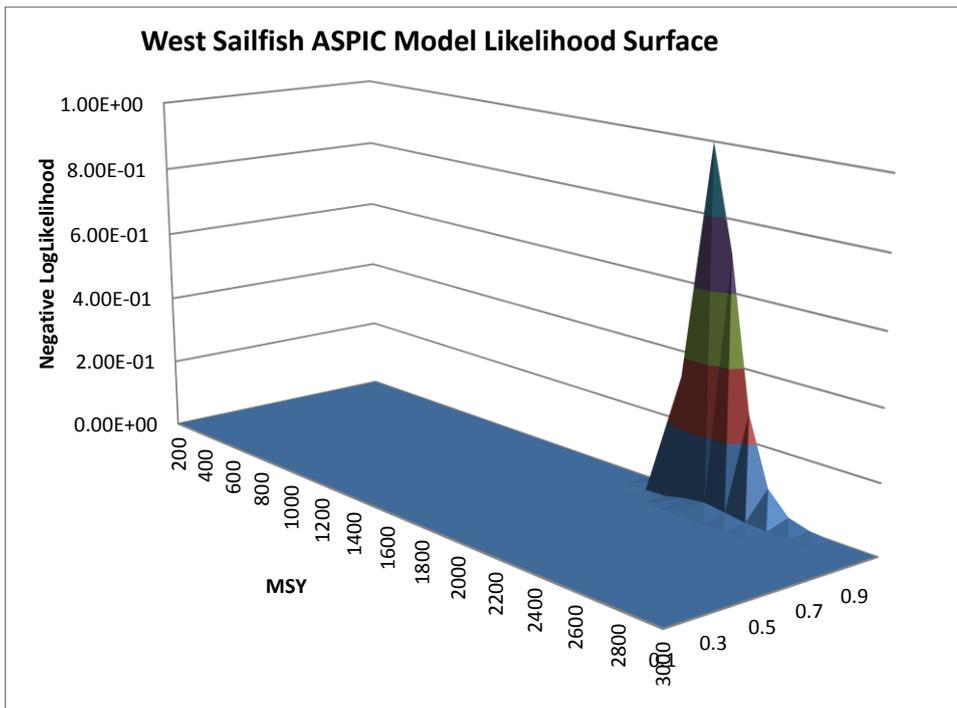
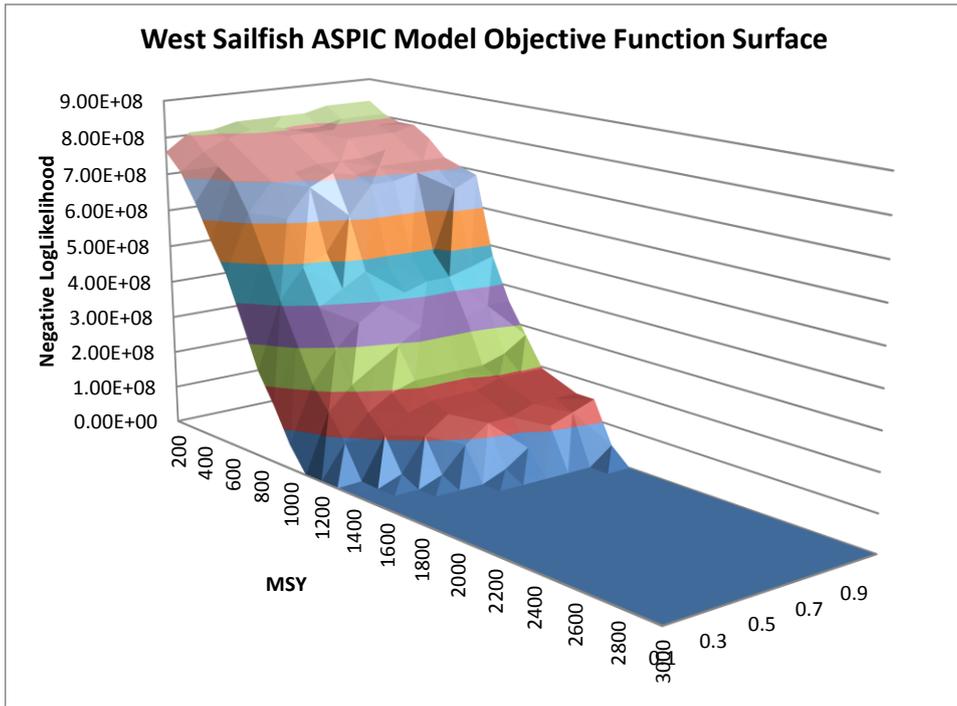


Figure 13. Upper panel: Surface profile of the objective function for the ASPIC base model of western sailfish. The contour flattens at a MSY of approximately 1,600 t across the full range of hypothesized F_{MSY} . Lower panel: Likelihood profile scaled to the maximum likelihood showing the model convergence to the upper bound on F_{MSY} .

Fmsy Bootstrap Estimates

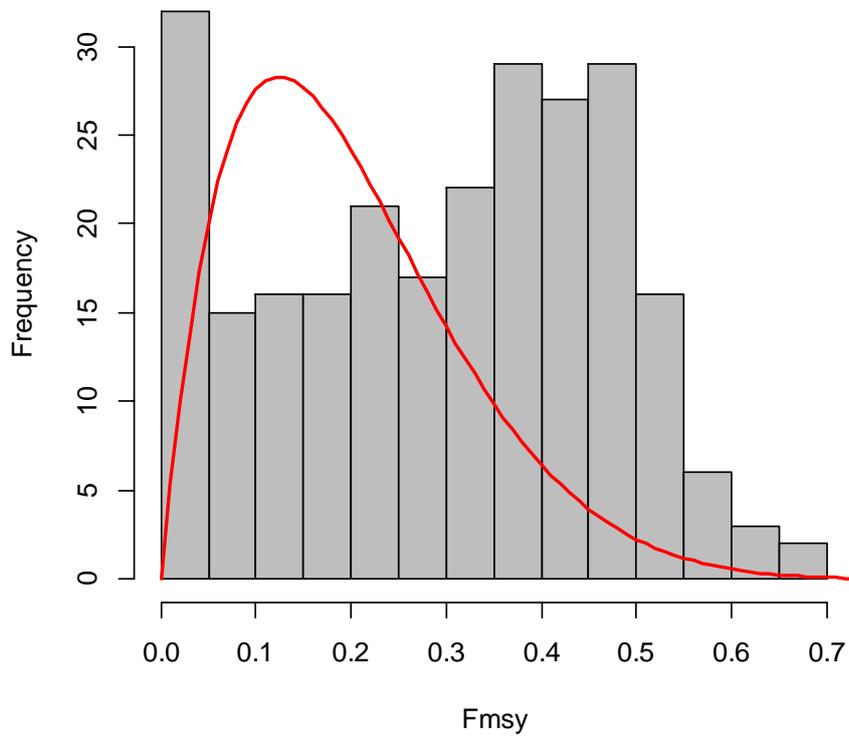


Figure 14. Bootstrap estimates of F_{MSY} from the ASPIC base model for western sailfish. The distribution of estimates is spread across the lower (0.01) and upper bounds (0.8) defined in the model.

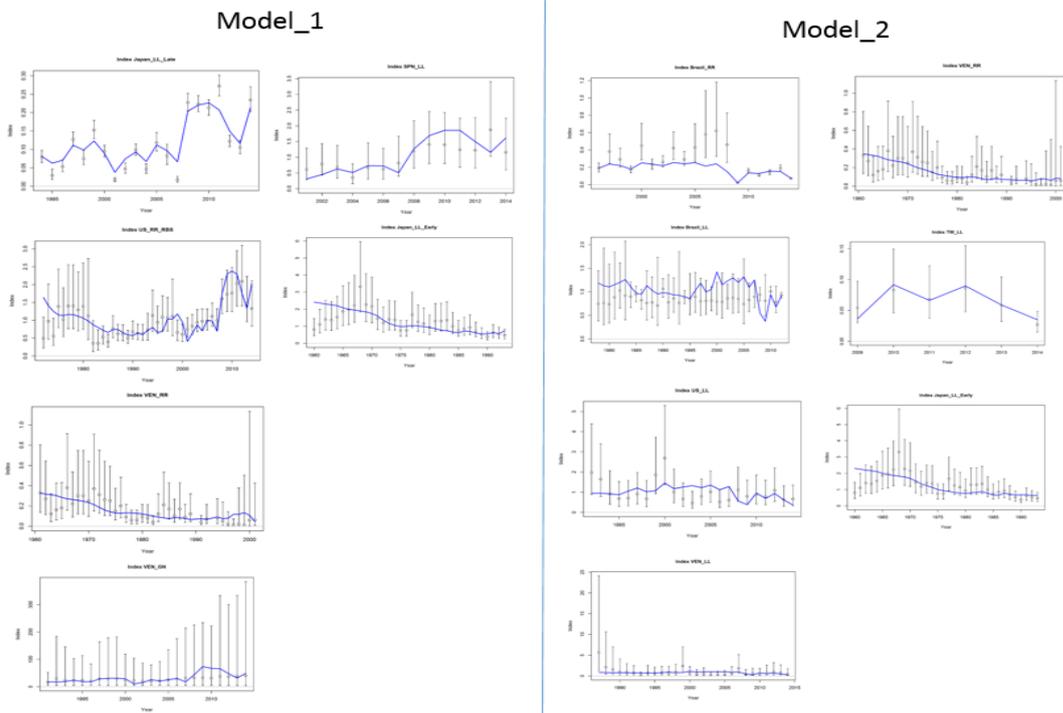
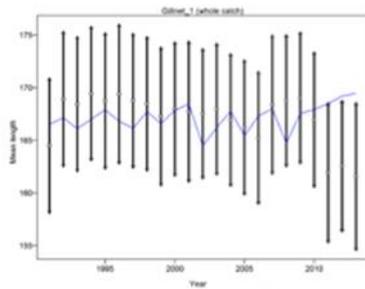
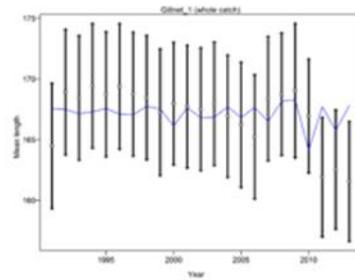


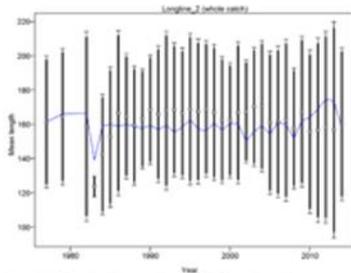
Figure 15. Fit to indices of abundance used in each of Model_1 (left) and Model_2 (right).



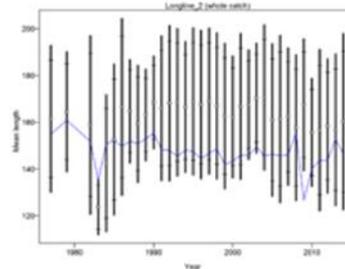
Francis data weighting method TA1.8 Gillnet_1
Suggested sample size adjustment (with 95% interval) for len data from Gillnet_1:
1.0592 (0.6981-3.3956)



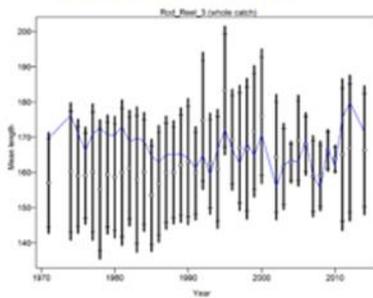
Francis data weighting method TA1.8 Gillnet_1
Suggested sample size adjustment (with 95% interval) for len data from Gillnet_1:
1.0295 (0.6393-3.2897)
[file: comp_lenft_data_weighting_TAI.8_Gillnet_1.png](#)



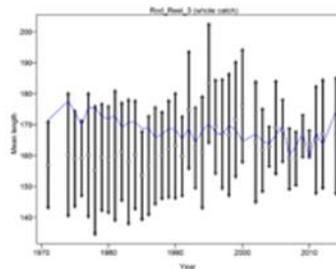
Francis data weighting method TA1.8 Longline_2
Suggested sample size adjustment (with 95% interval) for len data from Longline_2:
0.88 (0.3462-7.55)
[file: comp_lenft_data_weighting_TAI.8_Longline_2.png](#)



Francis data weighting method TA1.8 Longline_2
Suggested sample size adjustment (with 95% interval) for len data from Longline_2:
1.555 (0.8533-4.6563)
[file: comp_lenft_data_weighting_TAI.8_Longline_2.png](#)



Francis data weighting method TA1.8 Rod_Reel_3
Suggested sample size adjustment (with 95% interval) for len data from Rod_Reel_3:
1.2879 (0.9984-1.934)
[file: comp_lenft_data_weighting_TAI.8_Rod_Reel_3.png](#)



Francis data weighting method TA1.8 Rod_Reel_3
Suggested sample size adjustment (with 95% interval) for len data from Rod_Reel_3:
1.0726 (0.7305-1.9627)
[file: comp_lenft_data_weighting_TAI.8_Rod_Reel_3.png](#)

Figure 16. Observed (bars) and expected (blue line) mean weight of catch from the three gear types for Model_1 (left) and Model_2 (right).

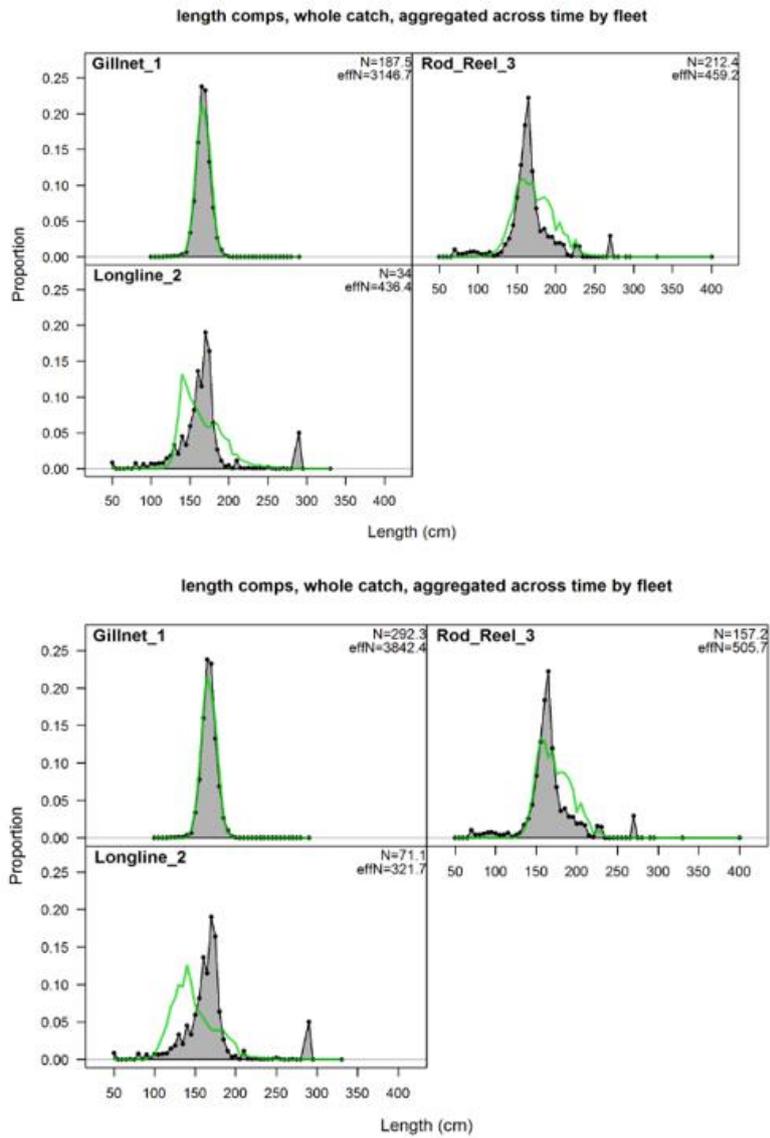


Figure 17. Overall fit to length composition data from each of the three gear types for Model_1 (top) and Model_2 (bottom).

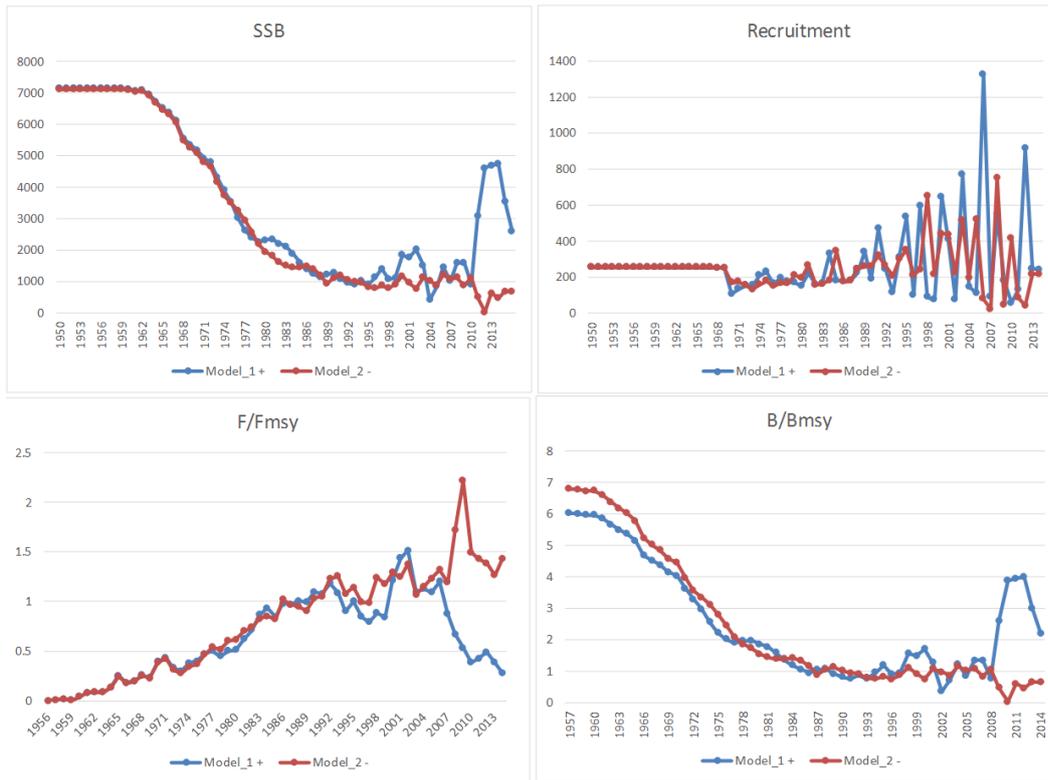


Figure 18. Estimated historic trends in spawning stock biomass (upper left), recruitment (upper right), F/F_{MSY} (lower left) and B/B_{MSY} (lower right) for Model_1 (blue) and Model_2 (red).

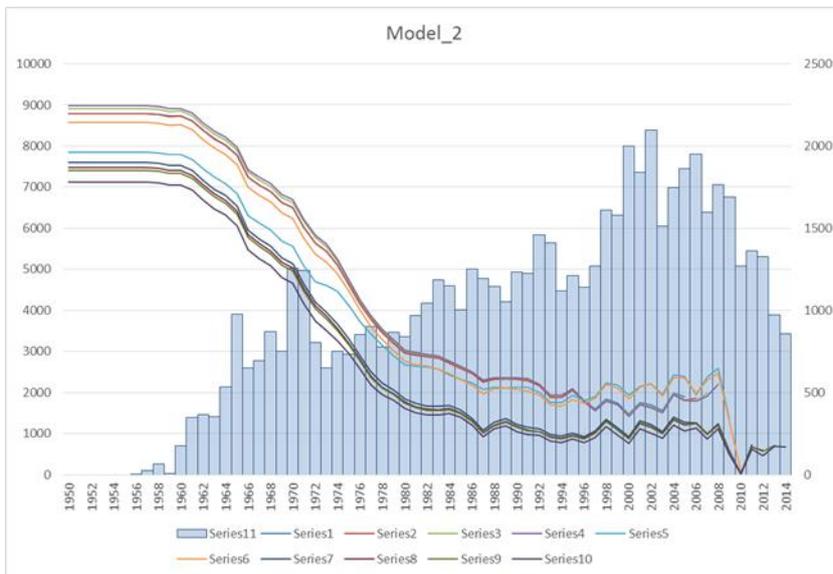
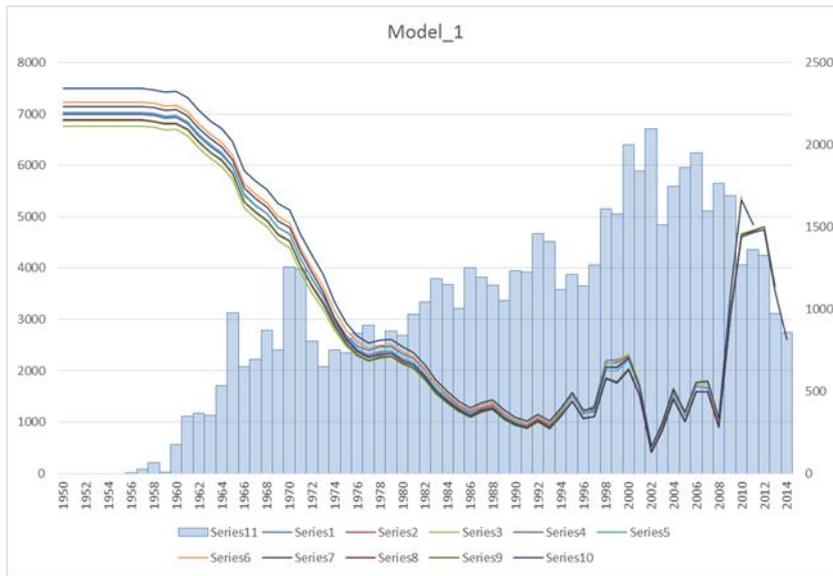


Figure 19. Retrospective analysis Model_1 (top) and Model_2 (bottom).

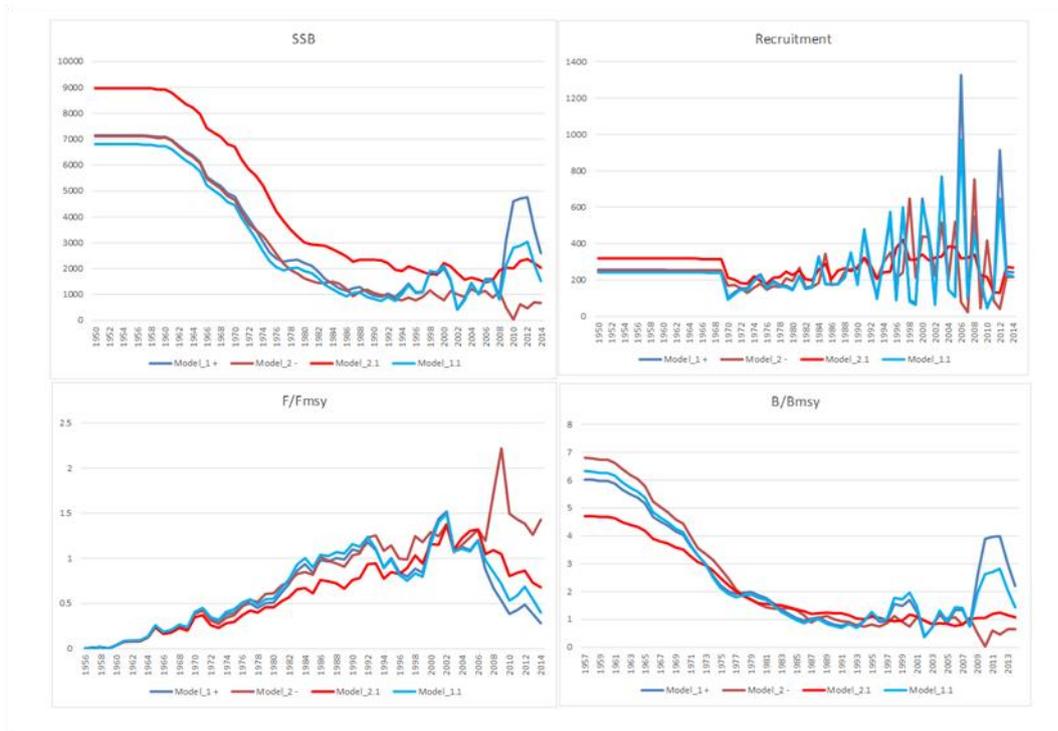


Figure 20. Estimated historic trends in spawning stock biomass (upper left), recruitment (upper right), F/F_{MSY} (lower left) and B/B_{MSY} (lower right) for Model_1 (dark blue) and Model_2 (dark red), Model_1.1 (light blue) and Model_2.1 (light red).

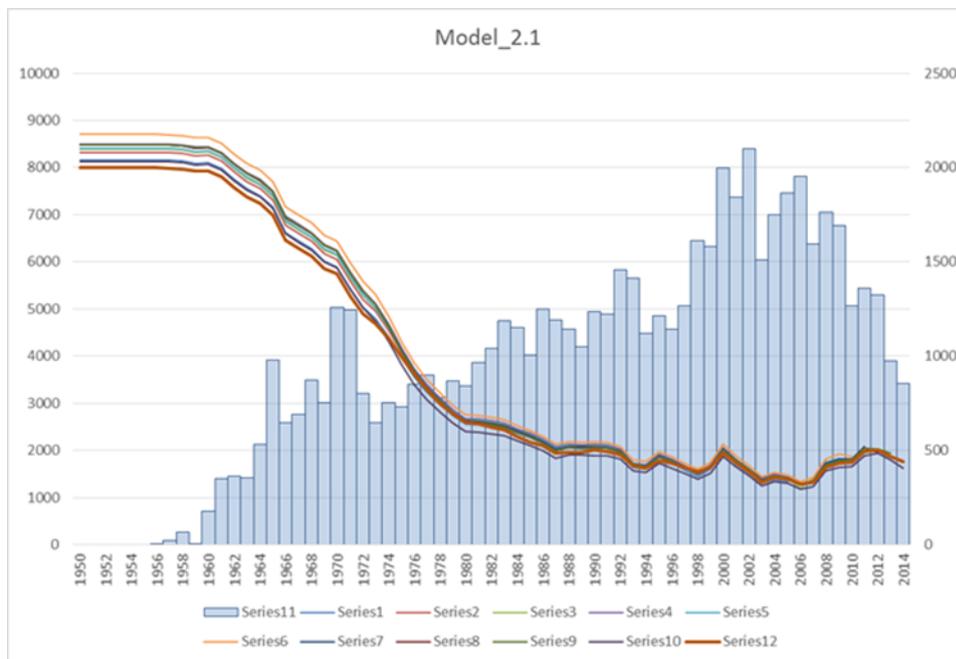


Figure 21. Retrospective analysis for Model_2.1.

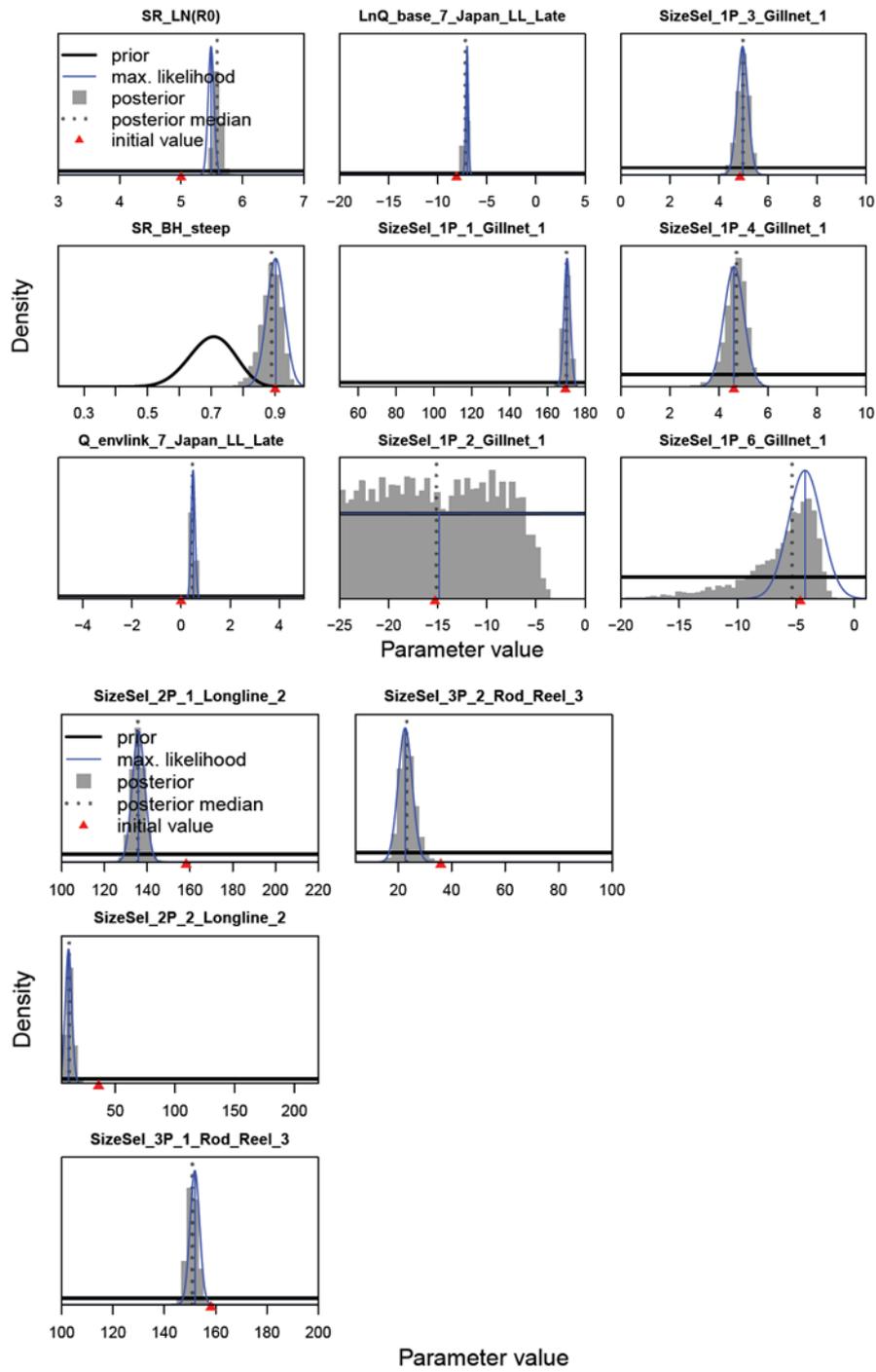


Figure 22. Prior, maximum likelihood, and posterior distributions from MCMC analysis of Model_1.1. Red triangle represents the starting value and the dotted line the posterior median value.

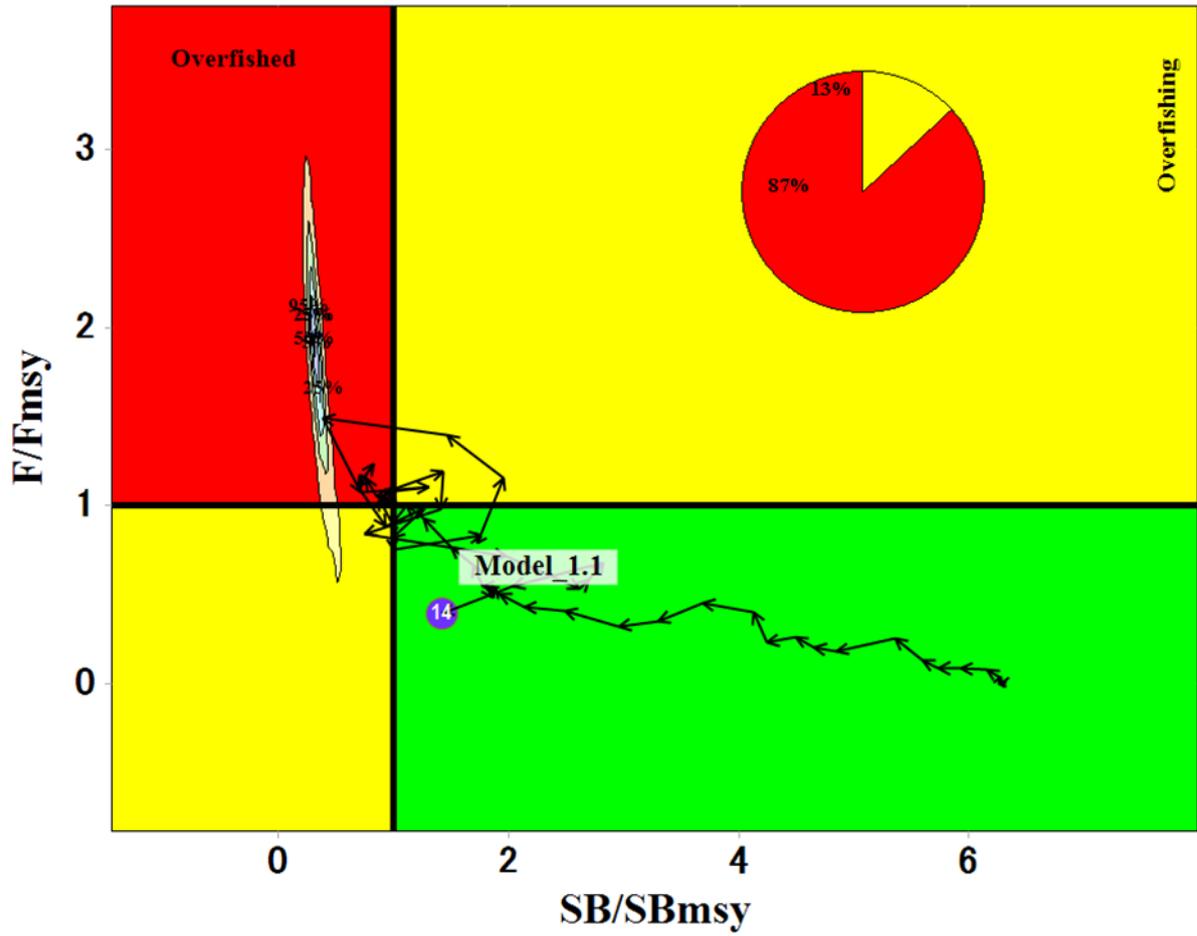


Figure 23. Kobe status plot for Model_1.1

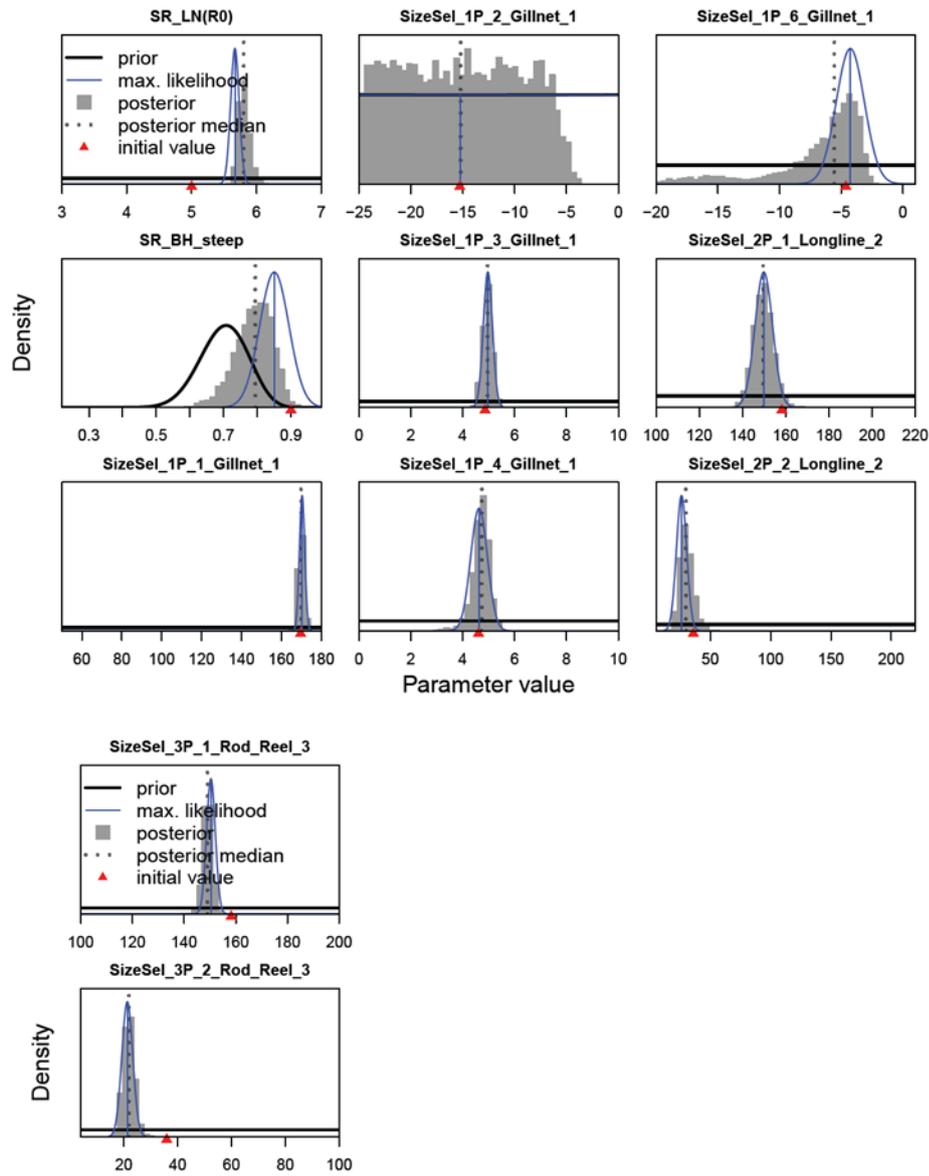


Figure 24. Prior, maximum likelihood, and posterior distributions from MCMC analysis of Model_2.1. Red triangle represents the starting value and the dotted line the posterior median value.

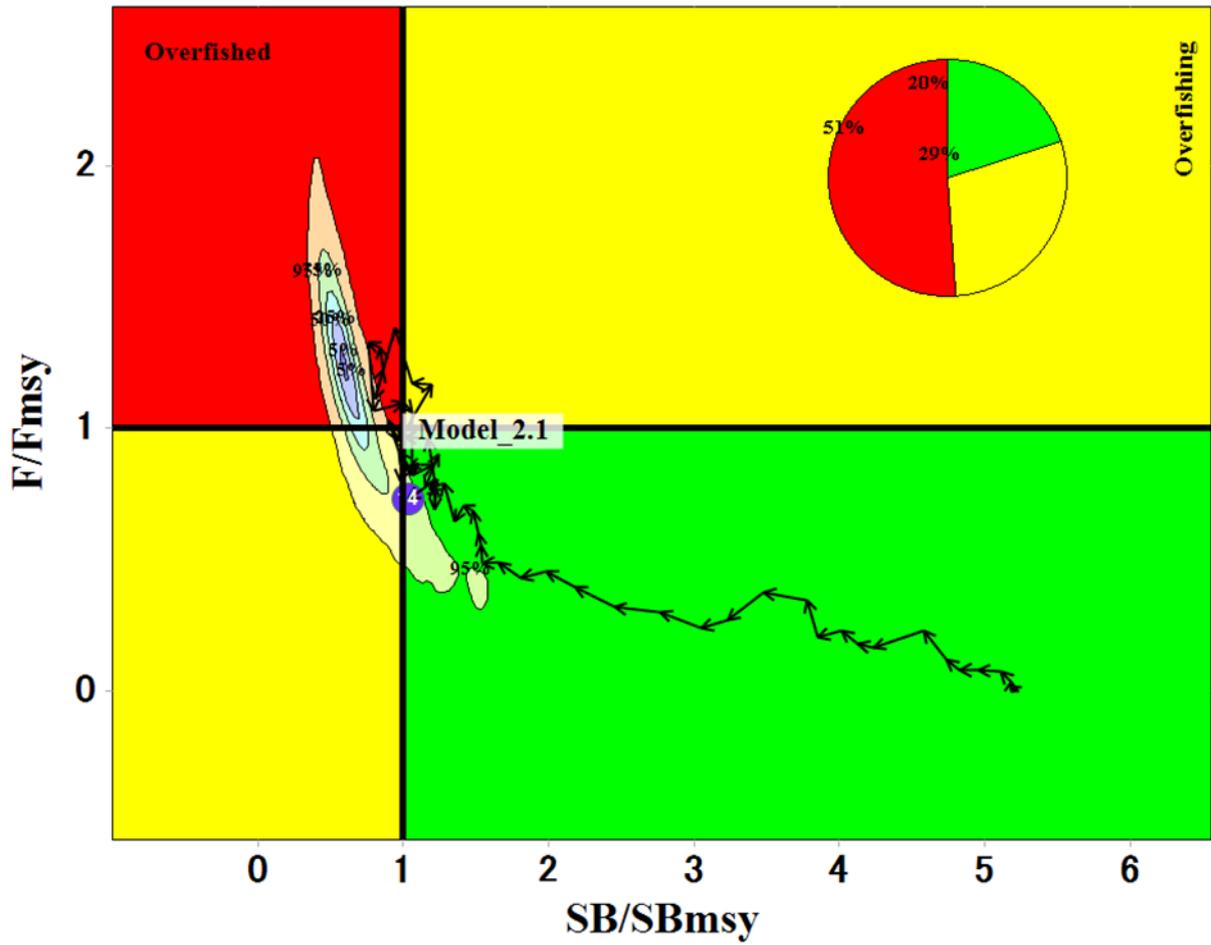


Figure 25. Kobe status plot for Model_2.1

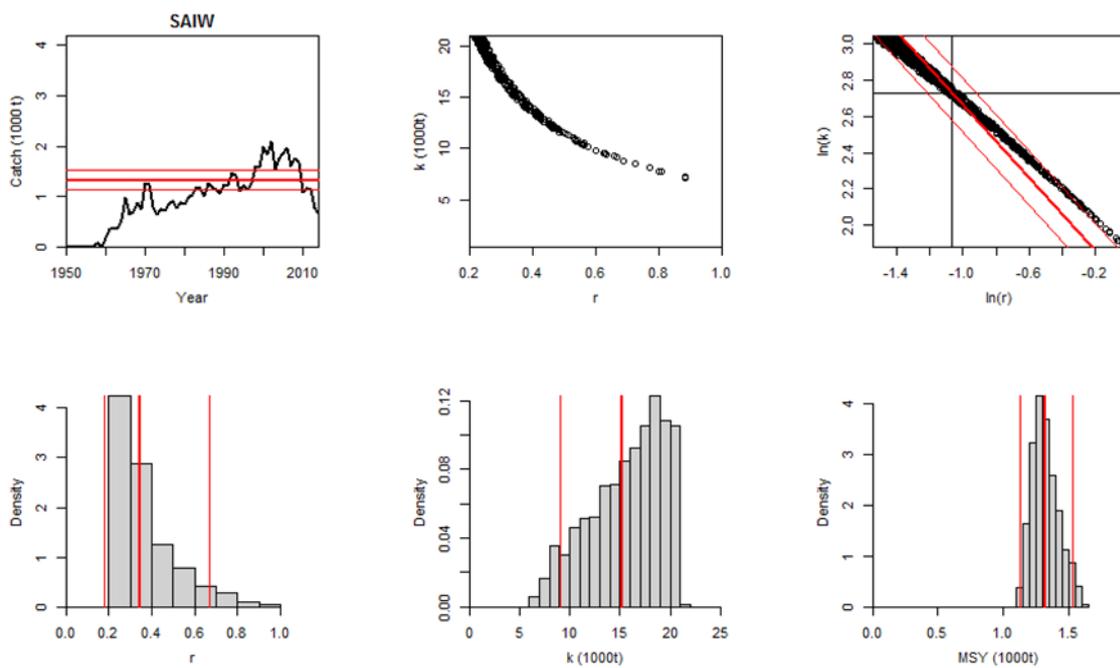


Figure 26. Posterior distributions of r , K , and MSY for SRA SAI_west.

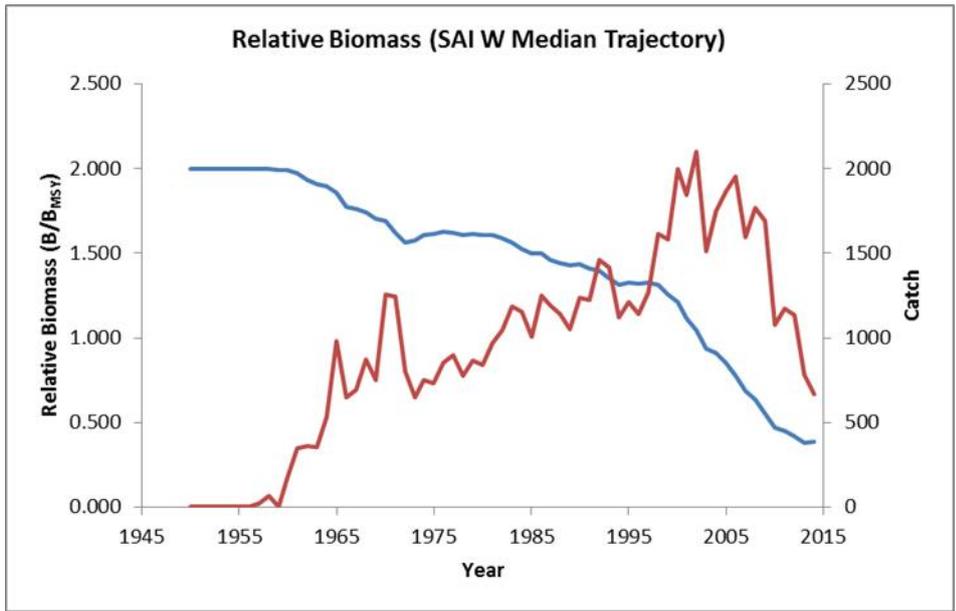


Figure 27. Median Biomass trajectory for SAI_west.

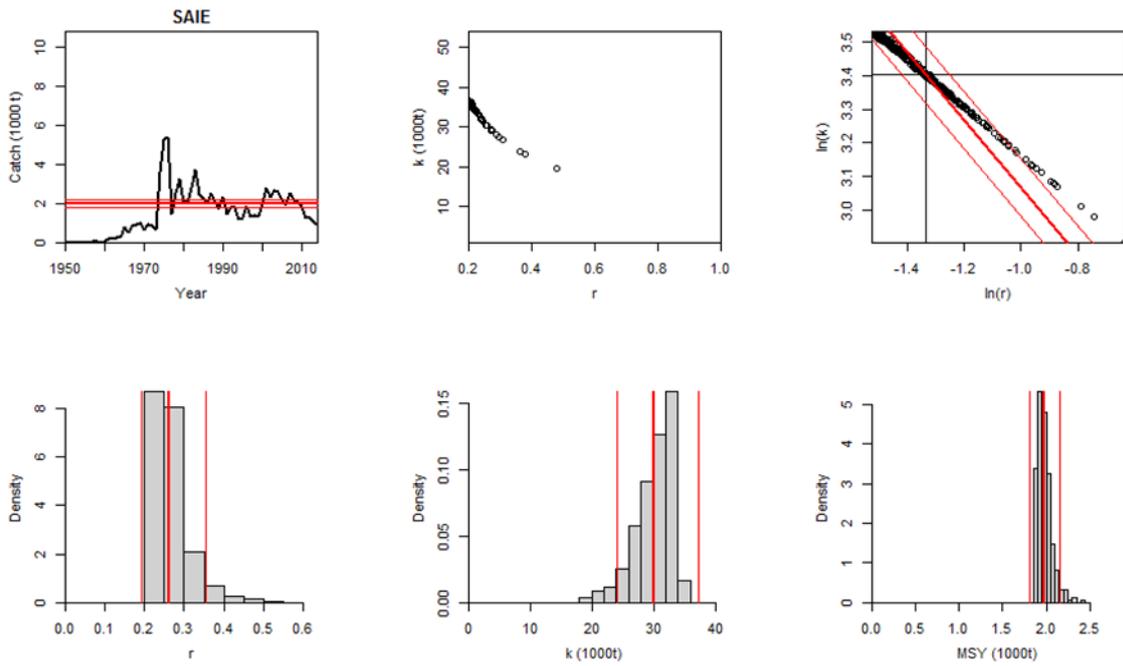


Figure 28. Posterior distributions of r , K , and MSY for SRA SAI_east.

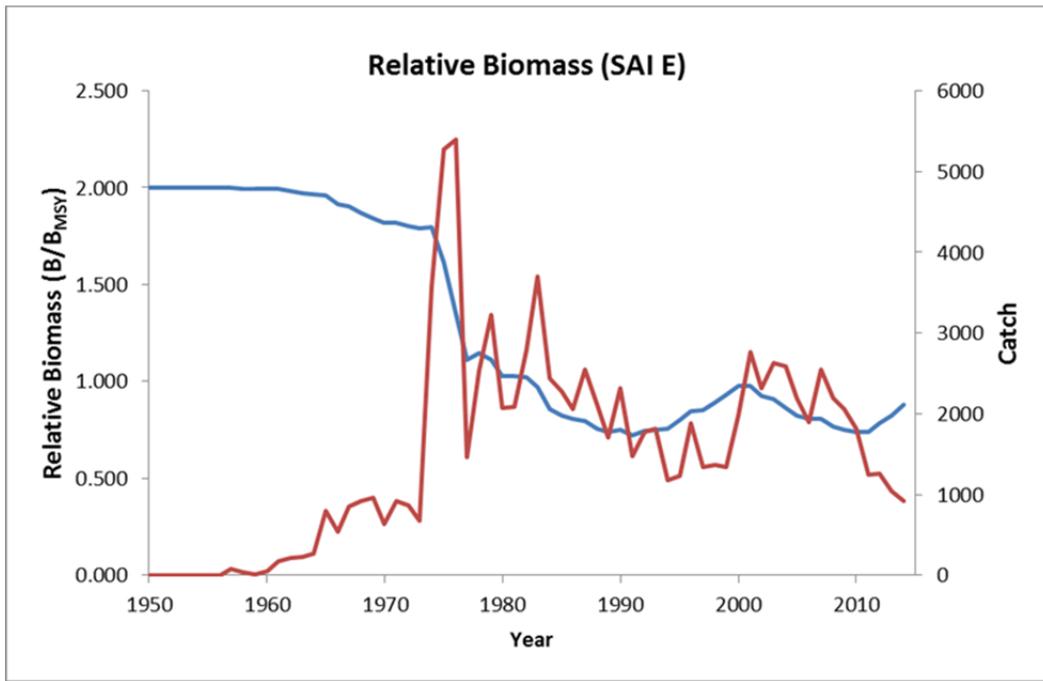


Figure 29. Median Biomass trajectory for SAI_east.

Agenda

1. Opening, adoption of the Agenda and meeting arrangements.
2. Summary of available data for assessment
 - 2.1. Biology
 - 2.2. Catch, effort, and size
 - 2.3. Relative abundance estimates (CPUEs)
3. Stock Assessment
 - 3.1. SAI east
 - 3.2. SAI west
4. Management recommendations
 - 4.1. SAI east
 - 4.2. SAI west
5. Recommendations on research and statistics
6. Other matters
7. Adoption of the report and closure

List of Participants

BRAZIL**Leite Mourato, Bruno**

Profesor Adjunto, Departamento de Ciências do Mar, Universidade Federal de São Paulo Avenida Almirante Saldanha da Gama, 89. Ponta da Praia, 11030-400 Santos, SP, Brazil

Tel: +55 61 2023 3540, Fax: +55 61 2023 3909, E-Mail: bruno.pesca@gmail.com;mouratobr@gmail.com

CÔTE D'IVOIRE**Konan, Kouadio Justin**

Chercheur Hydrobiologiste, Centre de Recherches Océanologiques (CRO), 29 Rue des Pêcheurs, BP V 18, Abidjan 01, Côte d'Ivoire

Tel: +225 07 625 271, Fax: +225 21 351155, E-Mail: konankouadjustin@yahoo.fr

EUROPEAN UNION**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, Spain

Tel: +34 981 218 151, Fax: +34 981 229 077, E-Mail: jose.costa@co.ieo.es

GHANA**Ayivi, Sylvia Sefakor Awo**

Fisheries Directorate of the Ministry of Food and Agriculture, Marine Fisheries Research Division P.O. Box BT 62, Tema, Ghana

Tel: + 233 2441 76300, Fax: +233 3032 008048, E-Mail: asmasus@yahoo.com

S. TOMÉ E PRÍNCIPE**Da Conceição, Ilair**

Chef du Département de Recherche, Statistiques et de l'aquaculture, Direcção das Pescas, Responsavel pelo serviço de Estatística Pesqueira Bairro 3 de Fevereiro - PB 59, Sao Tomé, São Tomé and Príncipe

Tel: +239 990 9315, Fax: +239 12 22 414, E-Mail: ilair1984@gmail.com

SENEGAL**Sow, Fambaye Ngom**

Chercheur Biologiste des Pêches, Centre de Recherches Océanographiques de Dakar Thiaroye, CRODT/ISRALNERV - Route du Front de Terre - BP 2241, Dakar, Senegal

Tel: +221 3 0108 1104; +221 77 502 67 79, Fax: +221 33 832 8262, E-Mail: famngom@yahoo.com

UNITED STATES**Babcock, Elizabeth**

Rosenstiel School of Marine and Atmospheric Science, University of Miami, 4600 Rickenbacker Causeway, Miami, Florida 33133, United States

Tel: +1 305 421 4852, Fax: +1 305 421 4600, E-Mail: ebabcock@rsmas.miami.edu

Brown, Craig A.

Chief, Highly Migratory Species Branch, Sustainable Fisheries Division, NOAA Fisheries Southeast Fisheries Science Center, 75 Virginia Beach Drive, Miami Florida 33149, United States

Tel: +1 305 586 6589, Fax: +1 305 361 4562, E-Mail: craig.brown@noaa.gov

Díaz, Guillermo

NOAA-Fisheries, Southeast Fisheries Science Center, 75 Virginia Beach Drive, Miami Florida 33139, United States

Tel: +1 305 361 4277, E-Mail: guillermo.diaz@noaa.gov

Die, David

SCRS Chairman, Cooperative Institute of Marine and Atmospheric Studies, University of Miami, 4600 Rickenbacker Causeway, Miami Florida 33149, United States

Tel: +1 305 421 4607, Fax: +1 305 421 4221, E-Mail: ddie@rsmas.miami.edu

Fitchett, Mark

University of RSMAS, 4600 Rickenbacker Causeway, Miami Florida 33149, United States
Tel: +1 305 989 8308, Fax: +1 305 421 4600, E-Mail: mfitchett@rsmas.miami.edu

Forrestal, Francesca

Cooperative Institute of Marine and Atmospheric Studies, University of Miami, RSMAS/CIMAS4600 Rickenbacker Causeway, Miami Florida 33149, United States
Tel: +1 305 421 4831, E-Mail: fforrestal@rsmas.miami.edu

Hoolihan, John

NOAA Fisheries, Southeast Fisheries Science Center75 Virginia Beach Drive, Miami Florida 33149, United States
Tel: +1 305 282 8376, Fax: +1 305 361 4562, E-Mail: john.hoolihan@noaa.gov

Lauretta, Matthew

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

Perryman, Holly

CSWY, 4600 Rickenbacker CSWY, Miami, FL 33165, United States
Tel: +1 305 421 4924, E-Mail: hperryman@rsmas.miami.edu

Prince, Eric

33 Senner Court, Shalimar Florida 32579, United States
Tel: +1 305 298 5849, E-Mail: drmarlin1947@gmail.com

Schirripa, Michael

NOAA Fisheries, Southeast Fisheries Science Center75 Virginia Beach Drive, Miami Florida 33149, United States
Tel: +1 305 361 4568, Fax: +1 305 361 4562, E-Mail: michael.schirripa@noaa.gov

Sharma, Rishi

SEFSC, 75 Virginia Beach Drive, Miami, Florida 33149, United States
Tel: +1 203 501 0577, E-Mail: rishi.sharma@noaa.gov

Walter, John

NOAA Fisheries, Southeast Fisheries Center, Sustainable Fisheries Division75 Virginia Beach Drive, Miami, Florida 33149, United States
Tel: +305 365 4114, Fax: +1 305 361 4562, E-Mail: john.f.walter@noaa.gov

VENEZUELA**Arocha, Freddy**

Instituto Oceanográfico de Venezuela Universidad de Oriente, A.P. 204, 6101 Cumaná Estado Sucre, Venezuela
Tel: +58-293-400-2111 ; mobile +58 416 693 0389, E-Mail: farocha@udo.edu.ve; farochap@gmail.com

OBSERVERS FROM COOPERATING NON-CONTRACTING PARTIES, ENTITIES, FISHING ENTITIES**CHINESE TAIPEI****Su, Nan-Jay**

Assistant Professor, Department of Environmental Biology and Fisheries Science, No. 2 Pei-Ning Rd. Keelung, Taiwan, Chinese Taipei
Tel: +886 2 2462-2192 #5046, E-Mail: nanjay@ntou.edu.tw

OBSERVERS FROM INTERGOVERNMENTAL ORGANIZATIONS**FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION - FAO****Pérez Moreno, Manuel**

United Nations House, Christ Church, BB11000 Bridgetown, Barbados
Tel: +1 246 426 7110, E-Mail: manuel.perezmoreno@fao.org

ICCAT**De Bruyn, Paul**

ICCAT Secretariat,
Mail: paul.debruyn@iccat.int

List of documents

SCRS/2016/071	Standardized catch rates of sailfish (<i>Istiophorus albicans</i>) caught as bycatch of the Spanish surface longline fishery targeting swordfish (<i>Xiphias gladius</i>) in the Atlantic Ocean	García-Cortés B., Ramos-Cartelle A., Fernández-Costa J., and Mejuto J.
SCRS/2016/075	Standardized CPUE from the Rod and Reel and artisanal drift-gillnet fisheries off La Guaira, Venezuela, updated through 2014.	Babcock E.A., and Arocha F.
SCRS/2016/092	Standardized catch rates of sailfish caught by the Brazilian fleet (1978-2012) using a Generalized Linear Mixed Model (GLMM), with a delta log approach	Mourato B.L., Hazin H., Carvalho F., and Hazin F.
SCRS/2016/093	Estimated sailfish catch-per-unit-effort for the U.S. recreational billfish tournaments and U.S. recreational fishery (1972-2014)	Hoolihan J.P., and Lauretta M.
SCRS/2016/094	Standardized CPUE for sailfish caught by the Japanese tuna longline fishery in the Atlantic Ocean from 1994 to 2014	Kai M., and Okamoto H.
SCRS/2016/095	Regional Caribbean Billfish Management and Conservation Plan	Perez-Moreno M.
SCRS/2016/098	Characterization and standardization of the Atlantic sailfish (<i>Istiophorus albicans</i>) catch rates in the East Atlantic from the Portuguese pelagic longline fishery	Coelho R., Lino P.G., and Santos M.N.
SCRS/2016/099	Generalized additive models for predicting the spatial distribution of billfishes and tunas across the Gulf of Mexico	Perryman H.A., and Babcock E.A.
SCRS/2016/100	An assessment of Western Atlantic sailfish for 2016	Schirripa M.J.
SCRS/2016/101	Maximum sizes in the Atlantic sailfish catch	Goodyear C.P., and Schirripa M.J.
SCRS/2016/102	CPUE standardization of sailfish (<i>Istiophorus platypterus</i>) for the Taiwanese distant-water longline fishery in the Atlantic Ocean	Su, N-J and Sun, C-L
SCRS/2016/103	Stock Assessment of Western Atlantic Sailfish (<i>Istiophorus platypterus</i>) Using a Bayesian State-Space Surplus Production Model	Mourato, B. L. and Carvalho, F.

Presentations

SCRS/P/2016/025	Genetic stock delimitation of sailfish (<i>Istiophorus platypterus</i>) in the Atlantic Ocean	Ferrette B.P.L.S., Mourato B., Coelho R., Santos M.N., Oliveira C., Foresti F., Amorim A.F., Arocha F., Hoolihan J., Constance D., Ngom-Sow F., Mendonça F.
SCRS/P/2016/026	Relative Abundance Indices for Atlantic Sailfish (<i>Istiophorus albicans</i>) from the Artisanal Fleet from Senegal	Ngom-Sow, F. N.
SCRS/P/2016/027	Standardization of CPUE Series for the Ghanaian Artisanal Sailfish Fishery	Ayivi, S.

Ghana data estimations

During the 2009 assessment it was reported that the catch and effort data from Ghana used in the standardization of CPUE for the gillnet fishery had very different patterns in the relationships between CPUE, trips and number of canoes when you compared data prior or after 1992. Such differences led the group in 2009 to disregard the Ghana CPUE data prior to 1992. Such pattern was also seen again when the data were standardized in preparation for the current assessment (SCRS/P/2016/027).

At the current assessment it was pointed out that the reported catch of Ghana changed greatly prior and after 1992. Catches from the 1970s contain values five to ten times greater than those after 1992. During the mid 1970s the Ghana catch represent more than 80% of all Atlantic catch. Such high catches prior to 1992 occurred at a time when the number of canoes was not very different to levels post 1992, so they cannot be explained by simply the presence of a larger fleet in the historical period (**Figure 1**). Furthermore, prior to 1992 the species composition of billfish landings reported by Ghana is very different to that post 1989 (**Figure 2**). The post 1989 species composition is, however, similar to the species composition of the gillnet fishery of neighboring Cote d'Ivoire (**Figure 3**), except that Ghanaian catches have relatively more sailfish than Côte d'Ivoire.

All these observations suggest that the Task I reported catch of billfish for Ghana may not be accurate. The Group recommends that Ghanaian landings prior to 1972 should be reviewed thoroughly, however, the group agreed the reported catches from task 1 were to be used for the assessment.

The Group, however, estimated an alternative series of Ghanaian landings of billfish for the period 1956-1989 to be used as a sensitivity analysis. Alternative catches were obtained by estimating an average species composition of billfish for the period 1990-1999 and calculating the average catch of each billfish per canoe from the data for that same period. The billfish catch for each year was then calculated as the product of the number of canoes that year and the average annual catch per canoe for each species.

The alternative catch estimated for Ghana from 1973-1989 (**Table 1, Figure 4**) is much lower than that reported to ICCAT in Task I but similar to catches in the 1990s, however, the catch estimated prior to 1973 is significant, even though no catch was reported to ICCAT. It is important to note that these calculations assume that the catch composition does not change through time, that annual catch per canoe was constant and that the number of canoes is a good index of gillnet effort. Nunoo *et al.* 2015 point out that the Ghanaian fishing fleet existed long before it started being mechanized in the 1940s, so it is possible that the catches of sailfish extend back to the 1950s and possibly earlier.

References

Nunoo F.K.E., Asiedu B., Amador K., Blhabib D. and D. Pauly. 2015. Reconstruction of marine fisheries catches for Ghana, 1950-2010. Fisheries Center, the University of British Columbia. Working paper Series 2015-10. 26 p.

Table 1. Alternative time series of billfish catch for Ghana gillnet. Catch is calculated as the product of the average catch per canoe (1991-1999) and the number of canoes. Bold number of canoes are those reported (Nunoo *et al.* 2015). Other number of canoes were calculated with linear interpolation for years where there was no canoe census.

	<i>SAI</i>	<i>BUM</i>	<i>SWO</i>	<i>WHM</i>	<i>Canoes</i>		<i>SAI</i>	<i>BUM</i>	<i>SWO</i>	<i>WHM</i>	<i>Canoes</i>
1955					4800						
1956	216	211	55	6	4940	1973	361	351	92	10	8238
1957	223	222	57	6	5080	1974	363	354	93	10	8297
1958	229	217	59	6	5220	1975	366	356	94	10	8355
1959	237	229	60	6	5360	1976	369	359	94	10	8414
1960	241	235	62	7	5500	1977	371	361	95	10	8472
1961	257	250	66	7	5859	1978	354	345	91	10	8089
1962	272	265	70	7	6217	1979	337	329	86	9	7705
1963	288	281	74	8	6576	1980	321	312	82	9	7322
1964	304	296	78	8	6935	1981	304	296	78	8	6938
1965	319	311	82	9	7293	1982	315	307	81	9	7193
1966	335	326	86	9	7652	1983	326	318	84	9	7448
1967	351	342	90	10	8011	1984	337	329	86	9	7704
1968	367	357	94	10	8369	1985	349	339	89	10	7959
1969	382	372	98	10	8728	1986	360	350	92	10	8214
1970	377	367	97	10	8606	1987	357	348	92	10	8160
1971	372	362	95	10	8483	1988	355	346	91	10	8106
1972	366	357	94	10	8361	1989	353	343	90	10	8052



Figure 1. Canoes and landings. Ghanaian artisanal ocean-going fleet (a) Number of canoes reported by Nunoo *et al.* 2015 (red dots) and lineary interpolated values (blue dots). (b) Relationship between number of canoes and sailfish landings from task I for two periods prior to 1992 (yellow dots) and after 1991 (blackdots).

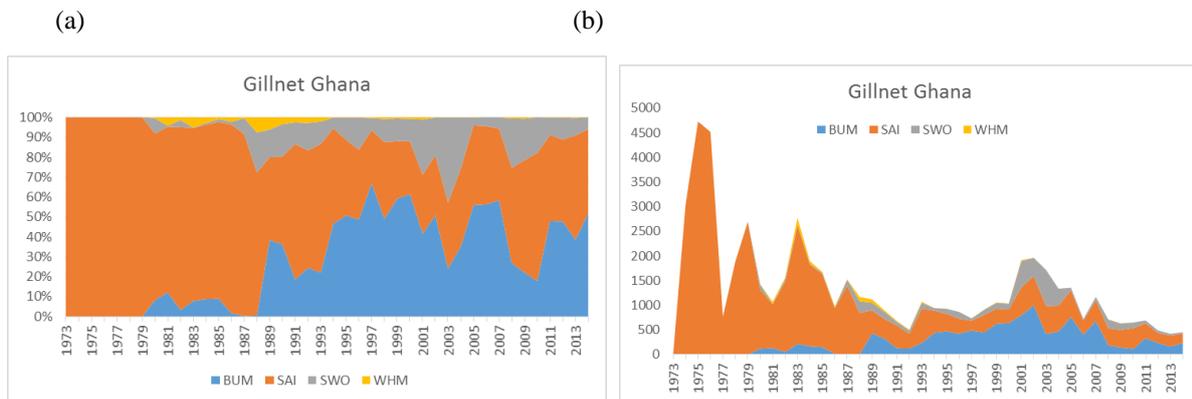


Figure 2. Species composition (a) and total billfish landings (b) of task I artisanal gillnets of Ghana.



Figure 3. Comparison of species of composition of gillnet landings for billfish for 1990-1999 from Ghana and Cote d'Ivoire.

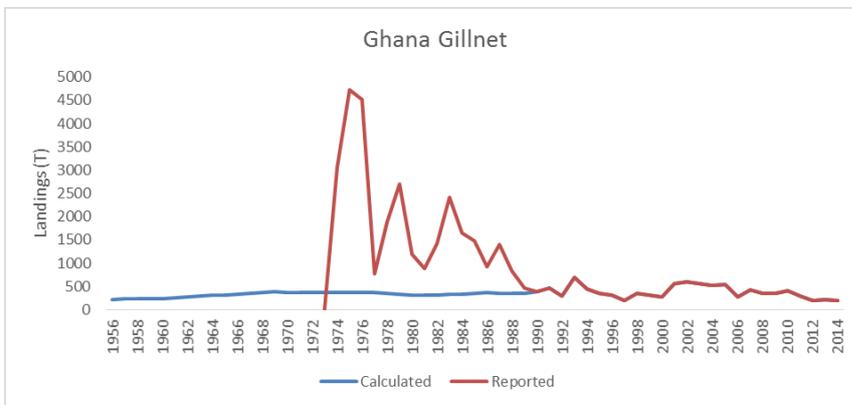


Figure 4. Reported Task I catches of Ghana gillnet (red) and alternative catch for 1956-1989. Alternative catch developed as the product of the number of canoes and the average catch per canoe for 1990-1999.

Bayesian surplus production models in the East

For the eastern Atlantic population, Bayesian production models were run using both the BSP model that is cataloged in the ICCAT catalog of methods (BSP-VB, Babcock 2007, McAllister and Babcock 2003) and a JAGS version of the same model based on Millar and Meyer (BSP-JAGS, Meyer and Millar 1999). The JAGS version differed from the Millar and Meyer formulation in that it included a boundary condition by which combinations of parameter values that caused the biomass to be lower than the catch in any year were down-weighted in the likelihood. This was implemented using the ones trick (Lunn *et al.* 2013). The BSP-VB model similarly throws out parameter draws that crash the population.

The BSP-VB did not converge at all for the series weighted models, since the percent of the importance weight on a single draw was larger than 0.5%. For the other models, the convergence diagnostics were adequate, but the Hessian estimates of variance and covariance were not believable (**Table 1**). The catch weighting series put very high weights on the Japanese longline series, and then on the Ghana series (**Figure 1**). The models appeared to fit the CPUE series fairly well (**Figure 2**). However, the posterior distributions of both r and K were nearly identical to the prior (**Figure 3**) implying that the data did not provide any information on the values of the parameters. Because of the very wide posterior distribution of K , the population was estimated to be very large and not heavily fished (**Figure 4**).

The JAGS models applied to the same datasets had much better convergence diagnostics (**Table 2**). Except for the runs with catch weighting, all the runs estimated posterior distributions of r that were higher than the prior (**Figure 5**). The posteriors of K were fairly well estimated.

References

- Babcock, EA 2007. Application of a Bayesian surplus production model to Atlantic white marlin. Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 60(5): 1643-1651
- Lunn, D., Jackson, C., Best, N., Thomas, A. and Spiegelhalter, D. 2013. The BUGS Book: A Practical Introduction to Bayesian Analysis. CRC Press. 381 pp.
- McAllister, MK and Babcock, EA. 2003. Bayesian surplus production model with the Sampling Importance Resampling algorithm (BSP): a user's guide. Available from www.iccat.int/en/AssessCatalog.htm
- McAllister, MK, Pikitch, EK and Babcock, EA. 2001. Using demographic methods to construct Bayesian priors for the intrinsic rate of increase in the Schaefer model and implications for stock rebuilding. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 58: 1871–1890.
- Meyer, R. and Millar, R. B. 1999. BUGS in Bayesian stock assessments. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences 56(6): 1078-1087.

Table 1. Convergence diagnostics for BSP-VP models. The percent maximum weight diagnostic should be less than 0.5. The Hessian variance of K should be large (i.e. 1000s).

<i>Diagnostic</i>	<i>E-up-equal</i>	<i>E-up-catch</i>	<i>E-up-series</i>	<i>E-down-equal</i>	<i>E-down-catch</i>	<i>E-down-series</i>
% max wt	0.49	0.02	49.82	0.29	0.09	45.00
var(K)	3.98E-03	9.97E-07	8.80E-17	9.55E-17	5.08E-02	9.52E-17

Table 2. Convergence diagnostics for the BSP-JAGS runs in the Eastern Atlantic.

<i>Number</i>	<i>Description</i>	<i>Rhat</i>	<i>n.eff</i>	<i>converged</i>
1a	E-up-equal wt	1.01	1800	yes
1b	E-up-catch wt.	1.00	920	yes
1c	E-up-series wt.	1.02	200	yes
2a	E-down-equal wt.	1.12	180	yes
2b	E-down-catch wt.	1.00	1300	yes
2c	E-down-series wt.	1.00	990	yes
3a	E-down-equal-2 GHN	1.01	1500	yes
3b	E-down-equal-GHN2	302.75	2	no
1d	E-up-prior.3	1.61	6	no
2d	E-down-prior.3	1.15	35	yes
1e	E-up-Bo=K	1.01	230	yes
2e	E-down-B0=K	1.00	900	yes
1f	E-up-low process	1.04	99	yes
1g	E-up-no process	8.08	2	no

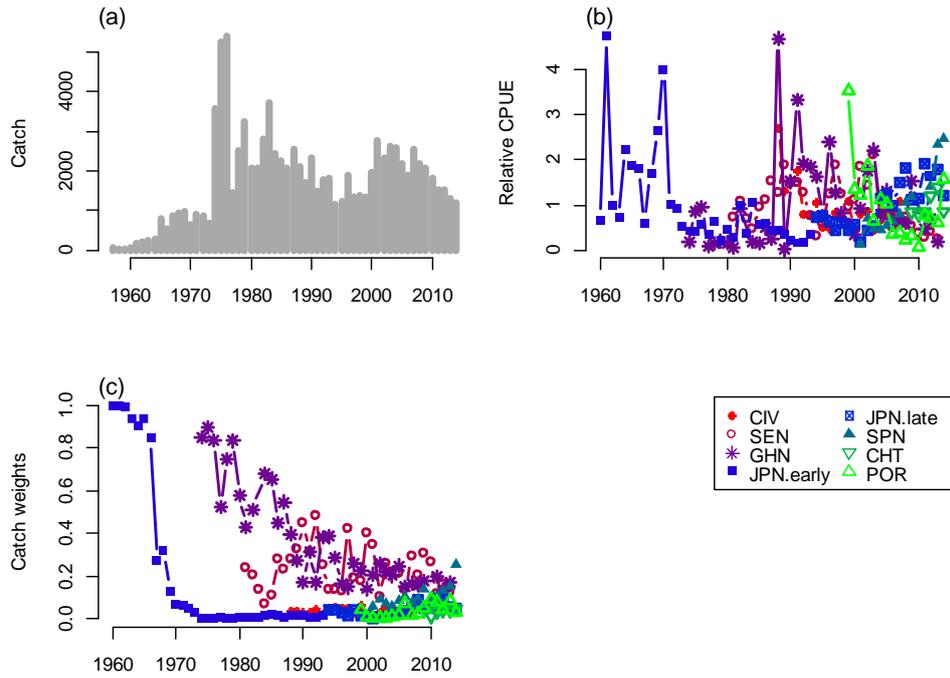


Figure 1. Catches (a), indices (b), and catch weighing (c).

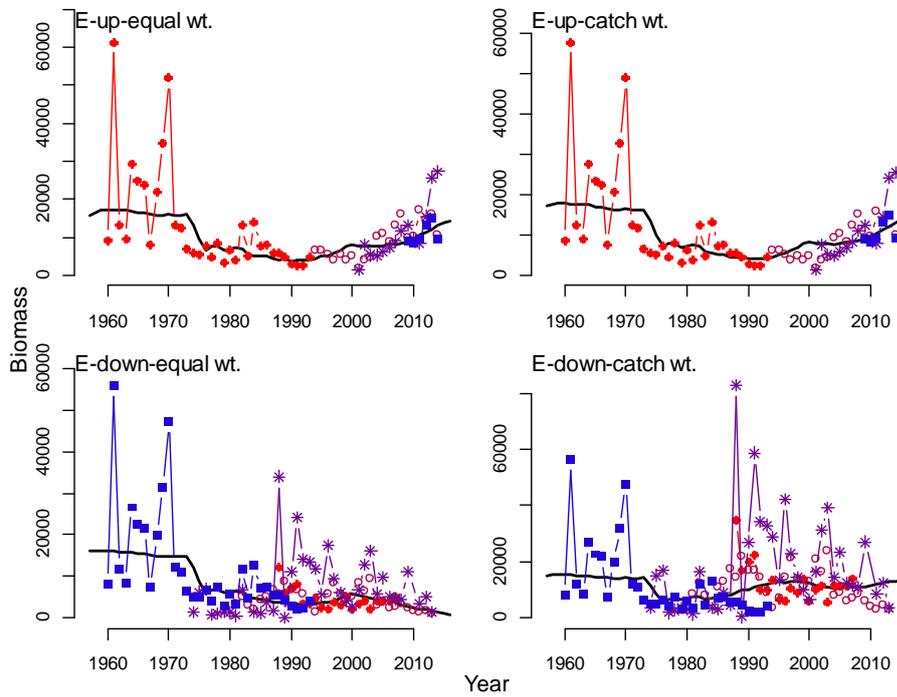


Figure 2. Fit at mode of posterior distribution for the BSP-VP model for the east.

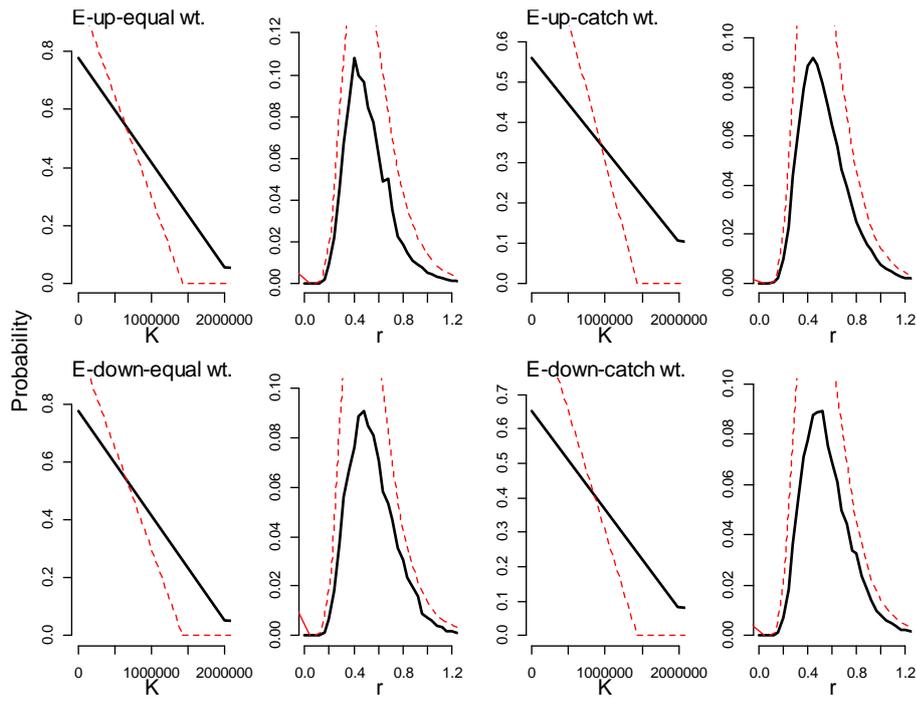


Figure 3. Priors (red dashed) and posteriors (solid black) of K and r from the BSP-VP model for the East.

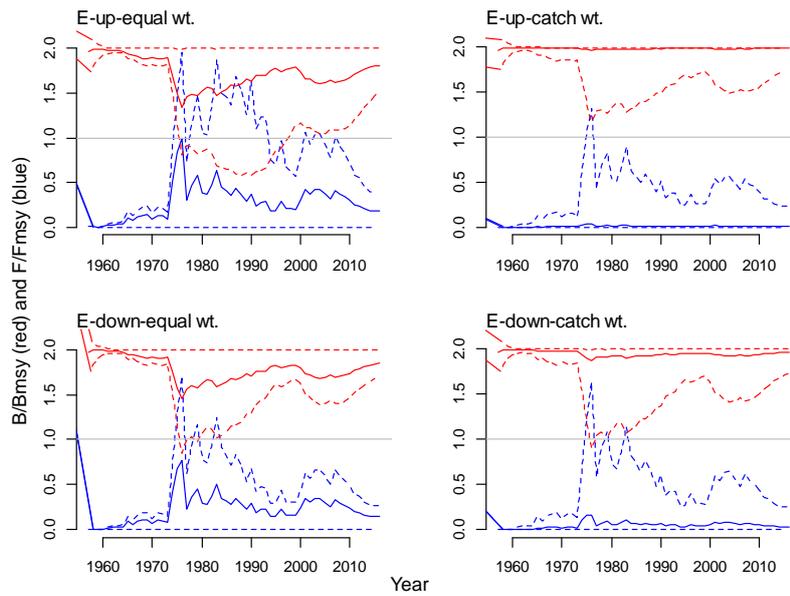


Figure 4. Fishing mortality (red) and biomass (blue) with 80% credible intervals.

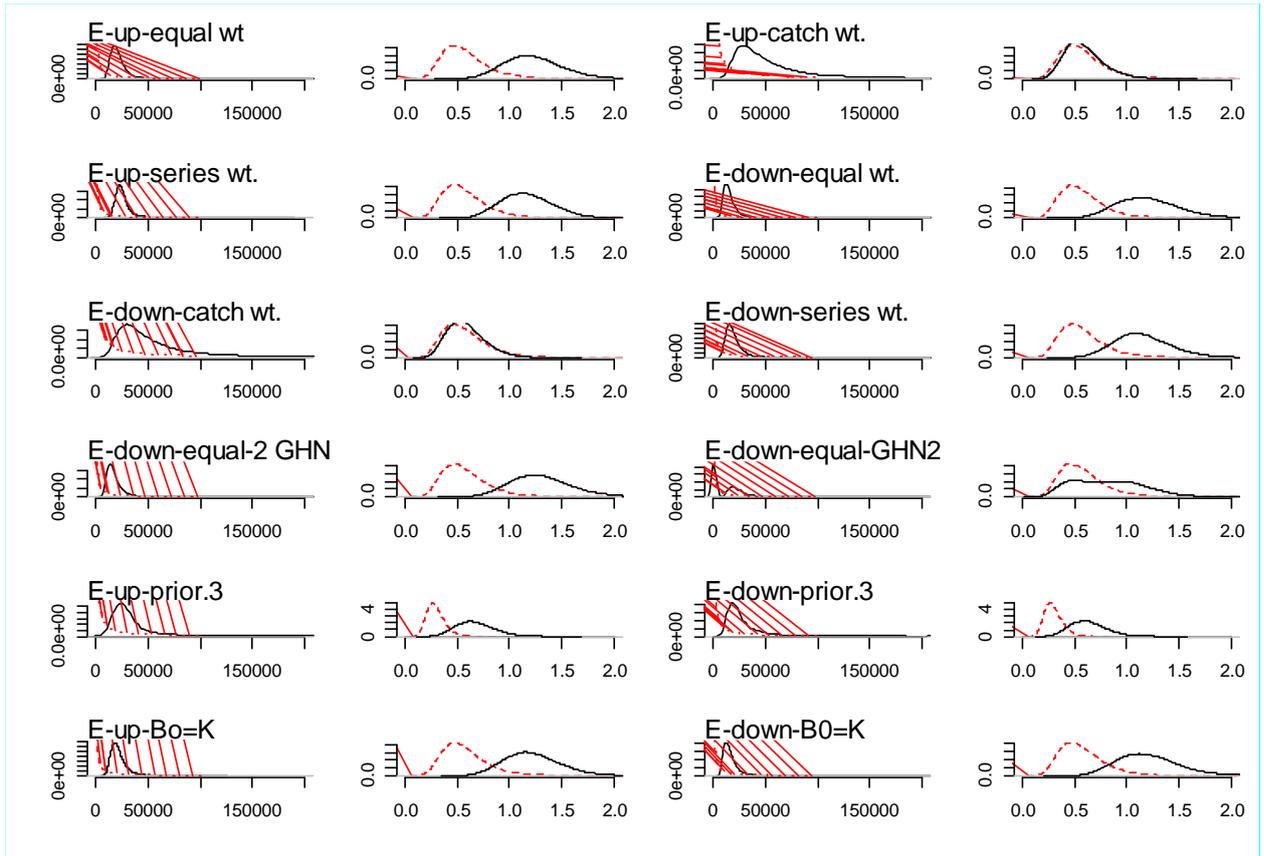


Figure 5. Priors (dashed red) and posteriors (solid black) for K and r from the BSP-JAGS models in the East.

Demographic estimate of r

For the Bayesian production models used in the 2009 assessment, the prior for the intrinsic rate of population growth (r) had a mean of 0.3, implying a moderately productive stock. Carruthers and McAllister (2010) used a demographic method to estimate a prior distribution of r , and found a mean value of 0.08, implying the population was less productive. There have been some updates to the demographic information for sailfish since the last assessment. Therefore, the working group used the Carruthers and McAllister method with the updated values of the biological parameters (**Table 1**) to produce a new demographic prior for r .

The demographic method uses estimates of the survival to each age (l_a), and the fecundity at each age (m_a) to calculate the population growth rate at low population sizes (r), using the Euler-Lotka equation. Assuming the natural mortality (M) is constant, the survival to each age is calculated as $\exp(-Ma)$. Fecundity at age is calculated from the fraction mature at age times the weight at age (calculated from length at age) times the expected number of age 1 recruits per kg of SSB at low population size, which is calculated from steepness. The life history parameters at age calculated from the mean values of the parameters shown in **Table 1** are shown in **Figure 1**.

A Monte Carlo method was used to develop a prior distribution for r . Each input parameter was given a distribution (**Table 1**), with the mean agreed to be the working group, and a distribution and variance that gave a reasonable range of values. Values of each input parameter were drawn from the specified distributions (**Figure 2**), and each set of parameters was used to calculate r . The resulting distribution of r values (**Figure 3**) is well described by a lognormal distribution with a mean of 0.45 and CV of 0.30. This implies a much more productive stock than was assumed in the 2009 assessment.

The Euler-Lotka method gives a value of r as an instantaneous rate. For models that use an annual time step, the mean value of r would be $\exp(0.45)-1=0.57$.

References

Carruthers, T. and M. McAllister. 2011. Computing prior probability distributions for the intrinsic rate of increase for Atlantic tuna and billfish using demographic methods. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 66(5): 2202-2205 (2011).

Table 1. Parameters used in the demographic analysis of r.

<i>Parameter</i>	<i>mean</i>	<i>cv</i>	<i>distribution</i>	<i>Source</i>	<i>Description</i>
M	0.35	0.2	norm	working group	Natural mortality (1/year)
Linf	206.8	0.05	norm	working group	Von Bertalanffy Asymptotic length
K	0.36	0.05	norm	working group	Von Bertalanffy growth parameter
t0	-0.24	0.05	norm	working group	Von Bertalanffy age at zero length
a	1.00E-06	0	fixed	manual	Weight at length parameter
b	3.2683	0	fixed	manual	Weight at length parameter
h	0.7	0.2	beta	SS model	Steepness $h=0.2 + 0.8 \text{ Beta}()$
a50	3	0.1	norm	SCRS/2015/SAI	Age at 50% maturity
d95	3.4	0.1	norm	SCRS/2015/SAI	Age at 95% maturity
amax	12	0	na	manual	Maximum age

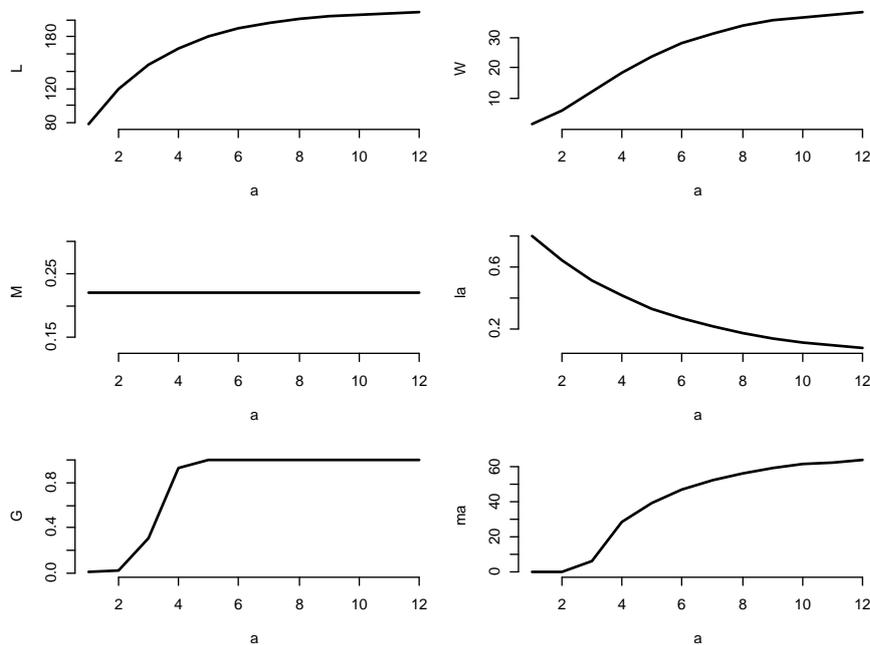


Figure 1. Length (L), weight (W), natural mortality (M), survival to age (l_a), maturity (G), and fecundity at age (m_a), at mean values of the input parameters.

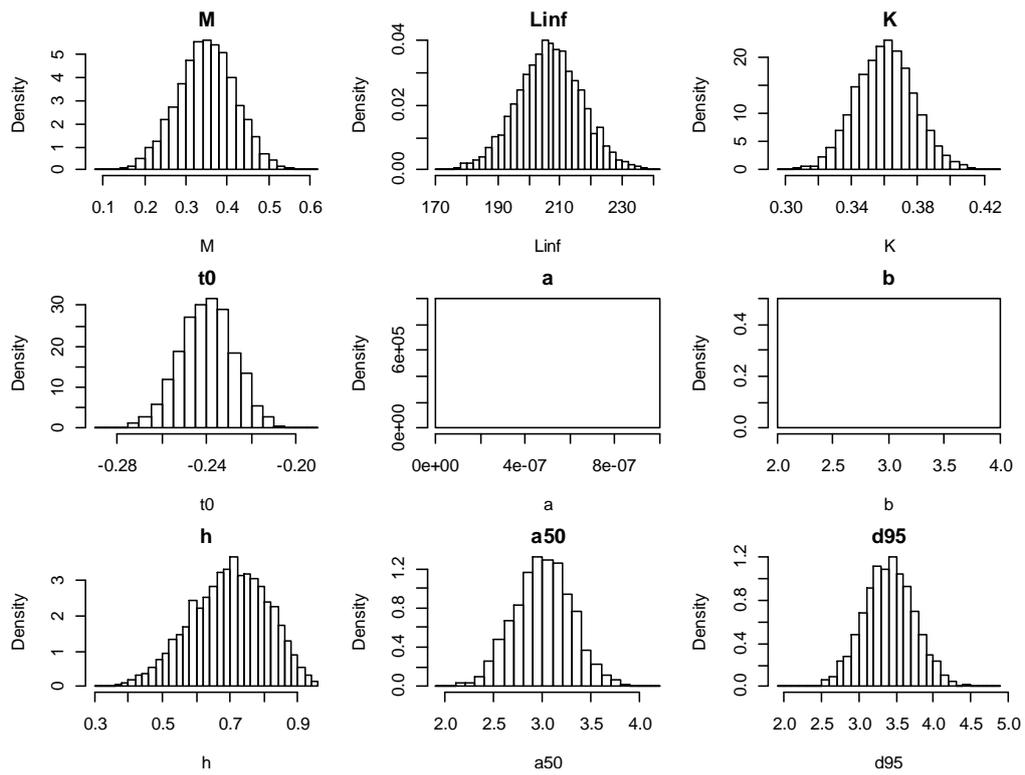


Figure 2. Distributions of parameters used in the demographic analysis.

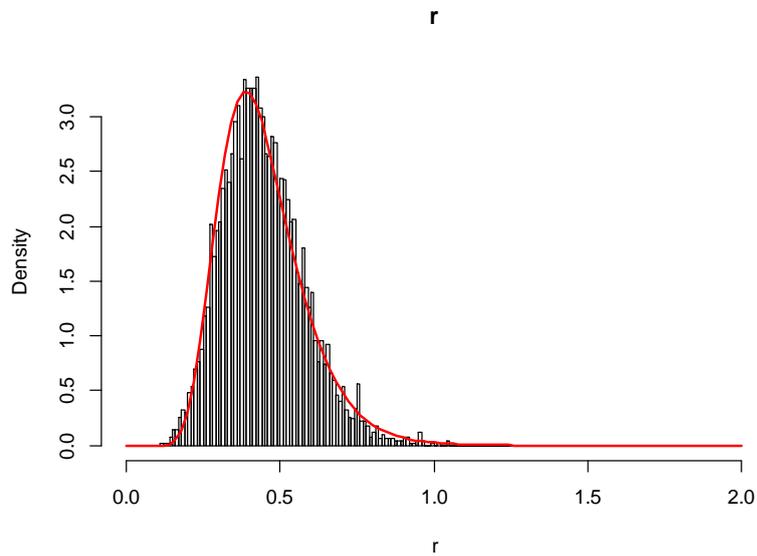


Figure 3. Histogram of r from Monte Carlo simulations. Red solid line is a lognormal distribution with the same mean and variance, used as a prior for r .