

INFORME DE LA REUNIÓN DE EVALUACIÓN DEL STOCK DE PEZ VELA DE 2016
(Miami, Estados Unidos –30 de mayo al 3 de junio de 2016)

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

La reunión se celebró en la *Rosenstiel School of Marine and Atmospheric Science*, Universidad de Miami, Miami, Estados Unidos, del 30 de mayo al 3 de junio de 2016. Las disposiciones locales las llevó a cabo el Dr. David Die, con el apoyo financiero de la NOAA, a través del *Cooperative Institute of Marine and Atmospheric Studies* (CIMAS). El Dr. Paul de Bruyn, en nombre del Secretario Ejecutivo de ICCAT, expresó su agradecimiento a la Universidad de Miami por acoger la reunión y facilitar sus disposiciones logísticas.

Presidió la reunión el Dr. Freddy Arocha, relator del Grupo de especies de istiofóridos. El Dr. Arocha dio la bienvenida a los participantes (en lo sucesivo denominados, el Grupo) y procedió a revisar el orden del día que fue adoptado con pequeños cambios (**Apéndice 1**).

La lista de participantes se adjunta como **Apéndice 2**. La lista de documentos presentados a la reunión se adjunta como **Apéndice 3**.

Los siguientes participantes actuaron como relatores de las diversas secciones del informe:

<i>Sección</i>	<i>Relatores</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 Resumen de los datos disponibles para la evaluación

2.1 Biología

2.1.1 Genética

En la presentación SCRS/2016/P/025 se describían los resultados preliminares de un estudio que investiga la diferenciación genética entre los grupos de pez vela del Atlántico. Se comparó el ADN mitocondrial utilizando las secuencias de 645 pares de base de la región de control. Hasta la fecha, se han realizado análisis de las muestras del Atlántico noroccidental (Florida), de Senegal y de Brasil (**Figura 1**). Una comparación AMOVA indicó una diferencia de moderada a fuerte $\Phi_{st} = 0,1020$, $p = 0,011$) entre el hemisferio norte y el sur, así como una diferencia moderada ($\Phi_{st} = 0,0783$, $P = 0,010$) entre las muestras del Atlántico este y del oeste. En las comparaciones por pares, la mayor diferenciación de población se observó entre los grupos del Atlántico noroeste (Florida) y africano (Senegal) y la menor entre los grupos brasileño y africano (Senegal) (**Tabla 1**). Los resultados preliminares sugieren que existe una estructura genética de stock tanto para el Atlántico este y oeste como para los hemisferios norte y sur. Es necesario profundizar en los trabajos para elucidar y confirmar la presencia de estructura del stock. Se prevé recoger y analizar más muestras en Côte d'Ivoire, UE-Portugal, UE-España, Venezuela y Uruguay.

2.1.2 Distribución

En el documento SCRS/2016/099 se utilizaron modelos aditivos generales (GAM) para predecir la distribución espacial del pez vela en el golfo de México (GOM) utilizando datos del programa de observadores (PLL) (2005-2010).

Se utilizó un enfoque delta ajustando un GAM Bernoulli con datos binomiales y un GAM Gamma con datos de tasa de captura truncados en cero (peces/100 anzuelos). Los factores del modelo fueron año, temporada, día/noche, profundidad del fondo del mar, altimetría, temperatura de la superficie del mar, y distancia mínima desde un frente. Los resultados indicaban que la profundidad del fondo del mar y la temperatura de la superficie del mar eran los

factores que más influían tanto en la probabilidad de capturar un pez vela como en la CPUE. Se desarrollaron perfiles de distribución estacional para el GOM mediante la predicción de las cuadrículas de los datos medioambientales de NCEI y AVISO (**Figura 2**). Los perfiles apuntaban a un flujo estacional, con una mayor CPUE de pez vela entre abril y septiembre y tasas de captura más elevadas asociadas con frentes.

2.1.3 Edad, crecimiento, mortalidad natural y madurez por talla

El Grupo examinó y comparó los parámetros de crecimiento basados en la información pertinente recopilada a partir de estudios de edad y crecimiento de pez vela realizados en los océanos Atlántico y Pacífico. Los debates y la comparación de las estimaciones de curvas de crecimiento (**Tabla 2, Figura 3.**) condujeron al Grupo a la conclusión de que la trayectoria de crecimiento estimada por Cerdanés-Ladrón *et al.* (2011) era la más plausible, y se acordó utilizar los siguientes parámetros de crecimiento en los ensayos del modelo de evaluación exploratorio: $L_{inf} = 206,83$; $K = 0,36$; $T_0 = -0,24$.

El Grupo discutió la estimación de M . Se indicó que los métodos adecuados para estimar M basándose en el marcado-recaptura y en la edad máxima eran los descritos en Hoenig (1983) y Then *et al.* (2015). Considerando que las estimaciones de M eran elevadas, el Grupo consideró aplicar la estimación de M obtenida usando el método de Hoenig (1983) y para ser coherente con anteriores evaluaciones de istiofóridos (BUM). Por tanto, se seleccionaron una estimación de $M=0,35$ (basándose en la ecuación de Hoenig de 1983) y una edad máxima media de 12 años basándose en la información disponible sobre edad y crecimiento, y en la información de marcado revisada durante la reunión.

Se indicó al Grupo que en la Reunión intersesiones del Grupo de especies de istiofóridos celebrada en México en 2014 (Anón. 2015) y durante la Reunión del Grupo de especies de 2015 (Anón. 2016) se había presentado y discutido una nueva estimación de madurez por talla y que tuvo como resultado una nueva estimación de L_{50} de 142,12 cm LJFL (@ 3 años) mediante la combinación de las muestras reproductivas brasileñas y venezolanas para producir la nueva estimación de L_{50} para el pez vela occidental.

2.2. Captura, esfuerzo y talla

Las estadísticas de captura nominal de Tarea I (TINC) de pez vela por stock, pabellón y arte, se presentan en la **Tabla 3** y por stock en la **Figura 4**. La Secretaría informó al Grupo de que se habían actualizado las series de captura históricas para Venezuela (palangre artesanal).

El Grupo constató que en lo que concernía a dos pesquerías clave, o faltaban datos (Granada) o las capturas declaradas eran muy bajas (pabellones combinados FR y ES) para los años recientes. En el caso de Granada, el Grupo decidió que para la evaluación, se traspasaría el promedio de las capturas declaradas entre 2007 y 2009 (los tres últimos años de datos declarados por la CPC) a los años 2010 a 2014 (191 t por año). Para la flota de pabellones combinados, el Grupo estimó las capturas del stock de pez vela del este realizadas de forma fortuita por la flota de cerco tropical de la UE mediante un método estimador de ratio estratificado y con la base de datos de observadores de cerco de la UE. La captura fortuita de pez vela observada se relacionó linealmente con la captura de atún observada en operaciones sobre bancos libres y sobre bancos asociados con DCP. Se estratificaron por año y modo de pesca las operaciones observadas y la captura de túnidos tropicales de la base de datos de Tarea II. Se calcularon los estimadores de ratio de captura fortuita de pez vela utilizando la media de captura fortuita de pez vela observada en cada estrato y dividiéndola por la media de captura de atún observada en cada estrato. Este estimador de ratio se aplicó a la captura de atún total comunicada para cada estrato, lo que produjo estimaciones totales de captura fortuita de pez vela. Los resultados de este análisis se presentan en las **Tablas 4 a y b** para las capturas asociadas con DCP y en bancos libres, respectivamente. El Grupo constató que este análisis indicaba casi con total seguridad que las capturas comunicadas en los datos de Tarea I son muy probablemente inferiores a las capturas reales. Por tanto, el Grupo decidió con fines de evaluación aplicar el traspaso del promedio de las capturas comunicadas entre 2008 y 2010 a los años 2011 a 2014 (275 t por año).

El Grupo constató el fuerte descenso que se había producido en las capturas totales declaradas de pez vela desde 2010. Aunque no está claro el nivel de precisión de las capturas totales antes de dicha fecha, varios factores potenciales podrían haber dado lugar a un descenso en la comunicación de las capturas en los años recientes. Por ejemplo, esta reducción en las capturas podría deberse a acciones de ordenación o a cambios en las operaciones de pesca (como cambios en la estrategia de pesca en función de la especie objetivo para muchos buques palangreros comerciales). En lo que concierne a la ordenación, podría haberse producido una cierta reducción en las capturas de pez vela debida al plan de recuperación de istiofóridos promulgado en 2005. Se constató que este plan se centraba solo en especies de marlines, pero se especuló si también podría haber afectado al pez vela. En lo que

concierno a esta acción de ordenación, el Grupo constató que no se proporciona información sobre liberaciones de ejemplares vivos y, por tanto, si la medida de ordenación ha fomentado que no se retengan las capturas de marlines, estas liberaciones potenciales no se han declarado. Muy pocas flotas comunican información sobre descartes de ejemplares muertos de pez vela, y esto hace que resulte imposible cuantificar estas capturas potenciales. El Grupo consideró la posibilidad de que el reciente descenso en las capturas pueda deberse a que se haya producido un incremento, aunque no declarado, de los descartes de ejemplares muertos y vivos. En general, el Grupo manifestó su inquietud con respecto a la persistencia de un elevado nivel de incertidumbre en cuanto a las extracciones totales.

Durante la reunión de evaluación del stock de pez vela de 2009 (Anón 2010), se comunicó que los datos de captura y esfuerzo de Ghana utilizados en la estandarización de la CPUE para la pesquería de redes de enmalle presentaban patrones muy diferentes en las relaciones entre CPUE, mareas y número de canoas cuando se comparaban con datos anteriores o posteriores a 1992. Dichas diferencias hicieron que, en 2009, el Grupo excluyera los datos de CPUE de Ghana anteriores a 1992. Dicho patrón volvió a observarse al estandarizar los datos para preparar la evaluación actual (SCRS/P/2016/027). Además, los niveles de captura anteriores y posteriores a 1990 son muy diferentes, y antes de 1992 la composición por especies de los desembarques de marlines comunicada por Ghana presenta importantes diferencias con respecto a la anterior a 1989. El Grupo llegó a la conclusión de que se habían estimado de forma incorrecta las capturas de pez vela de Ghana entre 1956 y 1989.

Para probar la sensibilidad de los resultados de la evaluación a las estimaciones de captura de pez vela de Ghana, durante la reunión se desarrolló una serie alternativa de capturas de pez vela para Ghana para el periodo 1957-1989 (**Apéndice 4**).

Se presentaron al Grupo los catálogos de datos de pez vela para los datos de captura y esfuerzo de Tarea II (T2CE) y la información sobre tallas de Tarea II (T2SZ) para los stocks del Atlántico este y oeste. Esta información se presenta en las **Tablas 5a** y **5b**, respectivamente. El Grupo constató que había muchas lagunas en estos conjuntos de datos lo que limita la capacidad del Grupo de utilizar modelos integrados de evaluación de stock. Sin embargo, el Grupo constató que existen muchos datos relacionados con la información sobre talla (sobre todo para Venezuela) procedentes del Programa de investigación intensiva sobre marlines y del JDMIP (Arocha *et al.* 2016), y que dichos datos se están recopilando con miras a su inclusión en la base de datos de ICCAT aunque no sean datos oficiales de Tarea II presentados por las CPC. Además los datos CE de Tarea II no suelen utilizarse en las evaluaciones de stock de pez vela, ya que las CPC suelen proporcionar índices de CPUE estandarizados que utilizan datos más exhaustivos que los disponibles en el conjunto de datos de Tarea II.

Los datos de marcado convencional de pez vela disponibles en la base de datos de ICCAT se presentan en la **Tabla 6**. Entre 1950 y 2011 se liberaron en total se 115.743 ejemplares marcados de pez vela. El número total de ejemplares recuperados se sitúa en 2.020, lo que supone una ratio media de recuperación de aproximadamente el 1,7%. El movimiento aparente (desplazamientos rectos entre las posiciones de liberación y recuperación que se presentan en la **Figura 5** (completados con los mapas de densidad de liberación y recuperación de la **Figura 6** indica que la mayor parte de las operaciones de marcado de pez vela tuvieron lugar en el Atlántico occidental. El Grupo reconoció el importante trabajo (científicos nacionales y Secretaría) que hay tras la base de datos de marcado de ICCAT de pez vela, y resaltó el elevado número de ejemplares que se había marcado. El Grupo recomendó que en el futuro se exploren metodologías para incluir esta importante información en el marco de la evaluación de stock.

2.3 Índices de abundancia relativa

Durante la reunión se presentaron al Grupo los siguientes documentos con índices de abundancia para el stock occidental:

En el documento SCRS/2016/075 se indicaba que había datos disponibles de captura y esfuerzo de pez vela (*Istiophorus albicans*), aguja blanca (*Tetrapturus albidus*) y aguja azul (*Makaira nigricans*) de la pesquería de recreo de caña y carrete con base en el Playa Grande Yacht Club, Venezuela central, desde 1961 hasta 2001. También hay datos disponibles de una pesquería artesanal de redes de enmalle en la misma zona para 1991-2014. Cada conjunto de datos se estandarizó de forma independiente utilizando un modelo lineal mixto generalizado (GLMM). Los dos conjuntos de datos se combinaron también en un análisis GLMM que incluía el año, la temporada, la pesquería y algunas interacciones de dos direcciones como posibles variables explicativas. El análisis combinado produjo un índice de abundancia de CPUE que va desde 1961 a 2014. El índice muestra un descenso seguido de un periodo de estabilidad tanto para el pez vela como para la aguja blanca.

El Grupo preguntó si en el análisis se habían incluido las mareas sin capturas. Se indicó que los datos para ambos artes (caña y carrete de recreo y redes de enmalle) correspondían a resúmenes mensuales, y que casi todos los resúmenes mensuales tenían capturas positivas. Se debatió la cuestión de que, dado que ambas pesquerías se desarrollan en una zona considerada como un "punto álgido", la posibilidad de que haya mareas sin capturas de pez vela es extremadamente baja. El Grupo constató que algunos diagnósticos del modelo mostraban cierta desviación con respecto a los supuestos. Se debatió si el hecho de añadir un valor constante al modelo podría haber creado el patrón observado en los residuos. Siguiendo el consejo de los autores, el Grupo convino en utilizar índices individuales en vez del índice combinado, tal y como se sugirió inicialmente en Babcock y Arocha, 2015.

En el documento SCRS/2016/093 se presentaba un índice de abundancia para el pez vela de la pesquería de torneos de recreo de marlines de Estados Unidos para el periodo 1972-2014, y para las pesquerías de recreo sin torneos para el periodo 1981-2014. Se estimó la captura por unidad de esfuerzo de los torneos (número de ejemplares capturados por 100 horas de pesca) a partir de los datos de captura y esfuerzo presentados por los coordinadores de los torneos de recreo y por los observadores del Servicio nacional de pesquerías marinas de Estados Unidos, en el marco del Programa de prospección de pesquerías de recreo de marlines. Se aplicó un proceso de selección para restringir los datos a los torneos dirigidos sobre todo al pez vela, que utilizan solo cebo vivo, a lo largo de la costa este de Florida. Los datos de pesquerías de recreo no precedentes de torneo fueron compilados por la Prospección estadística de pesquerías marinas de recreo (MRFSS). En el procedimiento de estandarización de la captura por unidad de esfuerzo se incluyeron las variables año, área y temporada. Los índices estandarizados se estimaron utilizando modelos lineales mixtos generalizados con un enfoque de modelo delta lognormal.

Los autores explicaron que los datos de la MRFSS cubrían una zona más amplia (los datos incluidos abarcan una zona que se extiende desde Carolina del norte hasta Texas) que los datos de los torneos y, por tanto, se utilizaron para ver si había algún indicio de que el stock se estaba desplazando o expandiéndose hacia el norte, hipótesis que se había planteado para el pez espada del Atlántico norte. Sin embargo, los autores indicaron que no existen pruebas de que esto se esté produciendo. El Grupo debatió las dificultades que plantea identificar la especie objetivo en los datos de la MRFSS, lo que podría afectar al número de mareas con capturas cero incluidas en el análisis. El Grupo también indicó que los diagnósticos del modelo para el índice MRFSS mostraban una marcada evidencia de que se había infringido el supuesto de normalidad. Por tanto, el Grupo respaldó la decisión que se había adoptado en la Evaluación de stock de pez vela de 2009 (Anón. 2010) de no incluir el índice MRFSS en la evaluación de stock de pez vela de 2016 y de incluir únicamente el índice de torneos.

En el documento SCRS/2016/092 se analizaban los datos de captura y esfuerzo de 73.810 lances realizados por la flota atunera brasileña de palangre (de buques nacionales y fletados) en el Atlántico sudoccidental y ecuatorial entre 1978 y 2012. La zona de pesca se distribuía a lo largo de una amplia zona del Atlántico meridional y ecuatorial, entre 3°W y 52°W de longitud y 011°N y 40°S de latitud. Se estandarizó la CPUE del atún blanco mediante modelos mixtos lineales generalizados (GLMM) utilizando un enfoque delta lognormal. Los factores usados en el modelo fueron: año, estrategia de pesca, trimestre, área, temperatura de la superficie del mar, y las interacciones año:estrategia, año:área y año:trimestre. La serie de CPUE estandarizada de pez vela presentaba una tendencia decreciente gradual, especialmente después del año 2000.

El Grupo preguntó al autor cómo había obtenido los datos SST utilizados la estandarización, y se indicó que se trataba de datos vía satélite. El Grupo sugirió también que era preferible incorporar los datos SST en los modelos como variables categóricas (intervalos) en vez de como una variable continua, ya que muchas especies tienen una gama de temperaturas preferidas y su respuesta a la temperatura no es lineal. Al igual que ha sucedido con otros Grupos de especies, el Grupo mantuvo un largo debate sobre la metodología utilizada para definir las tres estrategias de pesca (FS). El Grupo manifestó su preocupación por el hecho de que la interacción estrategia de pesca:año fuera importante, lo que significa que la capturabilidad de estas 3FS cambia en el tiempo. Se debatió si dicho efecto podría enmascarar los cambios reales en la abundancia del stock. Como posible solución, el Grupo sugirió que se estimasen las CPUE individuales para cada estrategia de pesca o solo para la estrategia de pesca (FS) que tuviese la CPUE media más elevada. Como alternativa, el Grupo sugirió excluir del modelo la interacción estrategia de pesca: año. En el caso de que las CPUE nominales y estandarizadas sean similares, el mantenimiento de esta interacción en el modelo no debería plantear muchas dificultades.

Durante la reunión se presentaron al Grupo los siguientes documentos con índices de abundancia para el stock oriental:

La presentación SCRS/P/2016/026 presentaba un índice de abundancia estandarizado para la pesquería artesanal de Senegal para el periodo 1981-2015. Los principales artes de la pesquería son curricán, liña de mano y red de

enmalle que captura pez vela de forma incidental. Los datos de captura y esfuerzo utilizados corresponden a resúmenes mensuales de captura y esfuerzo ($n=1.076$). El índice estandarizado se estimó utilizando un GLMM. Los principales factores probados en el modelo fueron año, área, mes y arte. Se consideraron dos modelos, uno solo con los factores principales y otro con los factores principales y las interacciones. La selección del modelo se basó en AIC. El modelo final utilizado para estimar el índice estandarizado incluía los factores año, área, arte y mes e interacciones año:área, año:arte; área:arte y arte:mes. El índice estandarizado estimado no mostraba una tendencia discernible en los primeros veinte años de la serie temporal y mostraba una tendencia descendente después del año 2000.

El Grupo indicó que en el análisis se utilizaron datos agregados mensualmente, y que los datos usados en el modelo correspondían a observaciones positivas ($N=1.072$ observaciones positivas). El examen de la CPUE media por factor mostró que había coherencia entre los resultados y lo que se conoce sobre la pesquería. Más específicamente, que el curricán realiza más capturas que el cerco (que se dirige a las sardinias) y que estas capturas mayores se producen durante los meses de afloramiento. La importante interacción año:mes respalda la observación anecdótica de que se ha acortado la duración del periodo en el que el pez vela está presente en la zona de estudio. El Grupo observó que las CPUE estimadas para los años 2013 y 2014 eran notablemente menores que en el resto de la serie temporal, y el autor indicó que esto era el resultado de nuevas reglamentaciones de ordenación. Por tanto, el Grupo solicitó que se reestimara el índice sin incluir los dos últimos años de datos (2014 y 2015). Durante la reunión, el autor facilitó un nuevo índice estimado sin los dos últimos años de datos.

La presentación SCRS/P/2016/027 incluía un índice estandarizado de abundancia para la pesquería artesanal de redes de enmalle de deriva de Ghana para el periodo 1974-2013. Los datos utilizados correspondían a resúmenes mensuales de datos de captura y esfuerzo. No se incluyeron, como parte de la serie temporal, datos para los años 1983 y 2010. El procedimiento de estandarización utilizó un GLM. Los factores probados en el modelo fueron año, trimestre, temporada de pesca, número de canoas, y las interacciones año:trimestre y año:temporada de pesca. Los factores incluidos en el modelo final fueron año, trimestre y la interacción año:trimestre. Aunque con variaciones, los mayores valores de CPUE se observaron a finales de los 80 y en los 90. Los valores del índice para los tres últimos años de la serie temporal (2011-2013) fueron los más bajos desde 1991. El Grupo solicitó que se estimara un nuevo índice separado para los periodos 1974-1990 y 1991-2013. Dichos índices se facilitaron durante la reunión.

El documento SCRS/2016/098 analizaba las tendencias de captura, esfuerzo y CPUE estandarizada para el stock oriental de pez vela del Atlántico (*Istiophorus albicans*) capturado por la flota de palangre pelágico portuguesa entre 1999 y 2015. Las CPUE nominales anuales se calcularon como $\text{kg}/1.000$ anzuelos, y fueron estandarizadas con modelos lineales generalizados (GLM) con una distribución Tweedie y utilizando año, trimestre, área y efectos de especie objetivo (ratios) como variables explicativas. La bondad del ajuste del modelo se determinó con AIC y con el pseudo coeficiente de determinación, y la validación del modelo se realizó con un análisis residual. La serie final de las CPUE estandarizadas muestra un descenso general en los años iniciales, entre 1999 y 2010, seguido de un aumento general en los años más recientes, hasta 2015, con algunas oscilaciones interanuales. Este documento presenta el primer índice de abundancia para el pez vela del Atlántico estimado a partir de capturas de la flota de palangre pelágico portuguesa en el Atlántico este, y puede utilizarse en futuras evaluaciones de stock de esta especie.

El Grupo recomendó que en futuras versiones de este índice se incluya también la CPUE media estimada para cada factor del modelo.

Durante la reunión, se presentaron al Grupo los siguientes documentos con índices de abundancia para los stocks oriental y occidental:

El documento SCRS/2016/071 presentaba tasas de captura estandarizadas del pez vela (*Istiophorus albicans*) obtenidas a partir de 10.615 observaciones en mareas de la flota de palangre de superficie de UE- España que se dirigió al pez espada durante el periodo 2001-2014. En aproximadamente el 28% de estas mareas, se halló al menos un ejemplar de esta especie. Debido a la escasa prevalencia de esta especie en esta pesquería, se elaboró la CPUE estandarizada usando un modelo lineal mixto generalizado asumiendo una distribución de error delta lognormal. Los resultados obtenidos indican que la tendencia global de la CPUE estandarizada era similar para todas las zonas atlánticas y para los stocks oriental y occidental. Se identificó una tendencia creciente global para todas las zonas del Atlántico y para los stocks oriental y occidental para todo el periodo de 2001-2014, con algunas fluctuaciones en los años más recientes.

El Grupo preguntó por la razón de definir las diferentes áreas usadas en la estandarización de las CPUE. Se indicó que las áreas definidas eran similares a las usadas para el análisis de la misma flota para la especie objetivo y otras especies, y representan una aproximación de las temperaturas del mar a 50 m de profundidad. Otros elementos que se tuvieron en cuenta para definir la estructura espacial para el análisis incluían los límites actuales del stock asumidos por ICCAT para esta especie, y las condiciones medioambientales en las capas de la superficie entre las zonas del este y el oeste, así como las del norte y sur. Además, la distribución de la flota en las zonas respectivas durante todo el año y las observaciones disponibles también desempeñan un papel importante a la hora de decidir las definiciones espaciales y temporales para el análisis. El Grupo acordó utilizar en la evaluación los índices individuales presentados para cada stock (este y oeste) en lugar del índice presentado también para todo el Atlántico.

El documento SCRS/2016/094 presentaba las CPUE estandarizadas estimadas para el pez vela capturado por la pesquería atunera de palangre japonés en el Atlántico oriental y occidental utilizando los datos de los cuadernos de pesca durante 1994-2014. Se usó un modelo delta lognormal para estandarizar la CPUE nominal. Los cambios anuales en las CPUE estandarizadas para el stock del Atlántico occidental mostraban una fuerte fluctuación. La serie temporal tenía una tendencia ligeramente descendente desde 1994 hasta 2007 y después de eso, la serie temporal aumentaba bruscamente y se mantenía en niveles elevados. Los cambios anuales en las CPUE estandarizadas para el stock del Atlántico oriental eran considerablemente débiles. La serie temporal presentaba una tendencia ligeramente descendente entre 1994 y 2001, mientras que, tras dicho periodo, mostraba una tendencia ascendente. Los intervalos de confianza del 95% no eran amplios para los stocks de pez vela del Atlántico oriental y occidental. Estos resultados sugieren que el nivel actual del stock adulto de pez vela en el Atlántico oriental y occidental ha aumentado en años recientes en comparación con el de los 90 y los 2000.

Los autores indicaron que el uso del modelo de hábitat debería descartarse debido a la falta de información sobre distribución vertical para el pez vela. Sin embargo, el Grupo indicó que la información sobre distribución vertical ha estado disponible desde 2009, y recomendó que dicha información se incorpore en el futuro. El Grupo observó que el índice estandarizado para el stock occidental está por debajo del índice nominal para toda la serie temporal. Se debatió el hecho de que el índice comenzase en 1994 debido a que antes de ese año los datos no separaban las capturas de pez vela y *Tetrapturus* spp. En la Reunión de evaluación del stock de pez vela de 2009 (Anón. 2010), se incluyó en el análisis un índice de Japón que cubría el periodo 1960-2007. Se indicó al Grupo que dicho índice se había desarrollado durante la reunión de evaluación usando los datos de CATDIS y las ratios estimadas de pez vela/*Tetrapturus* spp. en la captura. El Grupo preguntó si la presencia de *Tetrapturus* spp. en las ratios estimadas era importante, y se le informó de que, en algunas zonas, hasta el 30-40% de las capturas eran de *Tetrapturus* spp. El Grupo señaló que, en el Atlántico oriental, las capturas de rabil en número de la flota japonesa de palangre eran superiores a las capturas de patudo cuando se utilizaban menos de 15 anzuelos entre flotadores, mientras que ocurría lo contrario cuando se utilizaban más de 15 anzuelos entre flotadores. Sin embargo, en el Atlántico occidental no era evidente la misma tendencia. El Grupo discutió la implicación de estas observaciones, pero se llegó al acuerdo de que no hay suficiente información disponible para interpretar estos particulares resultados. El Grupo convino en utilizar en la evaluación el índice recientemente estimado para cada stock para el periodo 1994-2014 y en utilizar (como índice separado) la CPUE histórica estimada por el Grupo en la Reunión de evaluación del stock de pez vela de 2009 (Anón. 2010) solo para el periodo 1960-1993. El Grupo indicó que la fuerte interacción año:área y, sobre todo, un aparente aumento en las capturas del Caribe occidental podrían requerir una partición espacial más fina que las toscas áreas actuales usadas en el modelo. Estas podrían ser las áreas elegidas por el método de partición adaptativo originalmente propuesto en el documento. Para solucionar esta inquietud, el índice se separó en dos periodos diferentes en el modelo Stock Synthesis (véase la sección 3.2.3 para más detalles).

El documento SCRS/2016/102 introducía los datos de captura y esfuerzo del pez vela (*Istiophorus platypterus*) recopilados y analizados para la pesquería de palangre pelágico de aguas distantes de Taipei Chino en el Atlántico para el periodo 2009-2015. La captura en número observada en los cuadernos de pesca y la estimada usando la ratio de captura de pez vela entre las dos especies (pez vela y *Tetrapturus pfluegeri*) se usaron para calcular la CPUE nominal (captura por unidad de esfuerzo) y, posteriormente, la CPUE se estandarizó usando modelos lineales generalizados (GLM). En la estandarización se consideraron dos stocks separados de pez vela, oriental y occidental, con información sobre el tipo de operación (es decir, anzuelos por cesta) incluida como un efecto potencial en los modelos. Los principales efectos eran estadísticamente significativos en los análisis del GLM, excepto el mes y la longitud en la estandarización del stock occidental. Sin embargo, los índices de abundancia relativa mostraban tendencias similares y constantes para los dos escenarios sobre datos de captura. La CPUE estandarizada del pez vela del Atlántico oriental aumentaba desde 2009 hasta un mayor nivel y posteriormente caía en años recientes (2014-2015), mientras que para el stock occidental, la CPUE mostraba una tendencia descendente entre 2010 y 2014 con un ligero aumento en 2015.

El Grupo constató que los datos utilizados no incluían observaciones con capturas cero. El autor indicó que aproximadamente el 19% de las observaciones tenían capturas positivas de pez vela, y que el porcentaje era bastante constante. El Grupo preguntó cuán estable era la ratio pez vela - *Tetrapturus* spp.. Se observó que la ratio era bastante variable, dado que las capturas de estas especies son poco frecuentes. El autor indicó que se usaron los datos del cuaderno de pesca para estimar las ratios por área, y se asumió que las ratios permanecían constantes en el tiempo. El Grupo indicó que las ratios podrían no haber sido constantes a lo largo de toda la serie temporal, pero con este supuesto debería ser posible usar las ratios para estimar la serie de CPUE anterior a 2009.

El Grupo debatió la posibilidad de combinar los datos de las pesquerías de palangre de UE-España y UE-Portugal para estimar un índice combinado para el pez vela oriental y, potencialmente, ampliar este enfoque para combinar datos de otras flotas. Este enfoque de combinar datos de diferentes flotas para estimar los índices de abundancia se está explorando actualmente para otras especies como el atún rojo. El Grupo reconoció la importancia de contar con índices estandarizados de las pesquerías artesanales de Senegal y Ghana, y de las pesquerías de palangre de UE-España y UE-Portugal. El Grupo agradeció a los autores estos documentos y su importante contribución al proceso de evaluación.

El Grupo dispuso también de otros índices de abundancia que fueron presentados en la Reunión intersesiones del Grupo de especies de istiofóridos de 2014 (Anón. 2015) y en las reuniones de los Grupos de especies del SCRS de 2015 (Madrid, 21-25 de septiembre de 2015). Las **Tablas 7 y 8** (y las **Figuras 7 y 8**) muestran los índices de abundancia usados para los stocks occidental y oriental, respectivamente.

3 Evaluación de stock

3.1 Stock oriental

3.1.1 Modelos de producción bayesianos

Métodos

Para la población del Atlántico oriental, se ejecutaron modelos de producción Bayesianos usando tanto el modelo BSP disponible en el catálogo de métodos de ICCAT (BSP-VB, Babcock 2007, McAllister y Babcock 2003) como una versión JAGS del mismo modelo basada en Millar y Meyer (1999, BSP-JAGS). Véase el **Apéndice 5** para más detalles sobre las especificaciones, diagnósticos y análisis de sensibilidad del modelo.

Para todos los ensayos del modelo, la distribución previa para la biomasa en el primer año relativa a K (Bo/K) era lognormal, con una media de 1 y un CV de 0,2 excepto para un análisis de sensibilidad que fijaba Bo/K en 1. La distribución previa para K era uniforme en log(K) entre log(10) y log(1E6). La distribución previa para r se calculó usando el método demográfico de Carruthers y McAllister (2011), como se muestra en el **Apéndice 6**. Dado que se usó la fase temporal anual, los parámetros de entrada eran una media de 0,57 y un CV de 0,3. En un análisis de sensibilidad, la media se estableció en igual a 0,3 con un CV de 0,3. Las distribuciones previas no informativas se utilizaron para el coeficiente de capturabilidad para cada índice de CPUE (q), usando una distribución uniforme en BSP-VP y una distribución de gama inversa en BSP-JAGS. Se usaron las mismas distribuciones previas para la varianza residual en los casos en lo que sigma era estimada.

Ninguno de los modelos BSP-VB incluía error de proceso. Para los modelos BSP-JAGS, el error de proceso se fijó en 0,05, excepto en los ensayos de sensibilidad en los que sigma se estableció o en 0,00001 o en 0 para evaluar el efecto de eliminar el error de proceso. Los modelos variaban en los índices que se incluían, en cómo se ponderaban los índices y en las distribuciones previas para r y Bo/K (**Tabla 9**). Los índices incluidos era bien aquellos con una tendencia ascendente (Japón-temprano, Japón-tardío, Taipei Chino, y UE-España) o bien aquellos con una tendencia descendente (Japón-temprano, Senegal, Ghana, Côte d'Ivoire, UE-Portugal). Los índices se ponderaron igualmente con una varianza estimada o se ponderaron por captura (precisión de entrada igual a la fracción de la captura total asociada con cada índice) o cada índice tenía su propia varianza residual estimada.

Resultados

Los modelos BSP-VB sin error de proceso no convergían bien, especialmente para el caso con una varianza estimada para cada serie. La estimación Hessiana de la varianza para algunos parámetros era cercana a cero, aunque el muestreo de importancia estimaba distribuciones muy amplias para los parámetros, lo que indica que el modelo podría no haber estimado de forma precisa la moda de la distribución posterior. Las distribuciones posteriores del

modelo eran muy similares a las distribuciones previas tanto para K como para r , incluso aunque K tenía una distribución previa no informativa. Por tanto, los valores medios de K eran órdenes de magnitud mayores que los valores procedentes de otros modelos aplicados al mismo conjunto de datos. Dado que el modelo no era capaz de hallar ninguna información en los datos, estos resultados del modelo no son creíbles. Véase el **Apéndice 5** para más detalles.

Los modelos BSP-JAGS con error de proceso proporcionan mejores diagnósticos de convergencia. Los modelos ponderados por captura producen mejores distribuciones posteriores para r que eran bastante similares a las distribuciones previas (véase el **Apéndice 5**), probablemente a causa de que se asignaron a los datos ponderaciones muy bajas en relación con las distribuciones previas. Debido a esto, los resultados eran muy inciertos, y los intervalos de confianza del 95% para B/B_{RMS} incluían un rango desde casi cero a más de 4 para algunos años (**Tabla 10, Figura 9**). Los modelos que estimaban la varianza residual proporcionaban intervalos creíbles más estrechos para B/B_{RMS} y F/F_{RMS} . Todos los modelos distintos a los de ponderación por captura estimaban una media posterior de r que era superior que la previa; estos valores elevados de r podrían no ser biológicamente realistas.

Todos los modelos estimaban una biomasa inicial que estaba por debajo de B_{RMS} , probablemente porque los modelos intentaban ajustar la gran variabilidad en la serie de palangre japonés en los 60 combinada con capturas muy bajas. Todos los ensayos eran similares durante la primera parte de la serie temporal, pero los ensayos con índices crecientes frente a los que tenían índices decrecientes divergían en los años recientes ya que la trayectoria de la mediana de la biomasa sigue los índices. Las estimaciones de RMS estaban entre 5.000 t y 13.000 t y el estado actual del stock estaba por debajo de B_{RMS} en todos los ensayos. El hecho de que la población esté mermada a pesar de que las capturas nunca hayan estado por encima del RMS es sorprendente, pero podría explicarse por el hecho de que el error de proceso permitió al modelo seguir la tendencia descendente en los índices a pesar de las capturas relativamente bajas. Incorporar el error de proceso implica que se permite a la biomasa variar aleatoriamente, sin seguir necesariamente la serie temporal de captura exactamente. Por tanto, las estimaciones de población podrían descender si los índices están descendiendo, incluso aunque las capturas declaradas sean bajas. Los tres posibles escenarios que podrían explicar esto son: (1) que las capturas declaradas sean inferiores a las capturas reales, (2) que exista un descenso en la abundancia no causado por las capturas y/o (3) el RMS real podría ser inferior a la estimación del modelo debido a la incertidumbre en los datos.

La mortalidad por pesca actual está por debajo de F_{RMS} en algunos de los ensayos con índices ascendentes, y muy por encima de F_{RMS} en los modelos con índices descendentes. En general, los ensayos BSP-JAGS son coherentes con una población que ha descendido y podrían estar recuperándose o no dependiendo de cuáles índices, si hay alguno, siguen la abundancia. Sin embargo, estos resultados son muy inciertos.

3.1.2 ASPIC

Durante la evaluación de 2009, se usó ASPIC 5.0 para ajustar los modelos de producción para el pez vela en el Atlántico oriental. En esta evaluación se usó ASPIC 7.0. Aunque ASPIC 7.0 permite introducir distribuciones previas para los parámetros iniciales, esta opción no se utilizó en esta evaluación para el pez vela del Atlántico oriental.

Después de examinar los diferentes índices disponibles para la evaluación del stock oriental, el Grupo acordó, de forma similar al enfoque usado para el stock occidental, agrupar los índices en dos escenarios diferentes. Un escenario contiene los índices que presentaban tendencias positivas en los últimos años de la serie temporal y el otro escenario los índices que presentaban tendencias negativas. Además, el Grupo acordó que el índice de abundancia relativa para Ghana debería separarse en dos series, Ghana1 (1974-1987) y Ghana2 (1992-2014).

En los ensayos de ASPIC se usaron los siguientes escenarios de índices de CPUE:

- E1) Las recientes tendencias en los índices son negativas: Japón1, Ghana1, Ghana2, Senegal, Cote d'Ivoire, UE-Portugal ('Neg')
- E2) Las recientes tendencias en los índices son positivas: Japón1, Japón2, Ghana1, UE-España, Taipei Chino ('Pos')
- E3) Todos los índices: Japón1, Japón2, Ghana1, Ghana2, Senegal, Cote d'Ivoire, UE-Portugal, UE-España, Taipei Chino
- E4) Como E1 pero con una captura para Ghana anterior a 1990 recalculada
- E5) Como E3 pero con una captura para Ghana anterior a 1990 recalculada
- E6) Como E1 pero con la CPUE de Ghana como una única serie ininterrumpida

En todos los casos, los índices de CPUE recibieron una ponderación igual en el ajuste. Como parte de los diagnósticos del modelo, los patrones retrospectivos se ejecutaron usando datos hasta 2013, 2011, 2009 y 2007. La incertidumbre se evaluó ejecutando 500 bootstraps en ASPIC.

Resultados

Las estimaciones de F_{RMS} , RMS y K parecían muy sensibles a las tendencias de CPUE utilizadas. Por lo tanto, los resultados para los diferentes escenarios eran significativamente diferentes (por ejemplo, E1 frente a E2). ASPIC ajusta mejor los escenarios que omiten datos para el periodo 1988-1990 del índice Ghana1 y separan las series de Ghana en dos índices (E1-E5). ASPIC presenta problemas para converger, o no converge, para los escenarios con una única serie de Ghana (E6).

Los ensayos que usan la CPUE con tendencias positivas producían estimaciones diferentes de la biomasa actual y la explotación que los ensayos que usan la CPUE con tendencias negativas o todos los índices combinados. Sin embargo, los ajustes y las estimaciones de parámetros para F_{RMS} , K y RMS con trayectorias positivas eran muy sensibles a la serie de captura utilizada (Tarea I o serie alternativa de Tarea I) y ajustaban los índices observados muy pobremente. Los ensayos con captura alternativa bien no convergían o tocaban el límite superior de F_{RMS} (1,5). Los ensayos que usaban la CPUE con tendencias negativas y ambas series de Ghana parecían los menos sensibles al uso de diferentes series de captura y presentaban el mayor valor de contraste en ASPIC. Además, las tendencias históricas de B/B_{RMS} y F/F_{RMS} para el periodo hasta 2007 para los escenarios son coherentes con los resultados de la evaluación de 2009.

El modelo no ajustaba con los escenarios (E2 y E5) con tendencias positivas recientes y las soluciones tocaban la limitación superior de F_{RMS} (1,5) (**Tabla 11**). Se consideró que dichos valores elevados no son biológicamente plausibles y, por tanto, los resultados para estos escenarios no se consideraron más.

Los otros dos escenarios (E1 y E4) permitieron al modelo converger y ambos sugerían que el stock está sobrepescado y experimentando sobrepesca. El escenario E4 es más optimista y sugería que en los dos últimos años no se está produciendo sobrepesca, mientras que el escenario E1 indicaba que la sobrepesca continúa.

Para los escenarios E2 y E5, los resultados deterministas sugieren que el stock estaba previamente sobrepescado, en décadas anteriores, y actualmente no está experimentando sobrepesca, el ensayo E3 de ASPIC sugiere que la sobrepesca podría haber cesado en los dos últimos años y el stock se está recuperando.

Lamentablemente, al escenario E3 no pudo hacerse el bootstrap por lo que los únicos resultados de bootstrap disponibles son los del E1. Los análisis retrospectivos para el E1 muestran lo que se espera de añadir los datos de CPUE recientes que presentan aumentos en el índice y los datos de captura que presentan descensos (**Figura 10**). A medida que se añaden los datos, las estimaciones de biomasa se vuelven mayores y las de la mortalidad por pesca menores. Los bootstraps para E1 convergieron para el 100% de los ensayos y produjeron intervalos razonables para los parámetros (**Tabla 12**).

E3 presenta un patrón retrospectivo con grandes incoherencias en el uso de todos los índices para los 7 últimos años. El ensayo E3 de ASPIC produjo resultados coherentes con el E1, sin embargo, utilizar todos los índices crea problemas de coherencia para las estimaciones de F_{RMS} , B/B_{RMS} y F/F_{RMS} (**Figura 11**).

3.2 Stock occidental

3.2.1 ASPIC

Los modelos de producción se ajustaron para el pez vela occidental usando diferentes combinaciones de los índices de abundancia disponibles. El primer modelo incluía todos los índices y se ejecutó con ASPIC 5 y ASPIC 7, usando el método de estimación de cuadrados mínimos. Ambas versiones del software llegaron a la misma solución, sin embargo, las estimaciones de F_{RMS} no eran biológicamente plausibles ($F_{RMS} > 1,2$). Para los demás ensayos del modelo se utilizó ASPIC 7, usando la estimación de verosimilitud máxima o una distribución posterior con distribuciones previas. Las distribuciones previas uniformes se incluyeron para el RMS y las capturabilidades de la flota en todo un rango de valores lógicos. En F_{RMS} (alpha=2, beta=8; **Figure 12**) se incluyó una distribución previa beta, basada en la distribución previa desarrollada para el modelo de producción excedente bayesiano para r. Se llevaron a cabo varios ensayos del modelo usando esta parametrización, que incluían múltiples escenarios de índices seleccionados: (1) todos los índices, (2) aquellos que presentaban una tendencia creciente en el periodo

reciente frente a (3) aquellos que presentaban una tendencia decreciente en el periodo reciente y (4) ponderación por captura frente a (5) ponderación igual de los índices. El Grupo seleccionó un caso base del modelo que incluía todos los índices disponibles excepto el de caña y carrete de Brasil, que fue excluido debido a la inquietud respecto a tamaños de muestra extremadamente pequeños en 2009. Se llevaron a cabo múltiples ensayos de sensibilidad sobre el caso base del modelo, incluidos un jackknife de los índices, un bootstrap del modelo y un análisis retrospectivo. Se llevó a cabo un ensayo adicional con el índice de palangre japonés separado en 2008 para tener en cuenta un cambio en la distribución espacial (véase la sección 2.3), coherente con el modelo de evaluación Stock Synthesis.

Los ensayos del caso base del modelo determinista presentaban un ajuste pobre a los índices y una falta de convergencia sin distribución previa en F_{RMS} , tocando los límites superiores bien en F_{RMS} o en RMS. Para comprender mejor la convergencia del modelo, la función objetivo de verosimilitud logarítmica negativa se perfiló en el rango de valores hipotéticos de RMS (200 a 4.000 t) y F_{RMS} (0,01 a 1,0). La superficie del perfil indicaba un contorno plano en la gama superior de RMS y un pequeño gradiente en el rango de F_{RMS} (**Figura 13**). Este perfil en el rango de valores de parámetro lógicos demostró que la capacidad para estimar F_{RMS} era pobre y que los valores de RMS superiores a 1.400 t son plausibles. La superficie de verosimilitud escalada (**Figura 13**) indicaba la verosimilitud máxima en el límite superior de F_{RMS} , que se creía biológicamente no plausible.

Las estimaciones de RMS y F_{RMS} variaban enormemente entre los diferentes ensayos del modelo con poco acuerdo entre el caso base del modelo y modelos alternativos de índices positivos y negativos. Las estimaciones del estado actual del stock eran también muy variables, sin acuerdo entre los modelos. Se evaluaron las estimaciones de bootstrap de la incertidumbre de los parámetros para determinar la calidad del ajuste del caso base del modelo. Muchos ensayos de bootstrap limitaban con el límite superior de RMS o F_{RMS} , sin embargo estos ensayos se sobreescribieron con ensayos que quedaban entre los límites, hasta que se completaron 500 bootstraps válidos. La convergencia total fue de aproximadamente el 72% de los intentos. La estimación resultante del bootstrap de F_{RMS} y RMS presentaba una amplia distribución a lo largo del rango de límites de parámetros (**Figura 14**), indicando un pobre rendimiento del modelo y una falta de convergencia hacia una solución estable. Se concluyó que el modelo ASPIC para el pez vela occidental no producía estimaciones fiables de F_{RMS} o del estado actual del stock. La información en los datos indicaba que no es probable que RMS sea menos de 1.400 t, sin embargo, la determinación del estado del stock era muy incierta.

3.2.2 Modelo de producción excedente bayesiano de estado espacio

El SCRS/2016/103 presentaba los resultados iniciales de la evaluación de stock del pez vela del Atlántico occidental. El modelo de evaluación se implementó en JAGS (Just Another Gibbs Sampler) y consistía en ajustar un modelo de producción excedente bayesiano de estado espacio a los datos de CPUE para el pez vela del Atlántico occidental. La serie temporal de captura se deriva de la tabla de Tarea I en el informe del SCRS de 2015 (Anón. 2016) y los índices de abundancia relativa consisten en la captura por unidad de esfuerzo (CPUE) estandarizada para Japón, Brasil, Estados Unidos, Venezuela, UE-España y Taipei Chino, incluyendo las pesquerías de palangre, de recreo y de redes de enmalle. Se desarrolló un ensayo que incluía todas las series de CPUE (9 índices) de entrada y los valores medios previos. Las especificaciones completas de los modelos iniciales se detallan en este documento SCRS. Basándose en los resultados del modelo, la biomasa de la población del pez vela del Atlántico occidental ha descendido ligeramente durante la serie temporal disponible, pero está por encima de B_{RMS} y ha permanecido estable desde mediados de los 80. La tasa de captura estimada en 2014 era de 0,025, cifra inferior a la H_{RMS} estimada de 0,065.

Se consideraron diversos supuestos relacionados con la ponderación de los datos, incluidas las ponderaciones iguales, las ponderaciones proporcionales a las capturas y las ponderaciones desarrolladas aplicando el método de Francis (Francis, 2011). Sin embargo, ninguno de los modelos pudo converger. Se probó también un modelo con todos los índices juntos (exceptuando la pesquería de caña y carrete de recreo de Brasil) pero tampoco pudo converger. Esta falta de convergencia podría estar relacionada con la presencia de tendencias contradictorias en la CPUE. Por ello, se llevaron a cabo ensayos adicionales para solucionar las tendencias contradictorias en las CPUE de una forma similar a la acordada para el modelo Stock Synthesis (véase la sección 3.2.3) que también tuvieron como resultado una falta de convergencia en todos los ensayos. Además, el Grupo indicó que los datos disponibles no proporcionaban información suficiente para que ninguno de estos modelos estime de forma fiable los parámetros del modelo.

3.2.3 Tres parámetros de Stock Shynthesis (ASPM), inclinación, R_0 y M

Se presentó el modelo inicial (SCRS/2016/100) con los siguientes detalles. Se realizaron comparaciones de los datos usados en la evaluación anterior y los usados en años recientes con los modelos nuevos y antiguos. En la evaluación de 2009 del stock occidental, se utilizó un índice compuesto que fue promediado entre todas las series (ponderado por captura y área). En el examen actual del modelo de producción estructurado por edad (ASPM) se modelaron 11 flotas asumiendo una selectividad completa. Se indicó que la serie de CPUE tenía tendencias contradictorias, ya que cinco de las series eran ascendentes y cinco eran descendentes. Esto causaría resultados contradictorios basados en tendencias alternativas. En el modelo presentado, no se dispone en años recientes de capturas de caña y carrete de Brasil. Se generó un índice combinado basado en las capturas y desembarques de las pesquerías (por lo que las pesquerías más grandes obtuvieron más peso). Se examinaron cuatro modelos/enfoques, (1) CPUE sin ponderar sin desviaciones de reclutamiento, (2) usar todas las CPUE sin desviaciones de reclutamiento, (3) añadir la captura ponderada sin desviaciones de reclutamiento y (4) añadir la CPUE ponderada por la captura y las desviaciones de reclutamiento. Se indicó que los resultados de los modelos 1, 2 y 3 no eran suficientemente plausibles y los resultados del modelo 4 eran más coherentes con la historia conocida de la pesquería. Se utilizaron enfoques de perfiles de verosimilitud y se halló que los datos no eran informativos sobre la mortalidad natural o la inclinación. Se indicó que las CPUE japonesa y española eran informativas, pero la inclinación muy grande o muy pequeña si se incluían estas series. Las posibles razones para esto son que los datos de la CPUE no son informativos y es evidente solo el descenso de la biomasa, no la recuperación. Se utilizó un nuevo conjunto de modelos estructurados por edad/talla, en los que el crecimiento se modificó como distribuciones previas y la talla en la edad 1 se fijó en 100 cm LJFL. Sin embargo, tratar de introducir más incertidumbre con el crecimiento demostró ser una respuesta irrealista.

Se llevaron a cabo más tareas siguiendo lo descrito en el documento SCRS/2016/100. Con los datos de composición por tallas, se examinaron cinco modelos que combinaban la CPUE ponderada por captura, la selectividad de 3 artes, red de enmalle, caña y carrete y palangre, con corrección del sesgo a la función stock reclutamiento usada. Para la red de enmalle se utilizó la selectividad con forma de cúpula, y el palangre y la caña y carrete se fijaron como función logística. Como en la evaluación de 2009, se generó una serie de CPUE en la que la CPUE combinada se aplicaba a todas las pesquerías. Los datos de composición por tallas tuvieron como resultado un mejor ajuste a la flota de red de enmalle que a la flota de palangre, debido sobre todo a un mayor tamaño de la muestra de la pesquería de redes de enmalle que tuvo como resultado una serie de datos que obtiene un mayor peso (basándose en el esquema de ponderación de Francis, Francis, 2011). Los ajustes de la talla media a los artes de redes de enmalle y de palangre eran aceptables pero no tanto para la pesquería de caña y carrete (una vez más a causa del pequeño tamaño de la muestra). Los perfiles en la inclinación indicaban que el modelo/los datos globales "preferían" valores muy elevados de mortalidad natural e inclinación. Además, las distribuciones posteriores eran similares a las MLE analizadas.

El Grupo discutió los diferentes datos de entrada del modelo y particularmente si las capturas de pez vela occidental estaban consignadas de forma completa y/o precisa. Además, se indicó que en reuniones anteriores sobre pez vela, el Grupo no había adoptado estimaciones de crecimiento y de M , y que el Grupo debería dedicar más tiempo a decidir una estimación adecuada de M y una curva de crecimiento. Se indicó también que fijar M y la inclinación (h) tendría una gran influencia en el resultado de las estimaciones de la productividad del stock. Como resultado, las distribuciones posteriores de la MCMC podrían ser engañosas y deben contemplarse con el escepticismo adecuado. Por ejemplo, la inclinación parecía estimada en el límite superior. Además, toda la información sobre ASPM procede de las CPUE.

Teniendo en cuenta las series temporales de CPUE contradictorias y que no hay forma de discernir objetivamente cuáles de las tendencias son más precisas, se sugirió elaborar dos modelos separados para dos escenarios separados (hipótesis alternativa), uno representado solo por las CPUE con tendencias crecientes (Modelo_1) y otro solo por las CPUE con tendencias decrecientes (Modelo_2). Aunque los datos de frecuencia de tallas se veían como informativos, mejorar el ajuste no merecía la pena. El Grupo se mostró de acuerdo en que el uso de un índice combinado (en todas las series temporales de CPUE contradictorias) estaría camuflando la incertidumbre asociada a las diferentes tendencias de CPUE y que deberían construirse modelos que usaran los datos de todas las series de CPUE, en lugar de los de una serie, y ser transparentes con los conjuntos de datos que se están utilizando.

Se mantuvo una larga discusión y el Grupo acordó agrupar las CPUE basadas en la tendencia predominante en la serie temporal, lo que tuvo como resultado las siguientes agrupaciones (**Figura 15**):

1. Con tendencias crecientes:

- a. Palangre de Japón, 1994-2015
- b. Torneos de caña y carrete de Estados Unidos
- c. Redes de enmalle de Venezuela
- d. Palangre de UE-España

2. Con tendencias decrecientes:

- a. Caña y carrete de Brasil
- b. Palangre de Brasil
- c. Palangre de Estados Unidos (observadores)
- d. Palangre de Venezuela
- e. Taipei Chino reciente (2009-2014)

3. Las utilizadas en ambos conjuntos de datos basándose que son las únicas series temporales largas:

- a. Palangre de Japón, 1960-1993
- b. Caña y carrete de Venezuela

Los parámetros biológicos de la población de entrada para el modelo SS son los discutidos y acordados en la sección 2.1 en el punto sobre edad, crecimiento, mortalidad natural y madurez por talla.

Modelo_1.0 y Modelo_2.0

El Grupo examinó dos escenarios, uno basado en las CPUE con tendencias positivas (Modelo_1.0) y otro en las CPUE con tendencias negativas (Modelo_2.0). La desviación estándar de la distribución previa de la inclinación se ajustó de 20% a 10%. Ambos escenarios se consideraron plausibles con diferentes conjuntos de datos. Se indicó que los ajustes al índice de prospección (CPUE) eran comparables en los dos escenarios diferentes (**Figura 15**). Las tallas medias observadas y estimadas de las pesquerías de redes de enmalle y de caña y carrete eran comparables, pero eran mejores para la pesquería de palangre del Modelo_1 (**Figura 16**). Se observó que la talla media de los peces en la pesquería de redes de enmalle descendía (**Figura 17**). Se observó una muestra mayor y tallas menos variables y por ello, se crearon ajustes más estrechos de la selectividad a la información sobre tallas. Las flotas de palangre que cambian la selectividad a lo largo del tiempo son una posible razón de por qué el modelo no estaba ajustando muy bien los datos.

Se indicó que los dos modelos concordaban en la tendencia de la biomasa del stock bastante bien hasta el año 2005. Esto se explica porque los últimos puntos de datos de la serie temporal de CPUE tenían una gran influencia en las trayectorias de la biomasa. Un modelo (Modelo_1) sugiere una elevada mortalidad por pesca y menor biomasa y el otro (Modelo_2) sugiere lo contrario (**Figura 18**). Como medio de diferenciar más entre los dos escenarios, se sugirió, como diagnóstico, un análisis retrospectivo para cada uno. Un examen de los análisis retrospectivos no mostró ningún patrón retrospectivo ni sesgo aparente para el Modelo_1. Sin embargo, el Modelo_2 presentaba una fuerte diferencia en las estimaciones de biomasa cuando se excluían los datos posteriores a 2010. Sin embargo, se indicó que la reciente tendencia ascendente en el Modelo_1 estaba siendo producida por el índice de la CPUE japonesa (reciente) y el de caña y carrete de Estados Unidos. La reciente tendencia decreciente en el Modelo_2 estaba siendo provocada casi completamente por el índice brasileño de caña y carrete (**Figura 19**).

Modelo_1.1 y Modelo_2.1

Teniendo en cuenta la fuerte influencia sobre la percepción actual del estado del stock provocada por el índice de palangre japonés (Modelo_1.0) y el índice brasileño de caña y carrete (Modelo_2.0), el Grupo revisitó los conceptos fundamentales de estos dos series temporales de CPUE.

Modelo_1.1. Se hicieron dos observaciones respecto a la serie temporal de CPUE japonesa. La primera observación fue que había un marcado aumento en el índice entre 2007 y 2008. La segunda observación fue que los CV asociados con la segunda estanza de este índice (2008-2014) era mucho menores que los de la primera estanza (1994-2007). Estos dos aspectos tuvieron como resultado que el modelo de la evaluación produjera una fuerte subida en las estimaciones de biomasa entre 2007 y 2008. Los pequeños CV para la segunda estanza acentuaban el ajuste a esta subida. El Grupo determinó que sería adecuado dejar que la capturabilidad cambiara entre los dos periodos usando bloques temporales en la serie de CPUE para la serie japonesa (rompiéndolo en efecto en dos

prospecciones). Los efectos de tener un cambio en la capturabilidad indican que los modelos funcionaban mejor que los modelos previos y las desviaciones de reclutamiento no son excesivamente grandes (**Figura 20**).

Modelo_2.1. El Grupo posteriormente discutió sobre la reciente caída en la biomasa en años recientes tal y como fue estimada por el índice brasileño de caña y carrete. Un examen más profundo de este índice reveló que el punto de datos de 2009 había sido estimado a partir de solo tres días de muestreo. El Grupo concluyó que este punto era poco probable que fuera representativo y que también influía en la estandarización de las demás estimaciones anuales de la biomasa relativa. Además, el Grupo no pudo estimar un índice alternativo excluyendo los datos de 2009 durante esta reunión y, por tanto, decidió excluir el índice de más análisis. Una vez eliminado, no fue evidente ningún patrón ni sesgo retrospectivos (**Figura 21**). Además, los dos escenarios concordaban mejor uno con otro, al menos respecto al estado actual del stock (**Figura 20**). El Grupo realizó un examen final de los cuatro posibles modelos (Modelos_1, 2, 1.1, y 2.1) y tomó la determinación de adoptar el Modelo_1.1 y el Modelo_2.1 como dos escenarios plausibles para representar el estado actual del stock.

En un esfuerzo para refinar aun más la plausibilidad de los dos modelos posibles elegidos anteriormente, se llevó a cabo un análisis MCMC en cada uno de los parámetros estimados y la estimación determinista del estado del stock (es decir F/F_{RMS} y B/B_{RMS}) se comparó con la distribución de las evaluaciones del estado del stock a partir del análisis MCMC. Se realizó un total de 501.000 ensayos MCMC y los 1.000 primeros ensayos se descartaron como periodo "de rodaje". El resto de los ensayos El examen de las distribuciones MCMC del Modelo_1.1 mostró que la mediana de los valores posteriores del parámetro inclinación estaba siendo estimada considerablemente más alta (aproximadamente 0,90) que el valor de la distribución previa informativa utilizado (0,70) (**Figura 22**). La distribución de las distribuciones posteriores era bastante estrecha en relación a la distribución de las distribuciones previas, lo que sugiere una fuerte señal en los datos para un valor de inclinación más elevado. Tres de los parámetros de selectividad de la red de enmalle estaban bien estimados, como lo demuestra la forma "normal" de las distribuciones posteriores, mientras que los otros dos no, bien como consecuencia de una distribución uniforme (parámetro número 1) o una distribución muy desviada a la izquierda (parámetro número 6). El diagrama de Kobe resultante del Modelo_1.1 mostraba que aunque las estimaciones puntuales del estado del stock se encontraban en la zona verde (ni sobrepescado ni experimentando sobrepesca), el conglomerado de puntos MCMC se encontraba un 87% en la zona roja (tanto sobrepescado como experimentando sobrepesca) (**Figura 23**). Esta disparidad en los resultados convierte cualquier percepción del estado del stock en altamente incierta.

El examen de las distribuciones MCMC de las distribuciones posteriores del Modelo_2.1 sugería que el valor de la mediana de la inclinación era más cercano (aproximadamente 0,8) al de la distribución previa (0,7) y tenía la forma que cabría esperar de dicho parámetro (tipo beta) (**Figura 24**). Las estimaciones de los parámetros de selectividad de la red de enmalle eran similares a los del Modelo_1.1. El diagrama de Kobe resultante del estado tenía diagnósticos más deseables que el del Modelo_1.1 en el sentido de que la estimación puntual del estado de 2014 se encontraba dentro de los intervalos de confianza del 95% de MCMC, sin embargo, no dentro de los intervalos de confianza del 75% (**Figura 25**). La estimación puntual del estado del stock a partir del Modelo_2.1 sugería que el stock ni está sobrepescado ni experimentando sobrepesca, sin embargo el centroide del conglomerado MCMC sugiere que el stock se encuentra en la zona roja (tanto sobrepescado como experimentando sobrepesca) (**Figura 24**). Esta disparidad en los resultados convierte cualquier percepción del estado del stock a partir del Modelo_2.1 en altamente incierta.

3.3 Sección SRA (Métodos captura-RMS)

En las evaluaciones de stock estándar llevadas a cabo en el Atlántico, los índices de abundancia son elementos esenciales para capturar las tendencias en la biomasa a lo largo del tiempo. Para el pez vela del Atlántico, los datos de CPUE mostraban tendencias contradictorias en los stocks del este y del oeste y, por tanto, el Grupo intentó un método de solo captura. El principal método utilizado es una técnica llamada análisis de reducción de stock (Zhou *et al.* 2012, Walters *et al.* 2006, Martell y Froese 2012, Kimura y Tagart 1982) que requería supuestos acerca de la biomasa inicial, el nivel de biomasa a mitad de la serie temporal y la gama de niveles de merma de la biomasa para el último año. La técnica se basa en modelos de producción excedente simples (como Shaefer, 1954), que usan datos de captura y alguna estimación de la capacidad de transporte y r . Idealmente, estos modelos deberían incluir alguna medida de los cambios en la abundancia a lo largo del tiempo, pero como se muestra en Martell y Froese (2012) y Walters *et al.* (2006), un rango estrecho del parámetro r-K puede obtenerse mediante técnicas de simulación que mantengan la población, para que no colapse ni supere la capacidad de transporte K. Esta es la base principal del método que se desarrolló y usó durante la evaluación.

Métodos

Este método de Martell y Froese (2012) se basa en los datos de captura y no requiere datos del esfuerzo de pesca o de CPUE. El método implica varios pasos. Se aplica un modelo de dinámica de población simple, se empieza con rangos amplios de la distribución previa para los parámetros principales e incluye los datos de captura disponibles en el modelo. El modelo busca sistemáticamente en posibles espacios de parámetros y retiene los valores de parámetros viables. Los valores matemática y biológicamente inviables son excluidos del gran conjunto de datos. El modelo deriva progresivamente los parámetros básicos y lleva a cabo simulaciones estocásticas usando estos parámetros de base para obtener trayectorias de biomasa y parámetros adicionales. Este modelo simple tiene dos parámetros desconocidos, r y K . El Grupo estableció un rango de distribución previa razonablemente amplio, por ejemplo K entre C_{\max} y $500 * C_{\max}$. El Grupo utilizó el enfoque propuesto en Martell y Froese (2012) para las estimaciones de "resiliencia" vinculada al parámetro de productividad r (los niveles bajos de resiliencia indicaban una r entre 0,05 y 0,5, una resiliencia media indicaba una r entre 0,2 y 1 y una elevada una r entre 0,5 y 1,5). Estos valores se compararon con los valores obtenidos en la bibliografía y en métodos alternativos.

El Grupo ejecutó el modelo (1) para hallar valores de r matemáticamente viables buscando en una amplia gama de K para todos los niveles de merma. Si la elección viable de r y K elegida llega al nivel intermedio (nivel de merma 0,1 y 1 en 1980) y al último punto de merma (el rango especificado era el nivel de merma 0,3-0,7 para estos stocks de istiofóridos) se mantiene. Posteriormente se usa el resumen de todos los ensayos que cumplen estos criterios, y los valores de media geométrica se declaran la mejor representación de los objetivos de rendimiento (Martell y Froese 2012). Los parámetros biológicos, incluidos K , r y RMS , se derivan del conjunto retenido de valores de $[K, r]$. Los valores de la media geométrica de estos se usan entonces para evaluar la dinámica del stock en el tiempo y se representan en un diagrama.

SRA oeste

El método de solo captura para el pez vela occidental estimaba un RMS igual a 1317 t (el intervalo de confianza del 95% es 1130 a 1534) y F_{RMS} es igual a 0,18 (el intervalo de confianza del 95% es 0,09 a 0,33). La **Figura 26** muestra las distribuciones posteriores de r , K y RMS . En la **Tabla 13** se presenta un resumen de las estimaciones de parámetros. Se estimó que el stock estaba sobrepescado ($B_{2014}/B_{RMS} = 0,46$, intervalo de confianza del 95% de 0,23 a 0,61) y experimentando sobrepesca ($F_{2014}/F_{RMS} = 1,37$, intervalo de confianza del 95% de 0,69 a 2,45). Se observó la gran incertidumbre acerca del estado de pesca actual, mientras que los intervalos de confianza del estado de la biomasa eran inferiores a 1 indicando que el stock está actualmente sobrepescado. En la **Figura 27** se muestran las trayectorias de captura y de la biomasa del stock global.

SRA este

El método de solo captura para el pez vela oriental estimaba un RMS igual a 1977 t (el intervalo de confianza del 95% es 1812 a 2157) y F_{RMS} es igual a 0,13 (el intervalo de confianza del 95% es 0,10 a 0,18). La **Figura 28** muestra las distribuciones posteriores de r , K y RMS . En la **Tabla 14** se presenta un resumen de las estimaciones de parámetros. Se estimó que el stock estaba sobrepescado ($B_{2014}/B_{RMS} = 0,49$, intervalo de confianza del 95% de 0,22 a 0,70) pero no experimentando sobrepesca ($F_{2014}/F_{RMS} = 0,96$, intervalo de confianza del 95% de 0,16 a 2,42). De forma similar que para el pez vela occidental, se observó que las estimaciones del estado de la biomasa del stock eran mucho menos inciertas que la tasa de mortalidad por pesca en relación con F_{RMS} . En la **Figura 29** se muestran las trayectorias de captura y de la biomasa del stock global.

3.4 Síntesis de los resultados de la evaluación

Ambos stocks, oriental y occidental, de pez vela podrían haberse reducido a tamaños de stock por debajo de B_{RMS} en años recientes, pero existe una incertidumbre considerable, ya que muchos modelos examinados tenían problemas de convergencia y las superficies de verosimilitud máxima eran planas y no bien definidas.

Océano Atlántico occidental

Los modelos de ASPIC examinados en el oeste estaban muy influidos por las distribuciones previas usadas en los modelos. No podían proporcionar el estado del stock debido a la gran incertidumbre en las estimaciones de los elementos de referencia y a una insuficiente convergencia general del modelo. El modelo BSPM no convergió en el océano Atlántico occidental. Los modelos integrados eran igual de inconcluyentes que los modelos ASPIC y BSPM en lo que se refiere al estado del stock. Aunque las estimaciones MLE indicaban que el stock no estaba sobrepescado ni se estaba produciendo sobrepesca, los diagnósticos de MCMC indicaban lo contrario. Los

modelos alternativos que usaban métodos con datos limitados sugerían que el stock del Atlántico occidental estaba sobrepescado y se estaba produciendo sobrepesca. Existe una gran incertidumbre en estos resultados y dichos resultados deben interpretarse con precaución.

Océano Atlántico oriental

Los modelos BSPM, ASPIC y SRA en el este presentaban tendencias similares en las trayectorias de la biomasa y en los niveles de mortalidad por pesca, las tendencias en la abundancia sugieren que el stock oriental sufrió sus mayores descensos en la abundancia antes de 1990. Los diferentes ensayos del modelo indican una tendencia decreciente/creciente en años recientes, dependiendo de la serie de CPUE seleccionada. La mayoría de los modelos examinados en BSPM/ASPIC/SRA indican que el stock está sobrepescado pero que la situación de sobrepesca es incierta.

4 Recomendaciones sobre ordenación

En las evaluaciones de los stocks oriental y occidental sigue persistiendo una incertidumbre considerable. Los índices de abundancia disponibles muestran tendencias contradictorias para ambos stocks, y existe cierta inquietud respecto a que las capturas declaradas, lo que incluye los descartes de ejemplares muertos, sean incompletas. No obstante, cabe señalar que se han producido mejoras sustanciales desde la última evaluación. Existen más índices de abundancia disponibles y las estandarizaciones han mejorado en general, ayudadas en parte por el taller sobre CPUE celebrado antes de esta reunión. Además, esta evaluación incorporaba nuevos datos y nuevos enfoques de modelación. Como ocurrió durante la Reunión de evaluación del stock de pez vela de 2009 (Anón. 2010), los resultados para el stock oriental fueron más pesimistas que para el stock occidental, ya que la mayoría de resultados indicaban que la biomasa reciente del stock estaba por debajo de B_{RMS} .

4.1. Stock oriental

El pez vela del Atlántico oriental parece haber descendido de forma marcada desde los setenta, alcanzando su punto más bajo a principios de los noventa. Los resultados de los modelos coinciden en gran medida en que el stock está actualmente sobrepescado. Desde 2010 las capturas parecen haber descendido notablemente. Sin embargo, los modelos no coinciden en cuanto a si se está o no produciendo sobrepesca y en si el stock se está recuperando. Basándose en los resultados de la evaluación y considerando la incertidumbre asociada, el Grupo recomienda que, como mínimo, las capturas no superen los niveles actuales. Además, teniendo en cuenta la posibilidad de que pueda estar produciéndose sobrepesca, la Comisión podría considerar reducciones en los niveles de captura.

4.2 Stock occidental

Los modelos de evaluación concuerdan en estimaciones del RMS de entre 1.200 y 1.400 t. Aunque las capturas actuales se sitúan muy por debajo de este nivel, es posible que la biomasa se sitúe en un nivel inferior al nivel de B_{RMS} , en cuyo caso podría estarse produciendo sobrepesca. Basándose en los resultados de la evaluación y considerando la incertidumbre asociada, el Grupo recomienda que las capturas de pez vela del Atlántico oeste no superen los niveles actuales. Un enfoque para reducir la mortalidad por pesca podría ser el uso de anzuelos circulares alineados como arte terminal. Investigaciones recientes han demostrado que en algunas pesquerías de palangre el uso de anzuelos circulares alineados ha tenido como resultado una reducción en la mortalidad de los marlines, mientras que las tasas de captura de varias de las especies objetivo han permanecido iguales o han sido superiores a las tasas de captura observadas con el uso de anzuelos en J convencionales o anzuelos circulares no alineados. Actualmente, tres Partes contratantes de ICCAT (Brasil, Canadá y Estados Unidos) ya han establecido la obligación de utilizar anzuelos circulares en sus flotas de palangre pelágico o están fomentando su utilización.

5 Recomendaciones sobre investigación y estadísticas

1. El Grupo examinó los parámetros del ciclo vital disponibles e indicó que, en años recientes, se han estimado varios parámetros nuevos del ciclo vital. El Grupo recomendó que la sección sobre pez vela del Manual de ICCAT refleje estas nuevas estimaciones.
2. El Grupo indicó que no se dispone de estimaciones de crecimiento robustas para el pez vela del Atlántico. El Grupo recomendó que se estimen parámetros de crecimiento para los stocks de pez vela del Atlántico.

3. El Grupo recomendó que, antes de futuras evaluaciones, se considere la nueva información acerca de la estructura del stock.
4. El Grupo examinó los datos de marcado disponibles para el pez vela e indicó que, para esta especie, están documentadas más de 118.000 colocaciones de marcas. La mayoría de las colocaciones de marcas se han realizado en aguas de la costa este de Estados Unidos, pero también en aguas de Brasil y Venezuela. El Grupo recomendó que los datos sean más evaluados antes de la próxima evaluación con el fin de determinar si los datos pueden formatearse para su inclusión en los modelos de *Stock Synthesis* para el pez vela occidental.
5. El Grupo continúa manifestando su inquietud respecto a la calidad de datos de Tarea I y Tarea II y a si son completos. Por lo tanto, el Grupo recomienda que todas las CPC declaren los descartes muertos, así como los desembarques completos y muestras de talla representativas de todas sus pesquerías.
6. El Grupo recomendó que las capturas de pez vela declaradas por Ghana sean revisadas debido a diferencias entre los periodos.
7. El Grupo recomendó que las futuras evaluaciones del estado de los stocks de istiofóridos incluyan índices combinados de flotas con características operativas similares.
8. Constatando las graves dificultades a la hora de interpretar y ajustar índices en el modelo de evaluación de stock, el Grupo recomienda que se realicen trabajos para considerar el modo de reconciliar patrones de CPUE divergentes que podrían ser una función de cambios en la distribución espacial de la flota, en la oceanografía o en la especie objetivo.

6 Otros asuntos

El documento SCRS/2016/095 (el Plan de conservación y ordenación de los istiofóridos del Caribe) estaba a disposición del Grupo desde la fecha límite para el envío de documentos a la Secretaría de ICCAT. Debido a limitaciones de tiempo durante la reunión de evaluación, dicho documento no se presentó durante la reunión. Cualquier comentario e información sobre el documento pueden dirigirse al autor.

7 Adopción del informe y clausura

El informe fue adoptado durante la reunión. El relator expresó su agradecimiento a los organizadores locales por el excelente trabajo de organización de la reunión y a los participantes por su eficacia y el gran trabajo realizado. La Secretaría reiteró su agradecimiento a los anfitriones por la excepcional organización de la reunión y por el cálido apoyo prestado a los participantes. La reunión fue clausurada.

Referencias

- 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.
- Hoenig, 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. Hoenig, 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.

TABLAS

Tabla 1. Diferenciación en el ADN mitocondrial entre grupos de pez vela del Atlántico que muestran valores F_{st} (encima de la diagonal) por pares y los valores de p respectivos (debajo de la diagonal).

Tabla 2. Diferentes estudios sobre crecimiento de pez vela publicados utilizados para evaluar la posible estructura de la parametrización.

Tabla 3. Capturas estimadas (t) de pez vela del Atlántico (*Istiophorus albicans*) por área, arte y pabellón.

Tabla 4. Estimaciones de stock de pez vela oriental capturado de forma fortuita por la flota de cerco de túnidos tropicales de la UE a) DCP y b) banco libre.

Tabla 5. Catálogos de datos para los datos de Tarea II para los stocks de a) pez vela del oeste y b) pez vela del este.

Tabla 6. Colocaciones y recuperaciones de marcas por año en la base de datos de marcado de ICCAT.

Tabla 7. Índices de abundancia utilizados para la evaluación del stock occidental de pez vela. US-LL (palangre

de Estados Unidos estimado a partir de datos de observadores), US-RR (caña y carrete de Estados Unidos, torneos de pesca de recreo), VEN-RR (caña y carrete de recreo de Venezuela), VEN-GILL (Red de enmalle de Venezuela), VEN-LL (palangre de Venezuela), BRA-LL (palangre de Brasil), BRA-RR (caña y carrete de recreo de Brasil), JPN-LL1 (palangre de Japón 1994-2014), JPN-LL2 (palangre de Japón 1960-1993), SPA-LL (palangre UE-España), CH-T-LL (palangre de Taipei Chino).

Tabla 8. Índices de abundancia utilizados para la evaluación del stock oriental de pez vela. CIV-ART (artesanal de Côte d'Ivoire), SEN-ART (artesanal de Senegal), GHA-ART (artesanal de Ghana), JPN-LL1 (palangre de Japón 1994-2014), JPN-LL2 (palangre de Japón 1960-1993), SPA-LL (palangre UE-España), CH-T-LL (palangre de Taipei Chino), POR-LL (palangre de UE-Portugal).

Tabla 9. Ensayos del modelo de producción bayesiano en el este.

Tabla 10. Medias y CV de los parámetros de los modelos BSP-JAGS en el este.

Tabla 11. Resultados para el pez vela del Atlántico este con escenarios de captura variables, índices utilizados, separación de las series de Ghana (Ghana1 y Ghana 2) y omisión de los años 1988 a 1990 del índice de Ghana.

Tabla 12. Resultados del bootstrap para los ensayos ASPIC para el ensayo ASPIC E1 con índices de CPUE con tendencia negativa.

Tabla 13. Parámetros clave asociados con los análisis de producción de stock para SAI oeste.

Tabla 14. Parámetros clave asociados con los análisis de producción de stock para SAI este.

FIGURAS

Figura 1. Distribución espacial del muestreo de ADN mitocondrial del pez vela.

Figura 2. Índices de abundancia de pez vela predichos a partir de los modelos aditivos generalizados delta ajustados para enero-marzo (a), abril-junio (b), julio-sept. (c) y octubre- dic. (d). Las predicciones se generaron a partir de cuadrículas (0,1° latitud por 0,1 de longitud), que representan los promedios estacionales de los descriptores numéricos del modelo para el año 2010. Las cuadrículas se generaron utilizando los datos de NCEI y NOAA. Los diagramas se generaron a partir de cuadrículas con datos de operaciones diurnas (las cuadrículas con datos nocturnos mostraban patrones similares con índices de abundancia ligeramente superiores).

Figura 3. Diagramas de crecimiento de von Bertalanffy examinados para determinar los parámetros de crecimiento de pez vela apropiados para la evaluación.

Figura 4. Capturas nominales de pez vela de Tarea I (t) por año para el stock occidental (línea roja) y el stock oriental (línea azul).

Figura 5. Desplazamientos rectos entre las posiciones de colocación y recuperación (movimiento aparente) a partir del marcado convencional de pez vela.

Figura 6. Densidad (por cuadrículas de 5° x 5°) de liberaciones (izquierda) y recuperaciones (derecha) de pez vela.

Figura 7. Índices de abundancia utilizados para la evaluación del stock occidental de pez vela.

Figura 8. Índices de abundancia utilizados para la evaluación del stock oriental de pez vela.

Figura 9. Trayectorias de biomasa y tasa de captura para los modelos BSP-JAGS en el este.

Figura 10. Análisis retrospectivo para el ensayo ASPIC E1 para F/F_{RMS} (panel superior) y B/B_{RMS} (panel inferior).

Figura 11. Análisis retrospectivo para el ensayo ASPIC E3 para F/F_{RMS} (panel superior) y B/B_{RMS} (panel inferior).

Figura 12. Distribución previa en F_{RMS} para el modelo de producción excedente ASPIC del stock de pez vela del Atlántico occidental.

Figura 13. Panel superior: Perfil de superficie de la función objetiva para el caso base del modelo ASPIC del stock de pez vela del Atlántico occidental. El contorno se aplana en un RMS de aproximadamente 1.600 ten toda la gama de F_{RMS} hipotéticas. Panel inferior: Perfil de verosimilitud escalado a la máxima verosimilitud que muestra la convergencia del modelo al límite superior de F_{RMS} .

Figura 14. Estimaciones de bootstrap de F_{RMS} a partir del caso base del modelo ASPIC para el pez vela del oeste. La distribución de estimaciones se extiende entre los límites inferior (0,01) y superior (0,8) definidos en el modelo.

Figura 15. Ajuste a los índices de abundancia utilizados en el Modelo 1 (izquierda) y en el Modelo 2 (derecha).

Figura 16. Peso medio observado (barras) y previsto (línea azul) de la captura de tres tipos de arte para el Modelo 1 (izquierda) y el Modelo 2 (derecha).

Figura 17. Ajuste global a los datos de composición por talla de cada uno de los tres tipos de arte para el Modelo 1 (arriba) y el Modelo 2 (abajo).

Figura 18. Tendencias históricas estimadas en la biomasa del stock reproductor (izquierda arriba), reclutamiento (derecha arriba), F/F_{RMS} (izquierda abajo) y B/B_{RMS} (derecha abajo) para el Modelo 1 (azul) y el Modelo 2 (rojo).

Figura 19. Análisis retrospectivos Modelo 1 (arriba) y Modelo 2 (abajo).

Figura 20. Tendencias históricas estimadas en la biomasa del stock reproductor (izquierda arriba), reclutamiento (derecha arriba), F/F_{RMS} (izquierda abajo) y B/B_{RMS} (derecha abajo) para el Modelo 1 (azul oscuro), el Modelo 2 (rojo oscuro), el Modelo 1.1. (azul claro) y el Modelo 2.1 (rojo claro).

Figura 21. Análisis retrospectivo para el Modelo 2.1.

Figura 22. Distribución previa, máxima verosimilitud y distribuciones posteriores del análisis MCMC del Modelo 1.1. El triángulo rojo representa el valor de inicio y la línea punteada el valor de la mediana de la distribución posterior.

Figura 23. Diagrama de estado de Kobe para el Modelo 1.1.

Figura 24. Distribución previa, máxima verosimilitud y distribuciones posteriores del análisis MCMC del Modelo 2.1. El triángulo rojo representa el valor de inicio y la línea punteada el valor de la mediana de la distribución posterior.

Figura 25. Diagrama de estado de Kobe para el Modelo 2.1.

Figura 26. Distribuciones posteriores de r , K y RMS para SRA SAI oeste.

Figura 27. Trayectoria de la mediana de la biomasa para SAI oeste.

Figura 28. Distribuciones posteriores de r , K y RMS para SRA SAI este.

Figura 29. Trayectoria de la mediana de la biomasa para SAI este.

APÉNDICES

Apéndice 1. Orden del día

Apéndice 2. Lista de participantes.

Apéndice 3. Lista de documentos.

Apéndice 4. Estimaciones de datos de Ghana.

Apéndice 5. Modelos de producción excedente bayesianos para el este.

Apéndice 6. Estimación demográfica 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 3. Estimated catches (t) of Atlantic sailfish (*Istiophorus albicans*) by area, gear and flag.

	1950	1951	1952	1953	1954	1955	1956	1957	1958	1959	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	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																			
TOTAL	0	0	0	0	0	1	95	99	9	226	523	581	585	798	1776	1189	1541	1792	1714	1886	2160	1675	1319	4326	6011	6250	2357	3308	4077	2910	3050	3838	4892	3596	3274	3316	3746	2352	2762	3550	2701	3239	3228	2292	2445	3023	2604	2075	2022	3976	4603	4411	4137	4335	4058	3854	4137	3962	3753	2897	2411	2393	1825	1585	204																				
ATE	0	0	0	0	0	0	71	32	4	50	173	218	230	264	797	540	848	920	962	628	916	870	670	3573	5278	5398	1457	2529	3230	2069	2082	2796	3706	2445	2269	2065	2553	2109	1710	2315	1476	1780	1815	1172	1234	1881	1337	1362	1342	1978	2761	2313	2625	2587	2194	1901	2542	2196	2062	1821	1241	1258	1042	920	50																				
ATW	0	0	0	0	0	1	24	66	5	176	350	364	354	533	979	649	693	871	752	1258	1243	804	649	753	732	852	900	779	867	841	968	1042	1186	1151	1004	1252	1193	1143	1052	1235	1225	1459	1413	1120	1211	1142	1267	1613	1580	1984	2098	1512	1748	1864	1595	1765	1661	1076	1170	1134	783	665	153																						
Landings	ATE	Longline	Other surf	Sport (HLRR)	ATW	Longline	Other surf	Sport (HLRR)	Discards	ATE	Longline	Other surf	ATW	Longline	Other surf	Landings	ATE	Belize	Benin	Cape Verde	China PR	Chinese Taipei	Cuba	Côte d'Ivoire	EU España	EU Portugal	EU United Kingdom	Gabon	Ghana	Guinea Ecuatorial	Honduras	Japan	Korea Rep.	Liberia	Maroc	Mixed flags (FR+ES)	NEI (BIL)	NEI (ETRO)	Panama	Russian Federation	S. Tomé & Príncipe	Senegal	Sierra Leone	South Africa	St. Vincent and Grenadines	Togo	U.S.A.	U.S.S.R.	ATW	Aruba	Barbados	Belize	Brazil	China PR	Chinese Taipei	Cuba	Curacao	Dominica	Dominican Republic	EU España	EU Portugal	Grenada	Japan	Korea Rep.	Mexico	NEI (BIL)	NEI (ETRO)	Panama	Seychelles	St. Vincent and Grenadines	Sta. Lucia	Trinidad and Tobago	U.S.A.	UK, British Virgin Islands	Venezuela	Discards	ATE	Chinese Taipei	Korea Rep.	ATW	Brazil	Chinese Taipei	Korea Rep.	Mexico	U.S.A.

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	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									

SAI	AT	NCO	Cuba	UN	t2	-1																																		
SAI	AT	CP	Mexico	LL	t1												11																							
SAI	AT	CP	Mexico	LL	t2	a	a	-1	a	a	a	a	a	-1	-1	a	a	a	a	c	ab	a	a	a	a	a	a	a												
SAI	AT	CP	Barbados	LL	t1												74	25	71	58	44	44	42	26	27	26	42	58	42					16	29	25	35	37		
SAI	AT	CP	Barbados	LL	t2												-1															-1	a	a	a	a				
SAI	AT	NCO	NEI (BIL)	LL	t1												29	26					81	59	17															
SAI	AT	NCO	NEI (BIL)	LL	t2												7	7					-1	-1					-1	-1	-1									
SAI	AT	CP	U.S.A.	LL	t1	62	66	40	64	29	30	69	57	27	72	45	11	7	5	7	3	5	7	9	10	4	10	18	11	11										
SAI	AT	CP	U.S.A.	LL	t2	a	a	a	a	a	a	a	a	ab	a	a	ac	a	a	a	a	a	a	a	ab	ab	ab	ab	ab											
SAI	AT	NCC	Chinese Taipei	LL	t1												11	11																						
SAI	AT	NCC	Chinese Taipei	LL	t1	42	37	17	2	7	19	19	2	65	17	11	33	31	13	8	21	5	14	10	11	6	9	27	7	9										
SAI	AT	NCC	Chinese Taipei	LL	t2	-1											a	a	a	a	a	a	-1	-1	a	ab	a													
SAI	AT	CP	St. Vincent and Grenadines	LL	t1																16	2	4	3	86	73	59	18	13	8	7	4	4	3	4					
SAI	AT	CP	St. Vincent and Grenadines	LL	t2																-1	a	a	a	-1	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a					
SAI	AT	CP	EU.Portugal 1	LL	t1												7	0	2	12	12	11	0	19	53	10	1	48	19	9	4									
SAI	AT	CP	EU.Portugal 1	LL	t2												a	a	-1	-1	a	a	a	a	a	a	ab	a	a	ab	ab	ab	ab							
SAI	AT	NCO	NEI (ETRO)	LL	t1												15	27	30	36	46	67	64	41	23	1	1	9	4	4	6									
SAI	AT	NCO	NEI (ETRO)	LL	t2	-1																																		
SAI	AT	CP	Trinidad and Tobago	LL	t1	4	1	1	2	1	4	10	25	37	3	7	6	7	10	9	17	13	32	16	16	32	60	28	23											
SAI	AT	CP	Trinidad and Tobago	LL	t2	-1		-1											a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a						
SAI	AT	CP	Japan	LL	t1	12	27	0	1	8	2	4	17	3	10	12	3	3	10	5	22	4	1	33	43	36	13	16	7	11	12									
SAI	AT	CP	Japan	LL	t2	b	-1	b	-1	a	a	a	a	ab	ab	ab	a	ab	a	ab	a	ab	ab	ab	ab	ab	ab	a	a	a	-1									

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-	20.94		0.42	7.03		0.62
GHN 92+	(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)

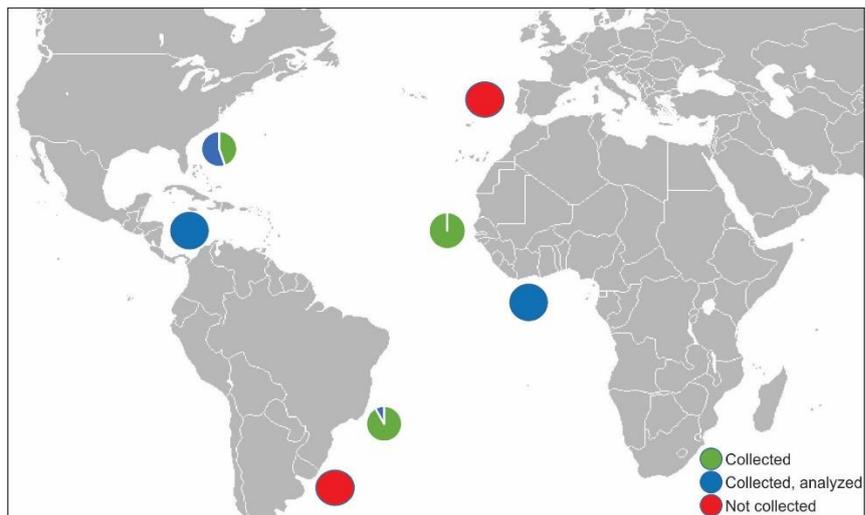


Figure 1. Spatial distribution of sailfish mitochondrial DNA sampling.

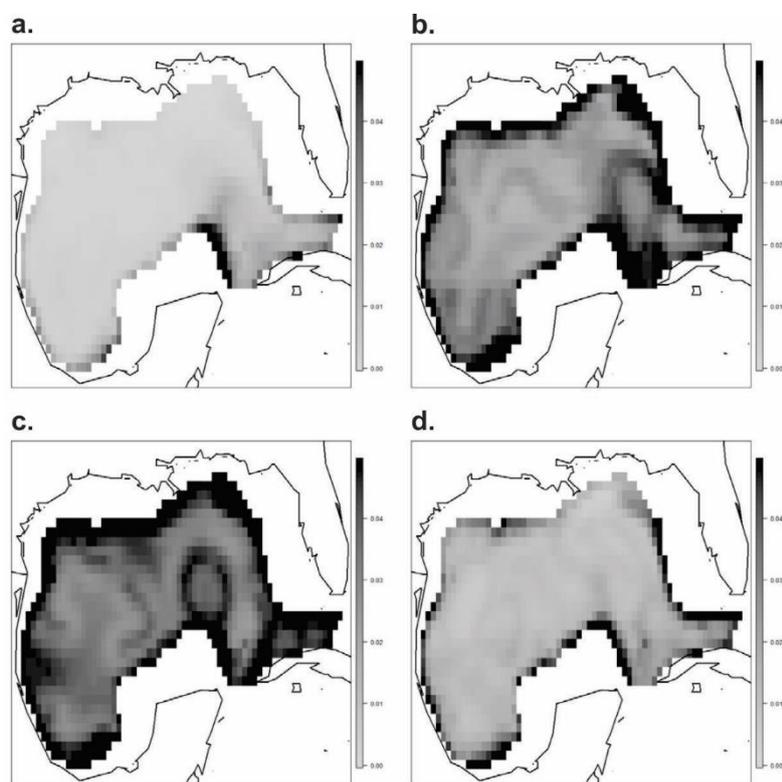


Figure 2. Sailfish abundance indices predicted from the fitted delta generalized additive models for Jan. – Mar. (a), Apr. – Jun. (b), Jul. – Sep. (c), and Oct. – Dec. (d). Predictions were generated from data fishnets (0.1° latitude by 0.1° longitude) representing seasonal averages of numerical model 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).

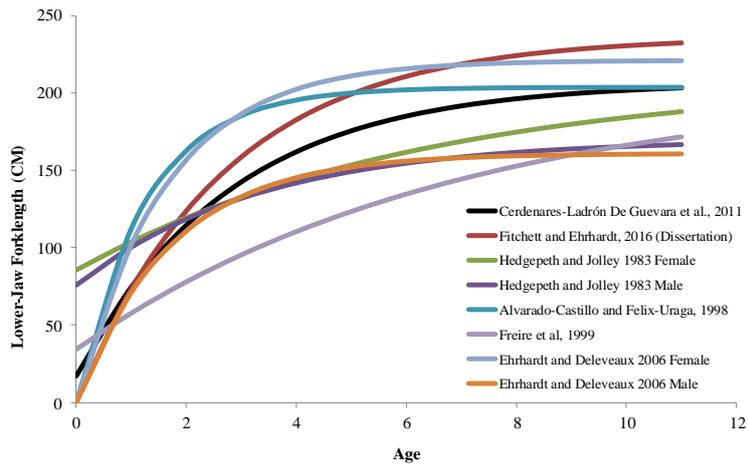


Figure 3. Von Bertalanffy growth plots examined to determine appropriate sailfish growth parameters to be used in assessment.

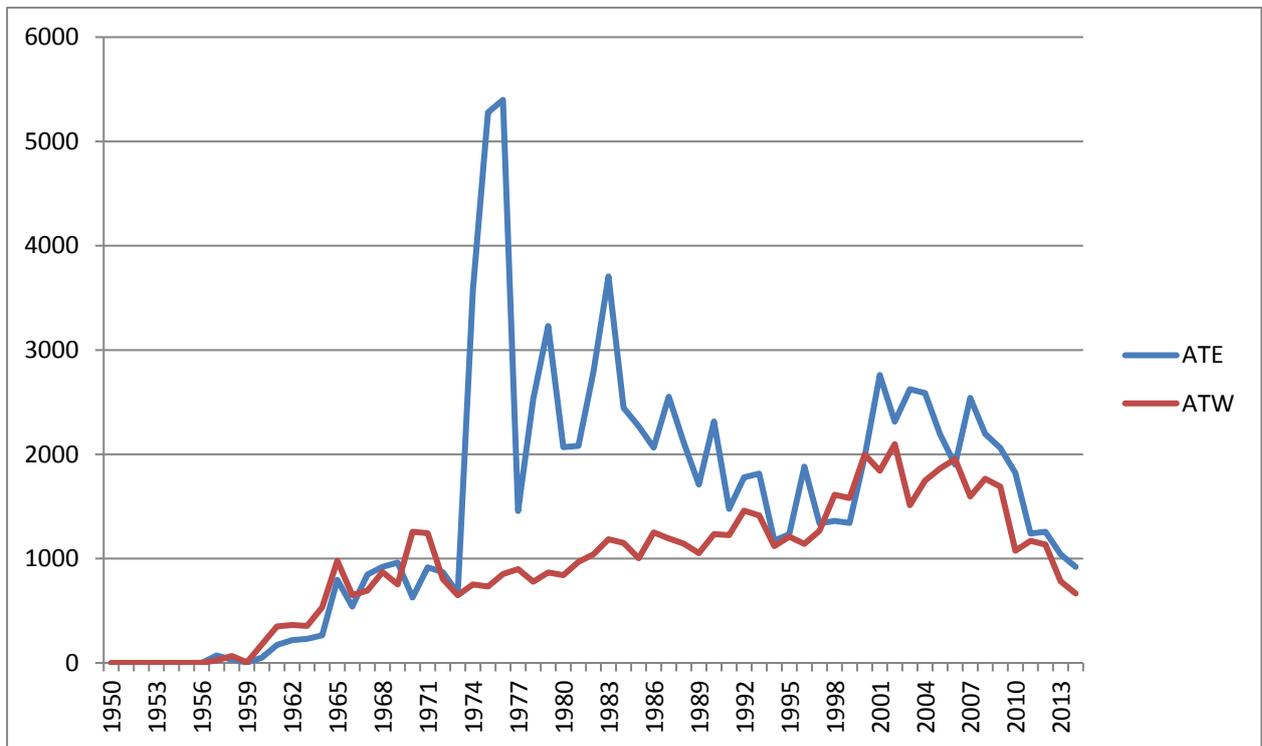


Figure 4. Sailfish Task I nominal catches (t) by year for western (red line) and eastern stock (blue line).

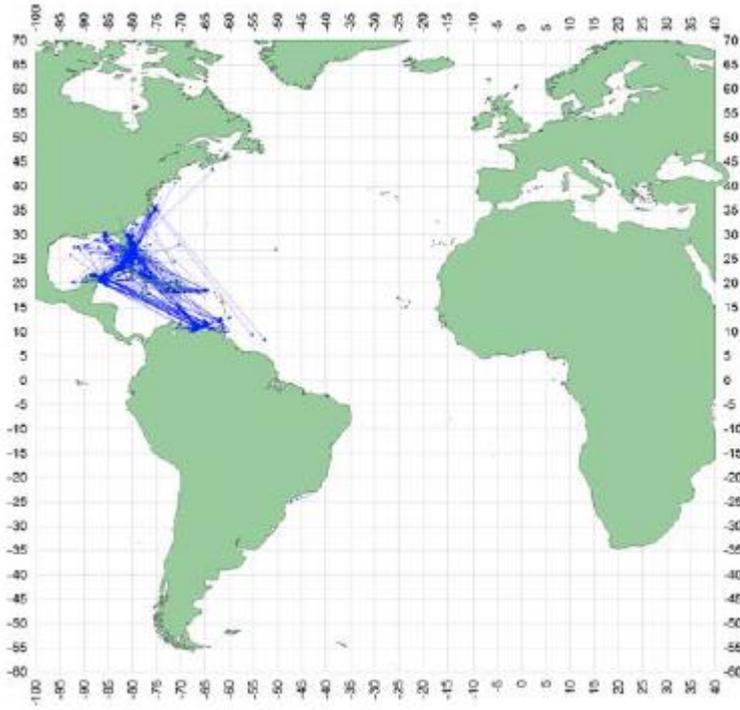


Figure 5. Straight displacements between release and recovery positions (apparent movement), from conventional tagging of sailfish.

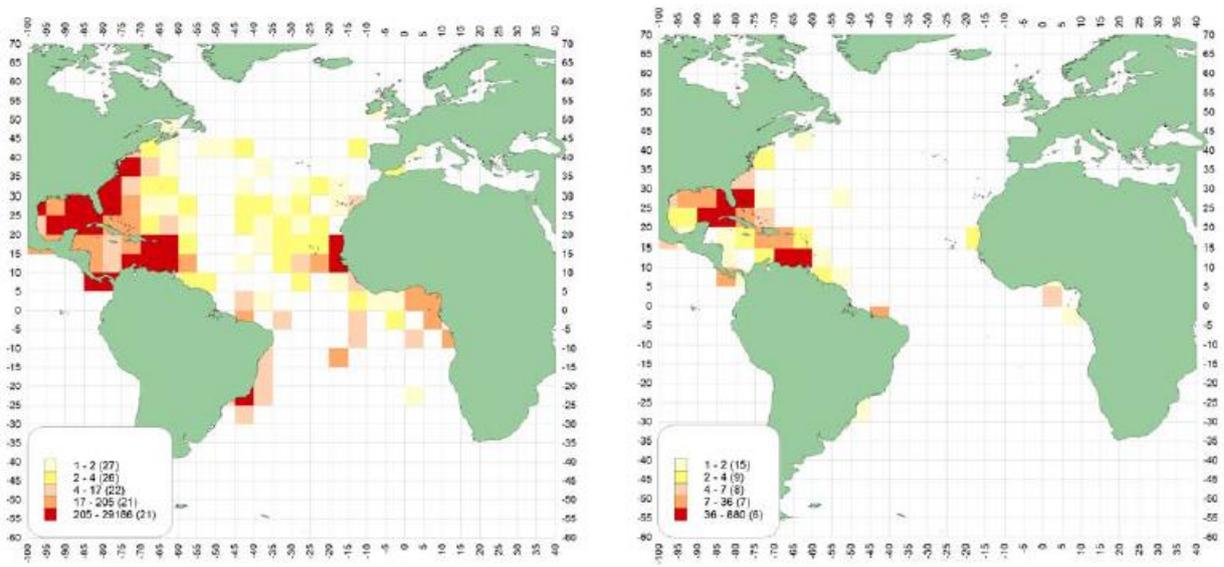


Figure 6. Density (5 by 5 degrees squares) of SAI releases (left) and recoveries (right).

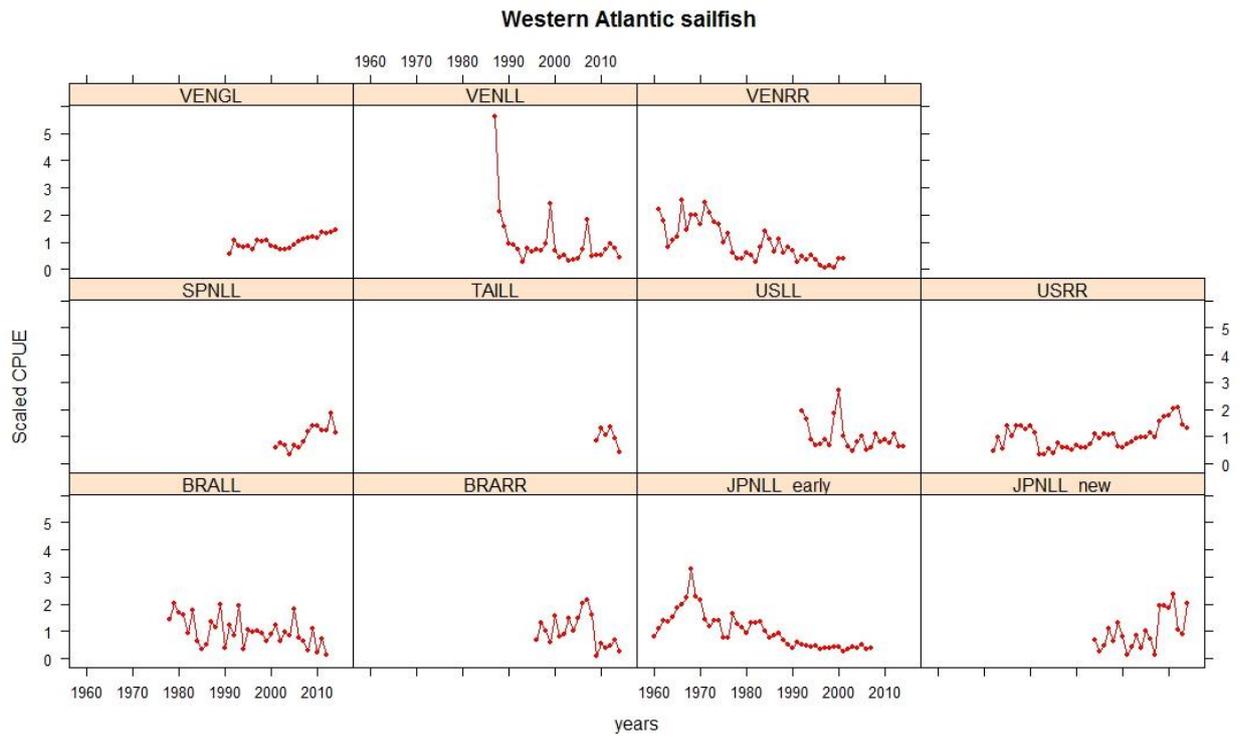


Figure 7. Indices of abundance used for the western sailfish stock.

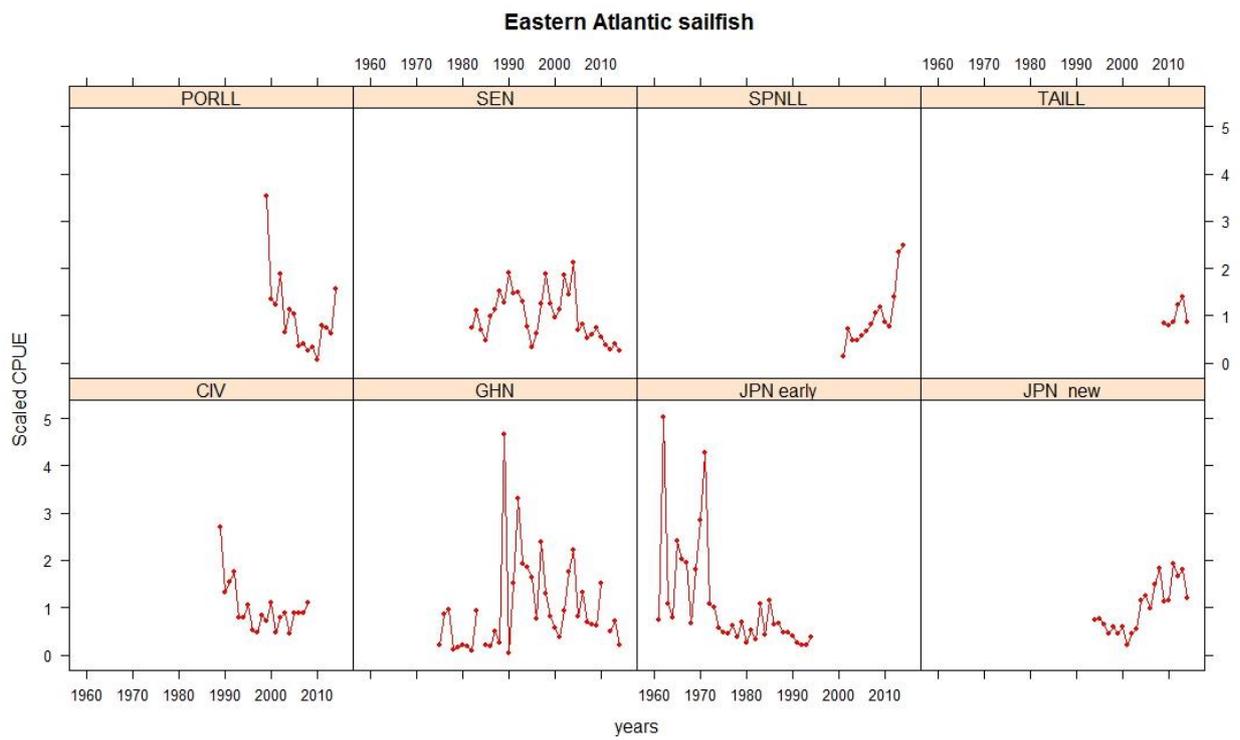


Figure 8. Indices of abundance used for the eastern sailfish stock.

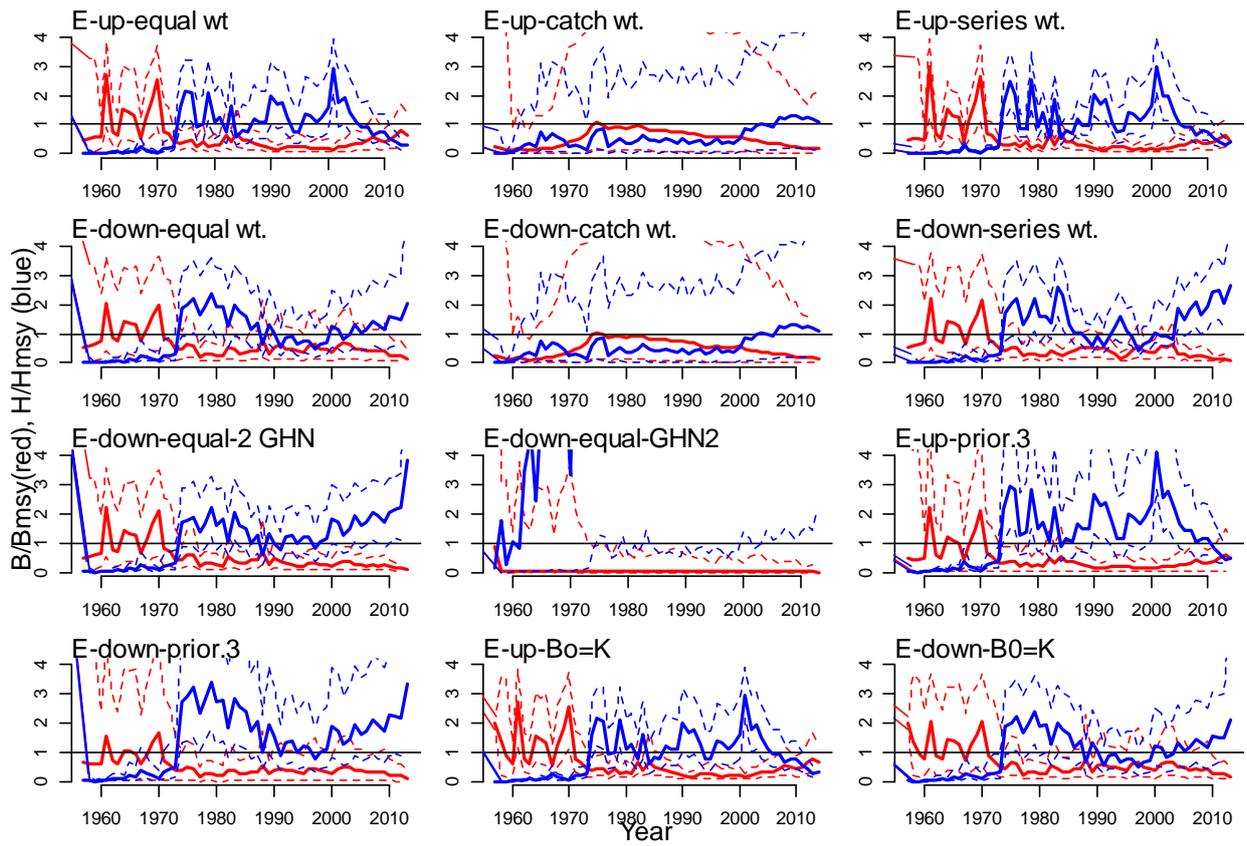


Figure 9. Biomass and harvest rate trajectories for the BSP-JAGS models in the east.

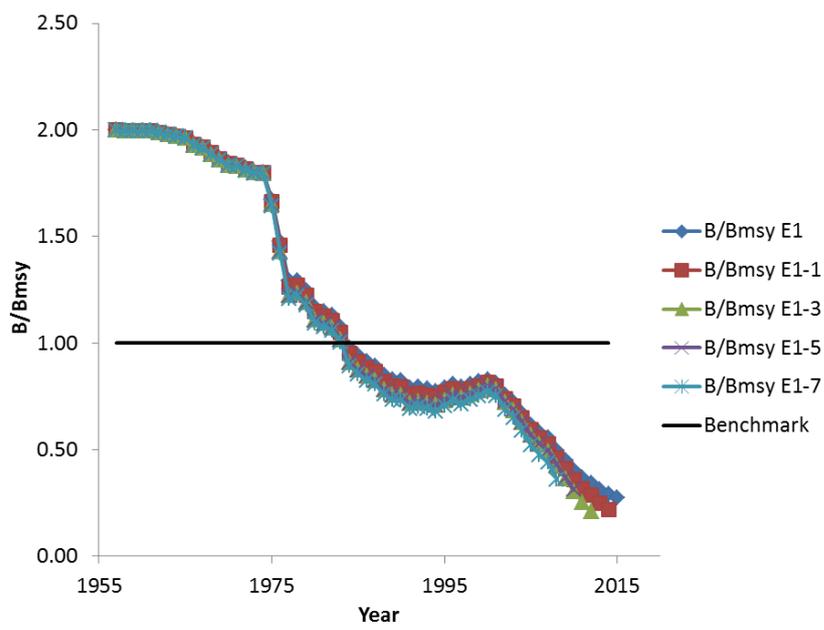
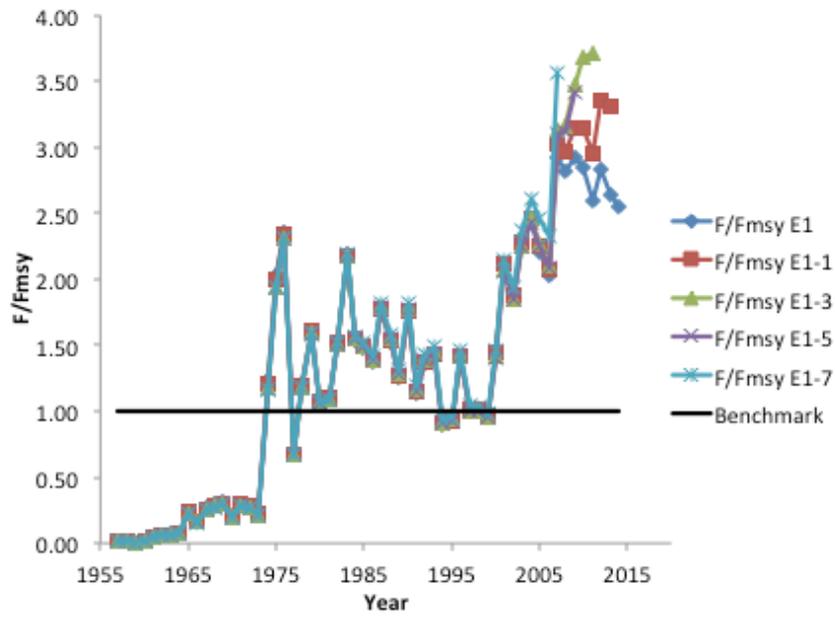


Figure 10. Retrospective Analyses for ASPIC run E1 for F/F_{MSY} (upper panel) and B/B_{MSY} (lower panel).

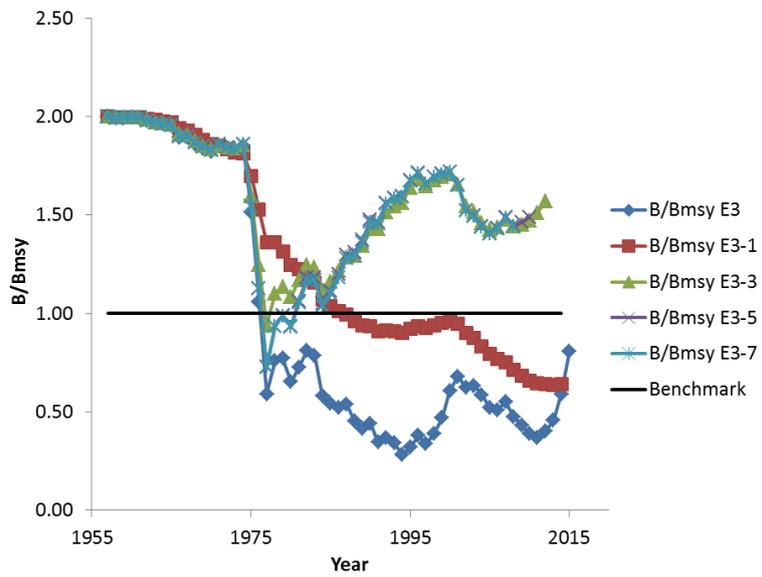
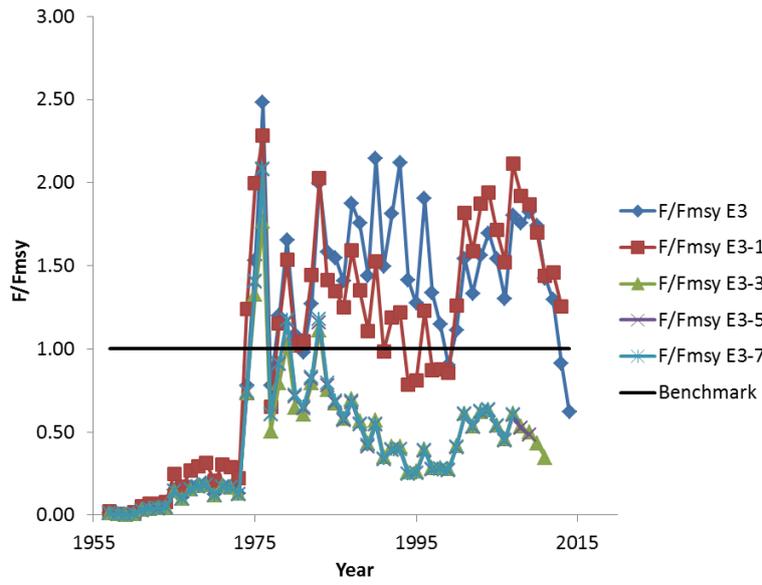


Figure 11. Retrospective Analyses for ASPIC run E3 for F/F_{MSY} (upper panel) and B/B_{MSY} (lower panel).

Beta prior on Fmsy

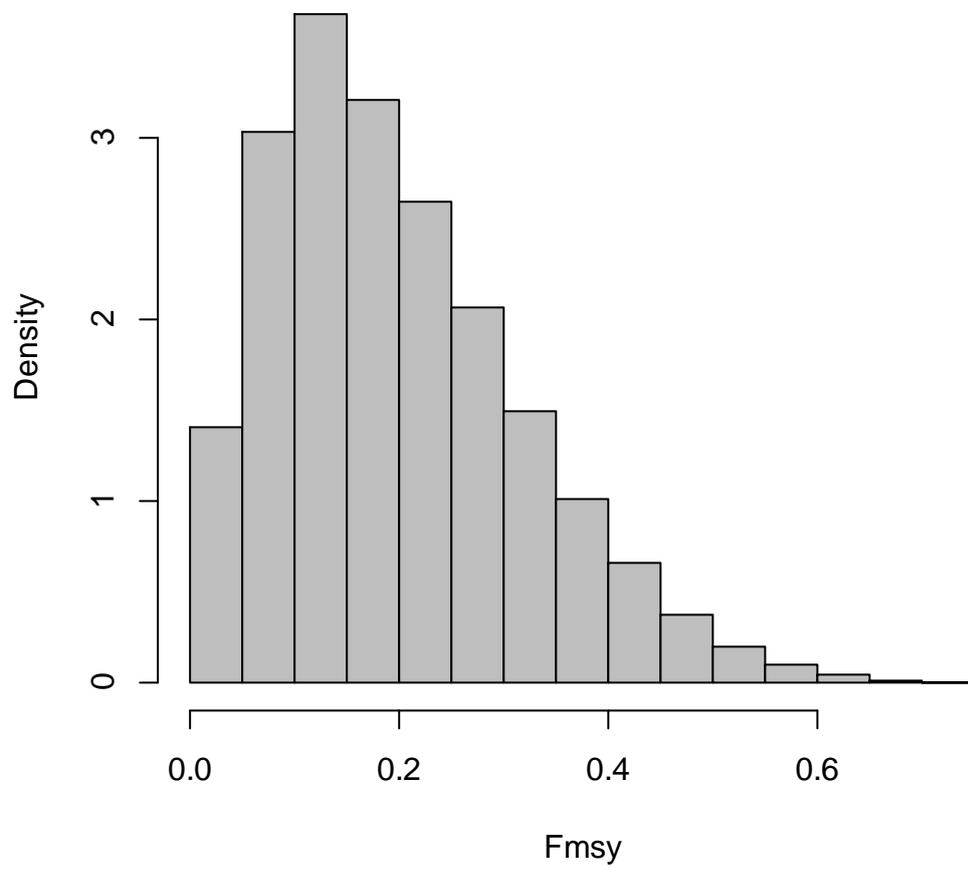


Figure 12. Prior on F_{MSY} for ASPIC surplus production model of western Atlantic sailfish.

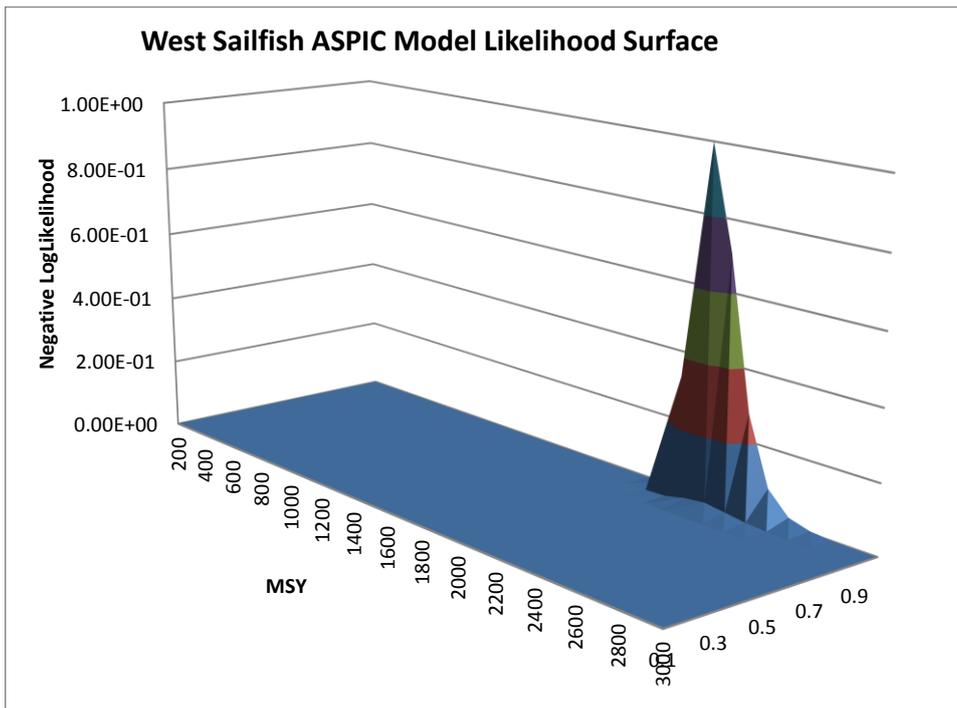
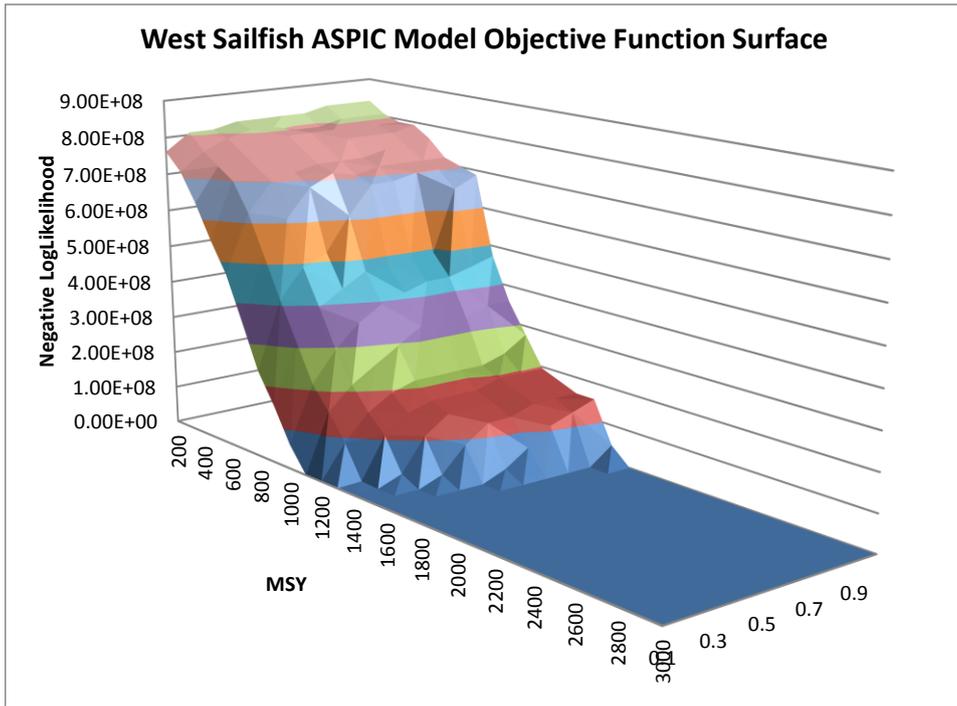


Figure 13. Upper panel: Surface profile of the objective function for the ASPIC base model of western sailfish. The contour flattens at a MSY of approximately 1,600 t across the full range of hypothesized F_{MSY} . Lower panel: Likelihood profile scaled to the maximum likelihood showing the model convergence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

Fmsy Bootstrap Estimates

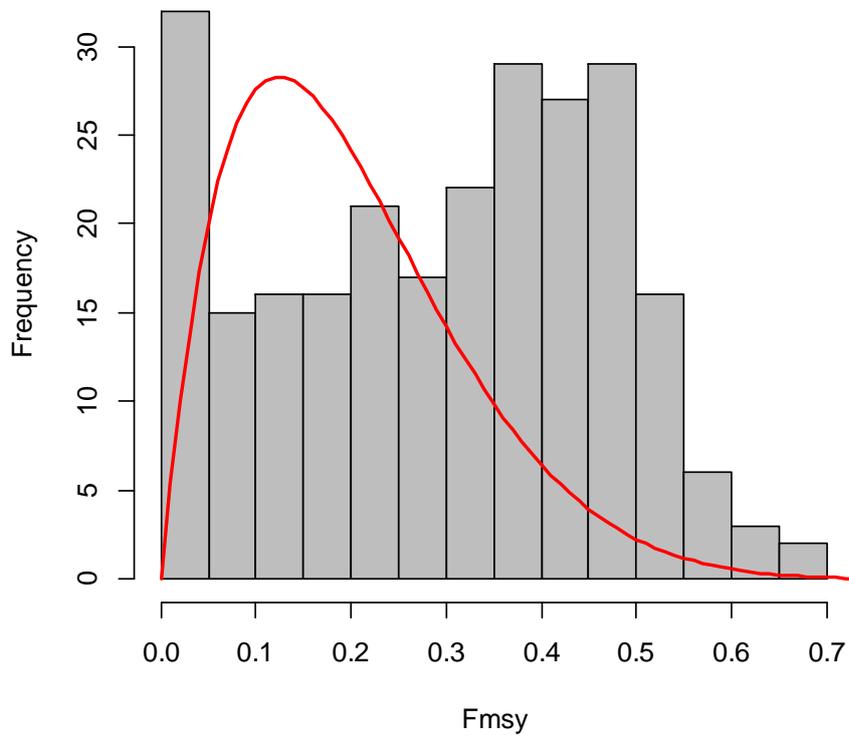


Figure 14. Bootstrap estimates of F_{MSY} from the ASPIC base model for western sailfish. The distribution of estimates is spread across the lower (0.01) and upper bounds (0.8) defined in the model.

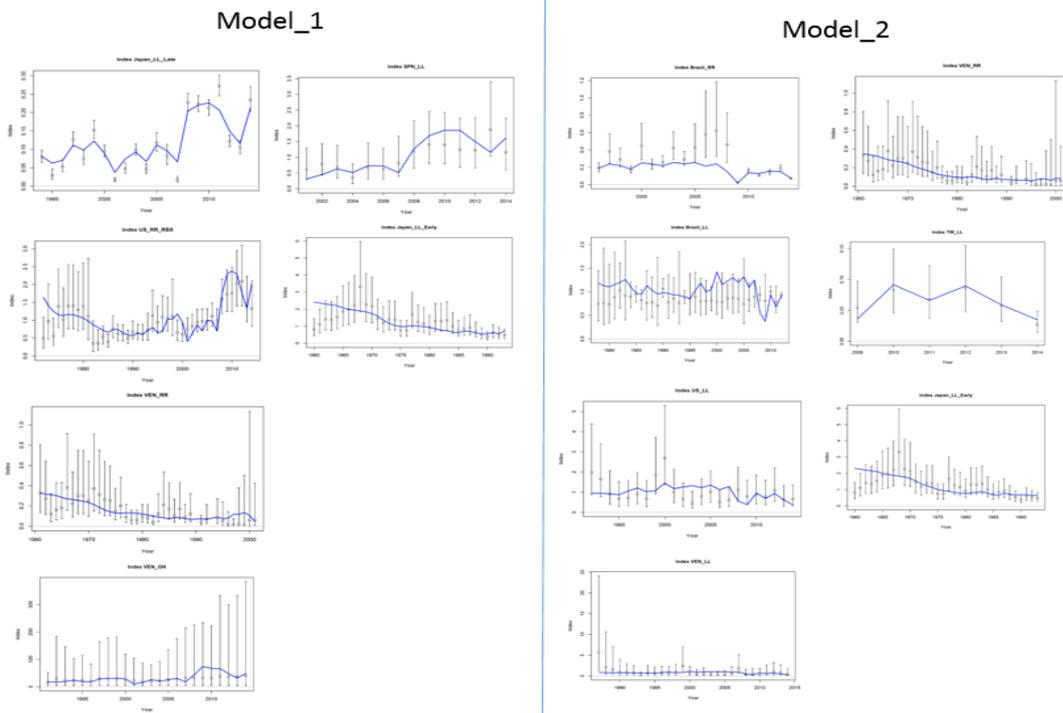
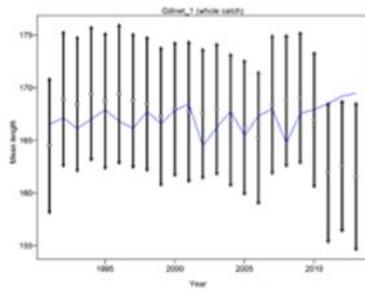
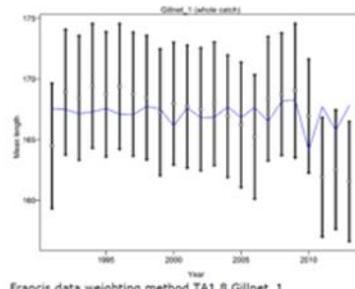


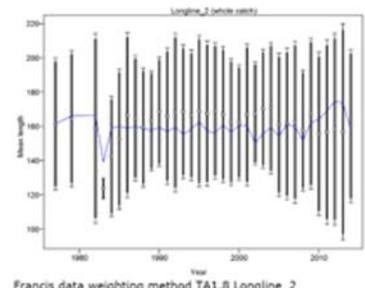
Figure 15. Fit to indices of abundance used in each of Model_1 (left) and Model_2 (right).



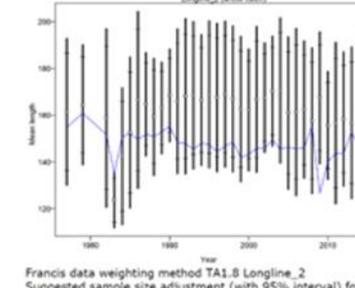
Francis data weighting method TA1.8 Gillnet_1
Suggested sample size adjustment (with 95% interval) for len data from Gillnet_1:
1.0592 (0.6981-3.3956)



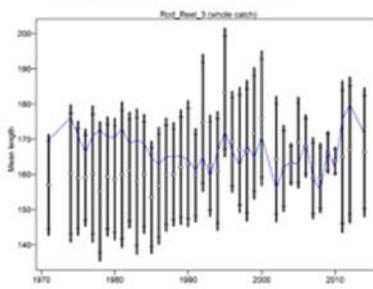
Francis data weighting method TA1.8 Gillnet_1
Suggested sample size adjustment (with 95% interval) for len data from Gillnet_1:
1.0295 (0.6393-3.2897)



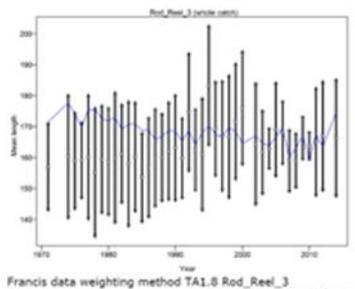
Francis data weighting method TA1.8 Longline_2
Suggested sample size adjustment (with 95% interval) for len data from Longline_2:
0.88 (0.3462-7.55)



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)



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)



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)

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).

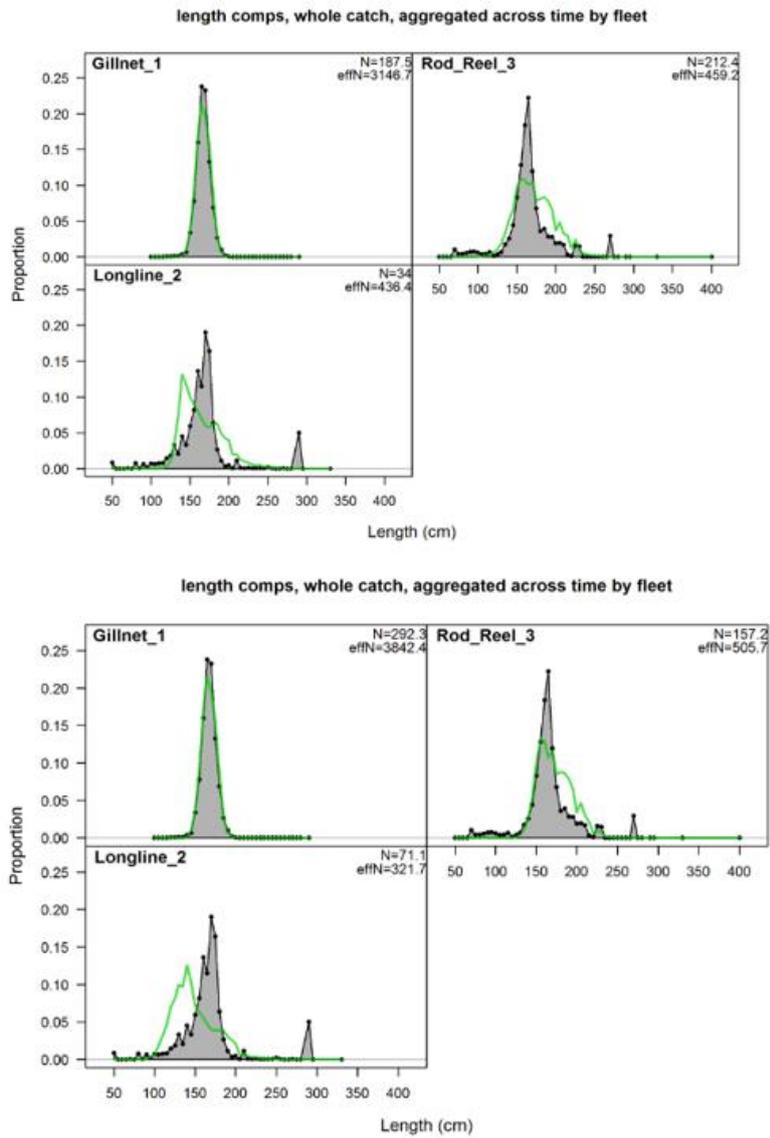


Figure 17. Overall fit to length composition data from each of the three gear types for Model_1 (top) and Model_2 (bottom).

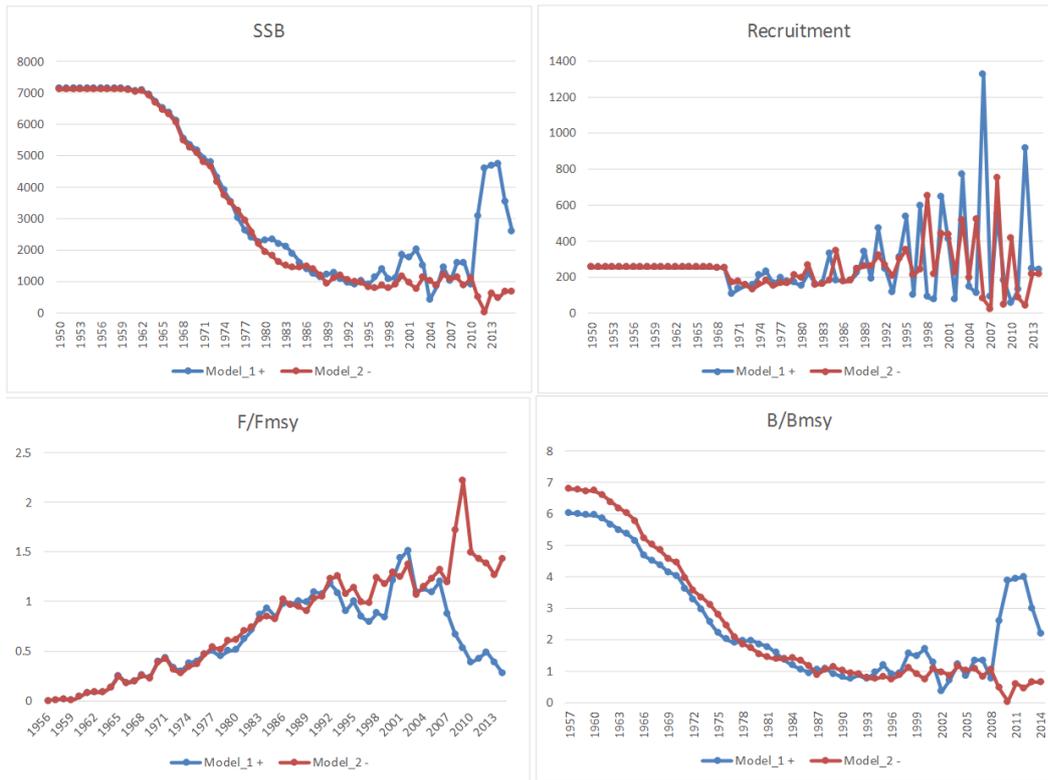


Figure 18. Estimated historic trends in spawning stock biomass (upper left), recruitment (upper right), F/F_{MSY} (lower left) and B/B_{MSY} (lower right) for Model_1 (blue) and Model_2 (red).

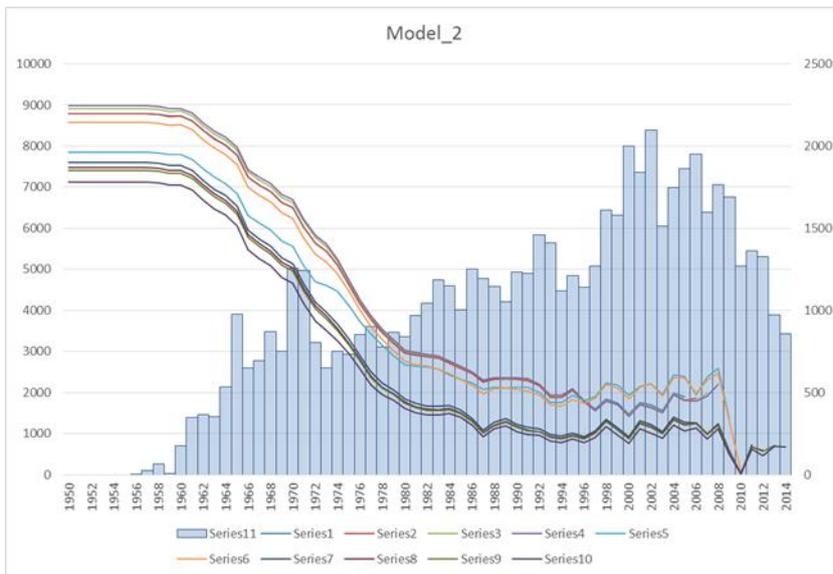
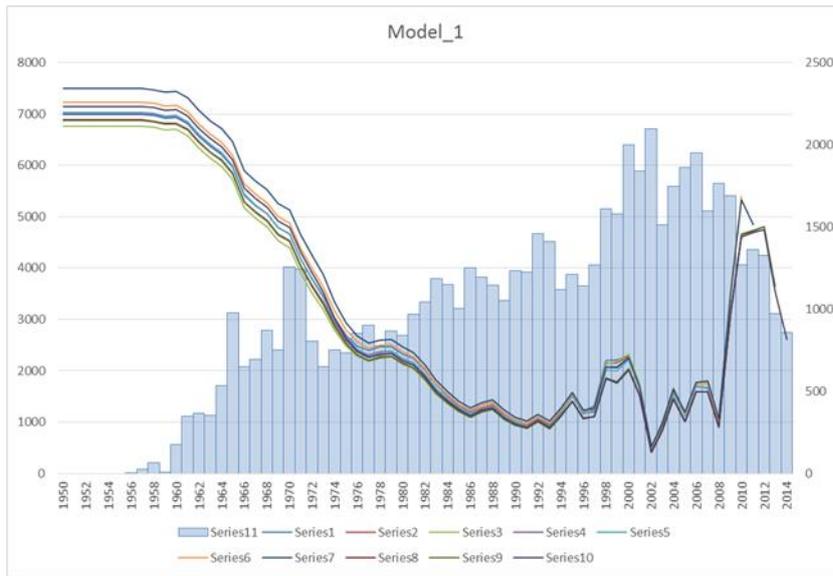


Figure 19. Retrospective analysis Model_1 (top) and Model_2 (bottom).

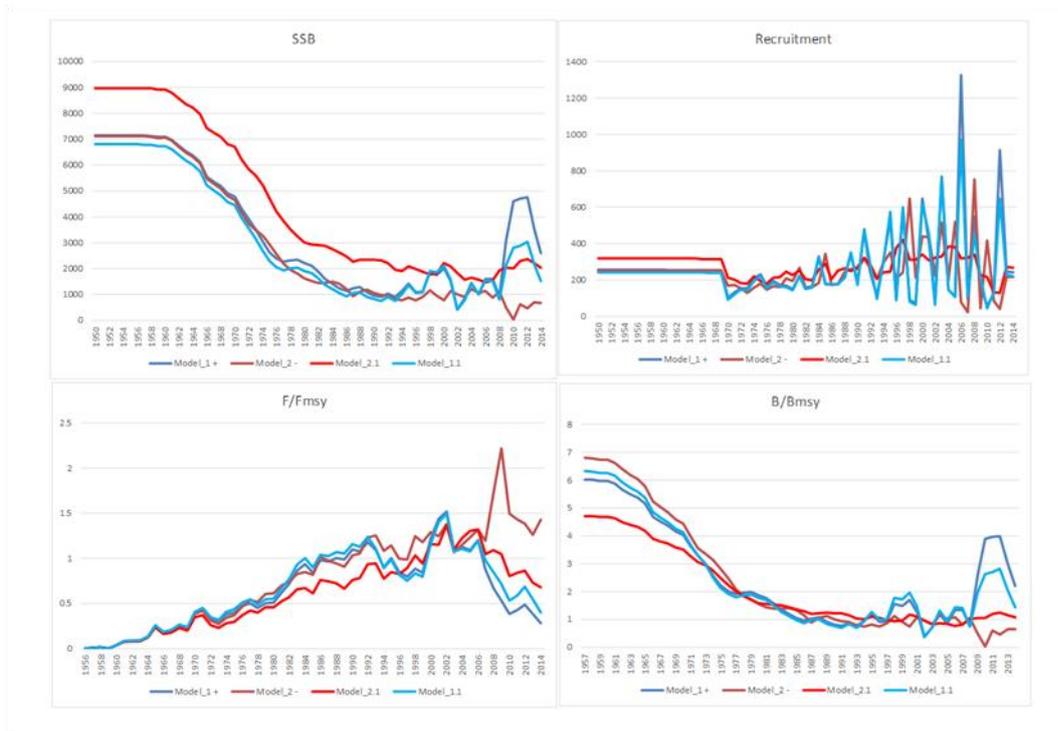


Figure 20. Estimated historic trends in spawning stock biomass (upper left), recruitment (upper right), F/F_{MSY} (lower left) and B/B_{MSY} (lower right) for Model_1 (dark blue) and Model_2 (dark red), Model_1.1 (light blue) and Model_2.1 (light red).

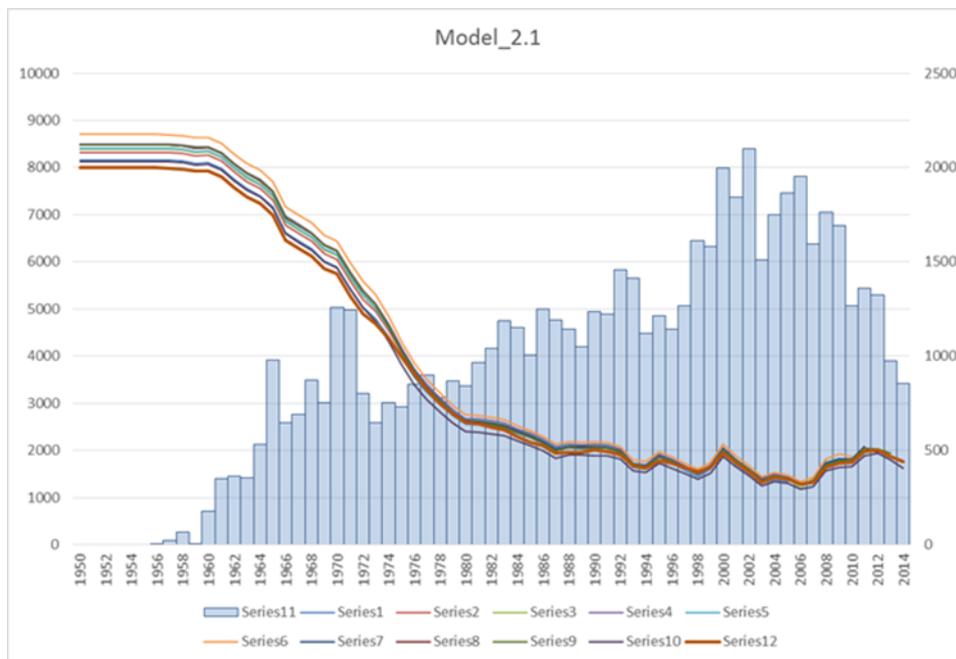


Figure 21. Retrospective analysis for Model_2.1.

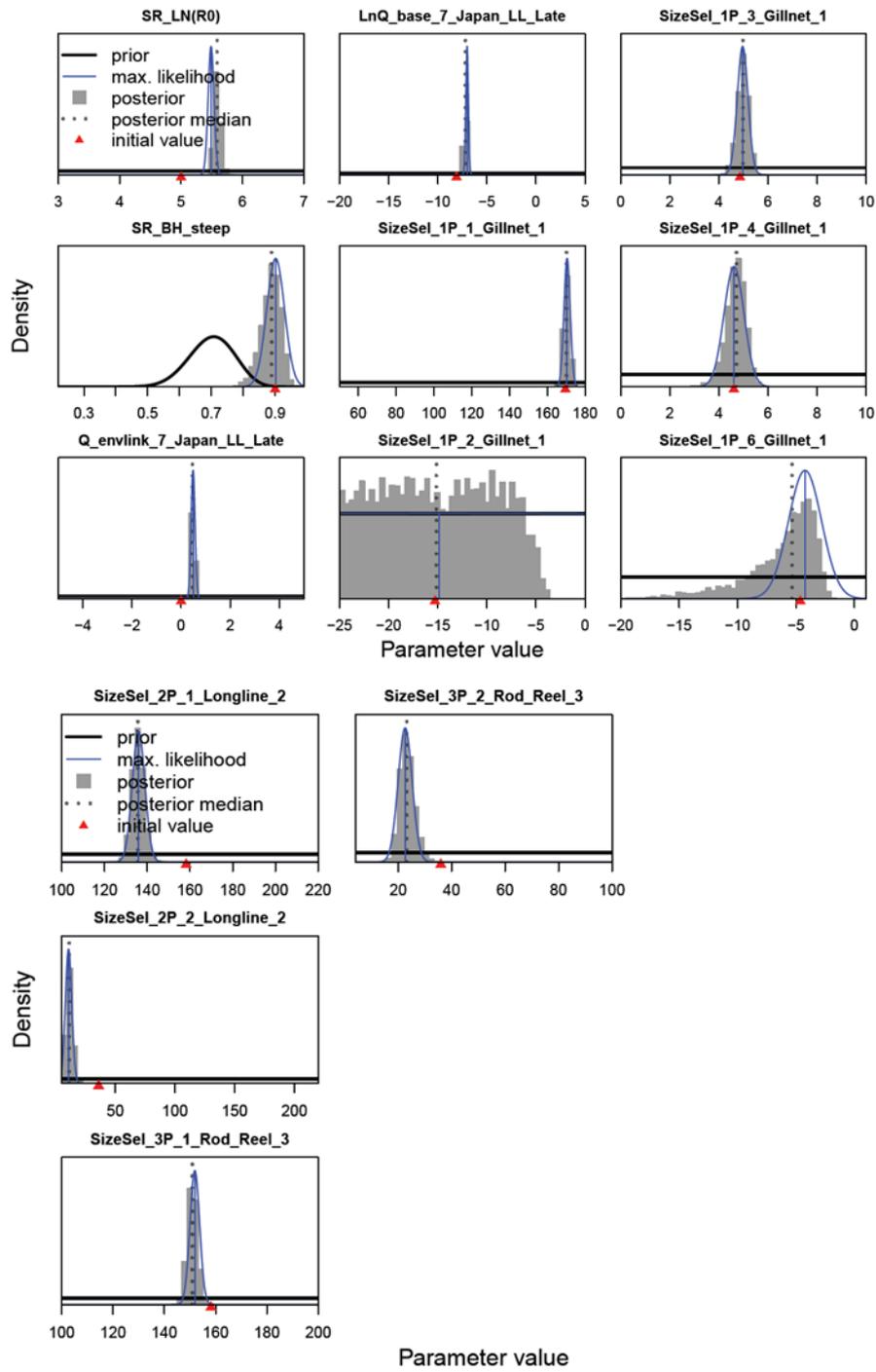


Figure 22. Prior, maximum likelihood, and posterior distributions from MCMC analysis of Model_1.1. Red triangle represents the starting value and the dotted line the posterior median value.

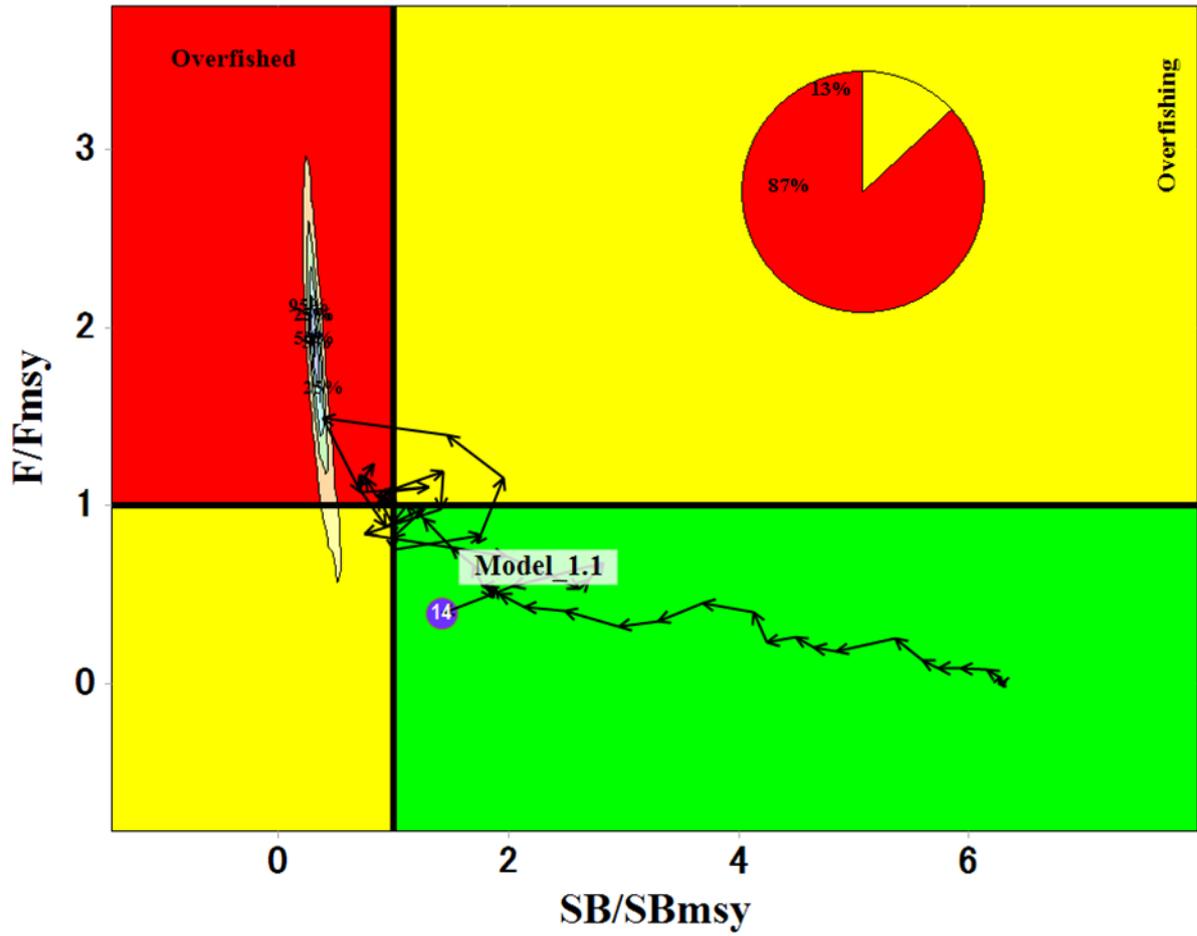


Figure 23. Kobe status plot for Model_1.1

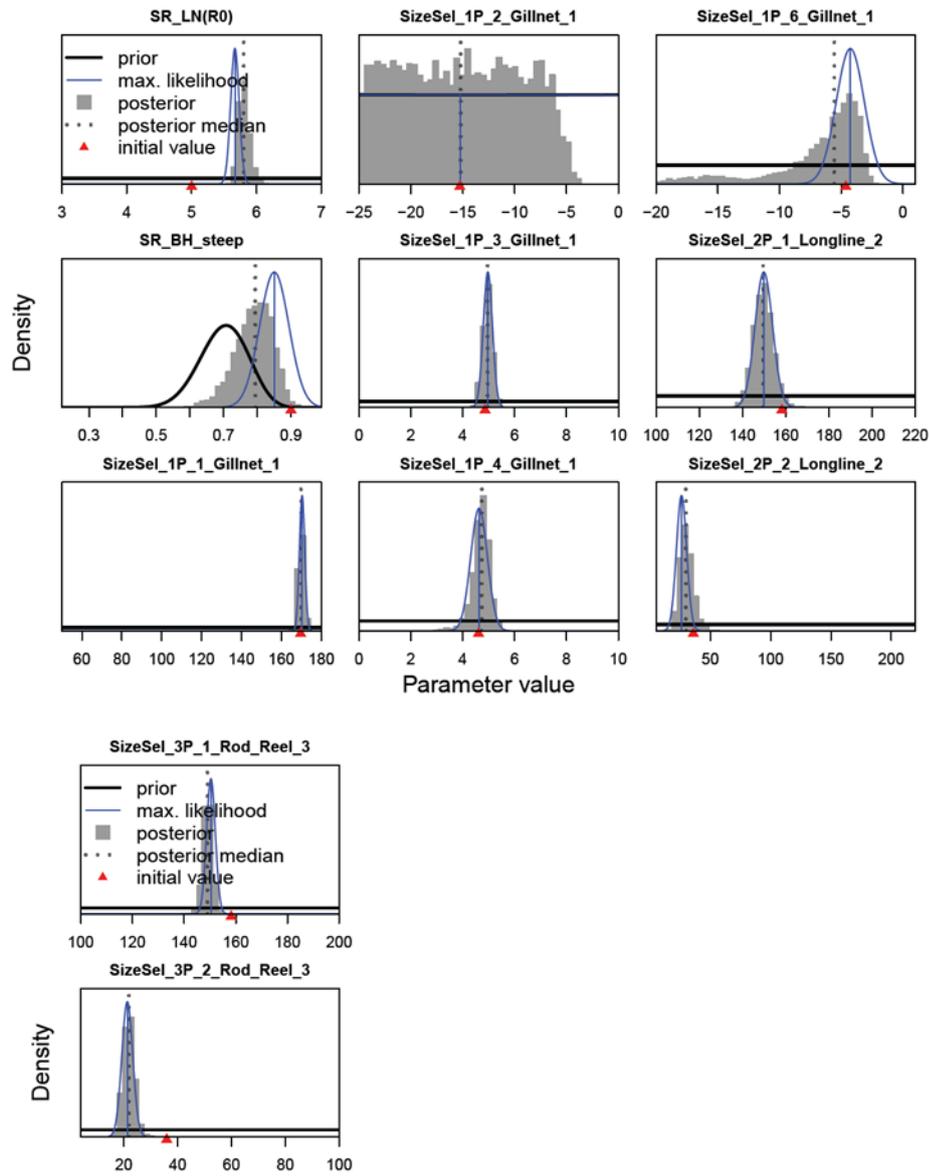


Figure 24. Prior, maximum likelihood, and posterior distributions from MCMC analysis of Model_2.1. Red triangle represents the starting value and the dotted line the posterior median value.

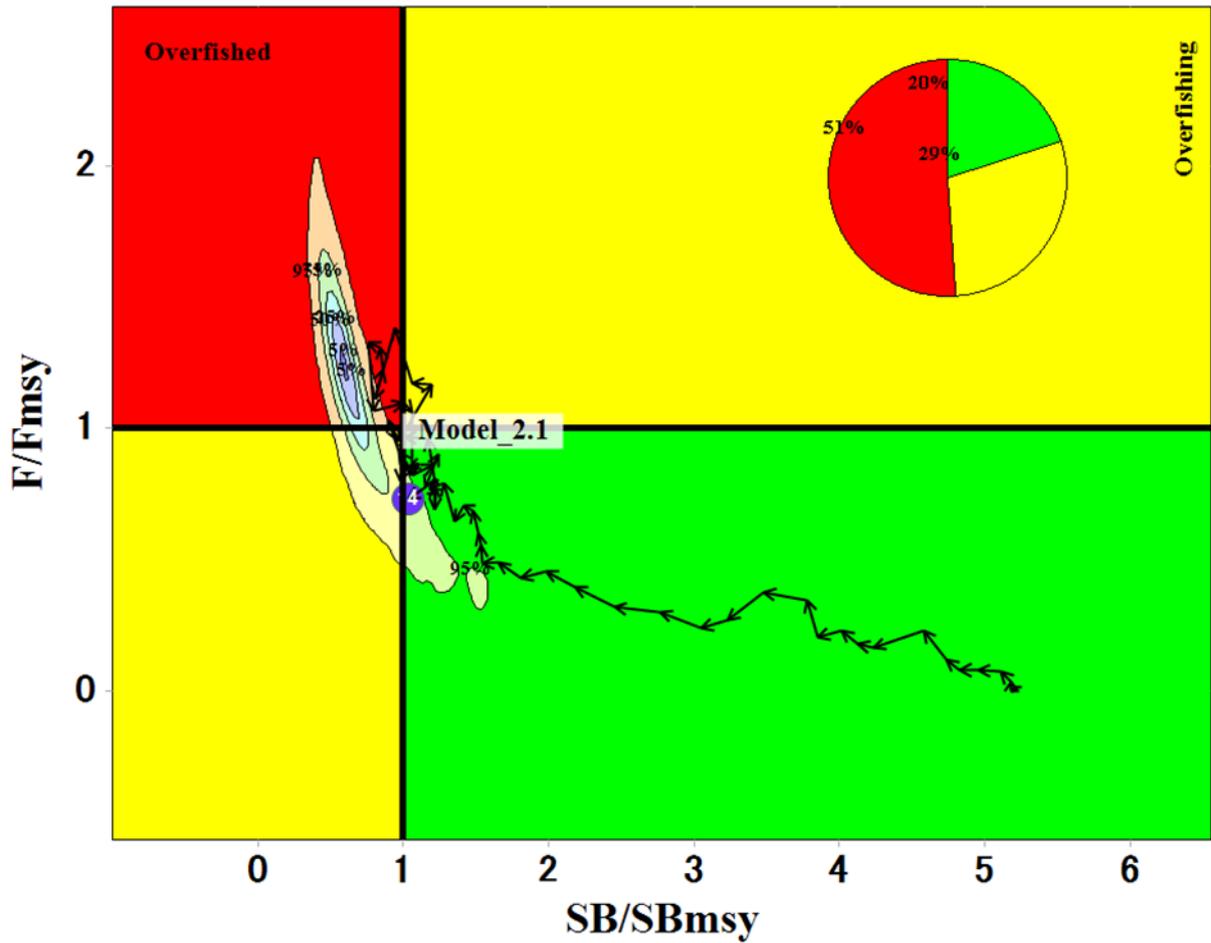


Figure 25. Kobe status plot for Model_2.1

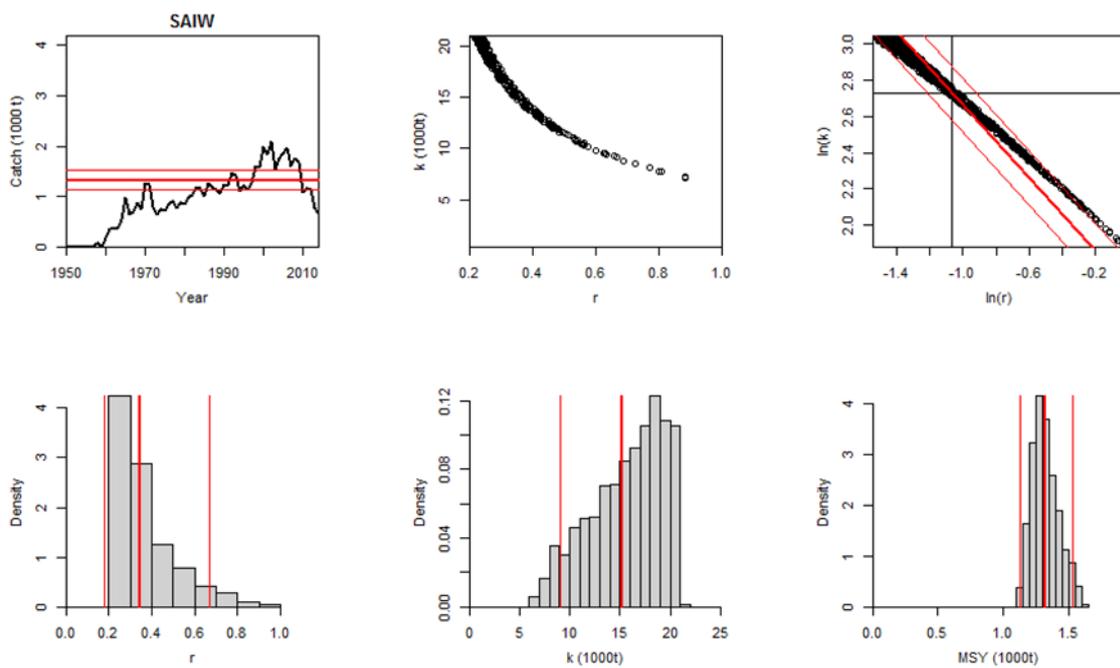


Figure 26. Posterior distributions of r , K , and MSY for SRA SAI_west.

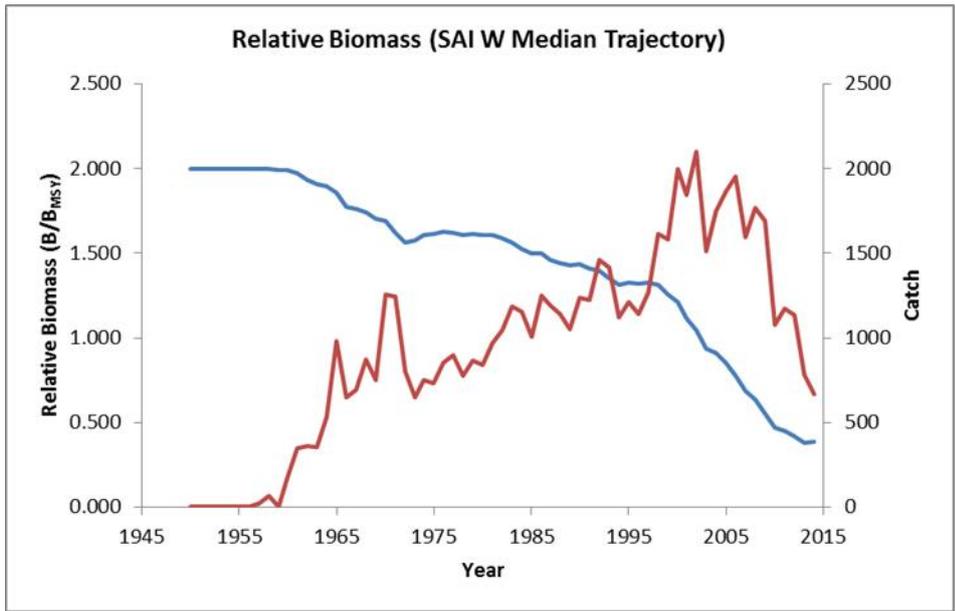


Figure 27. Median Biomass trajectory for SAI_{west}.

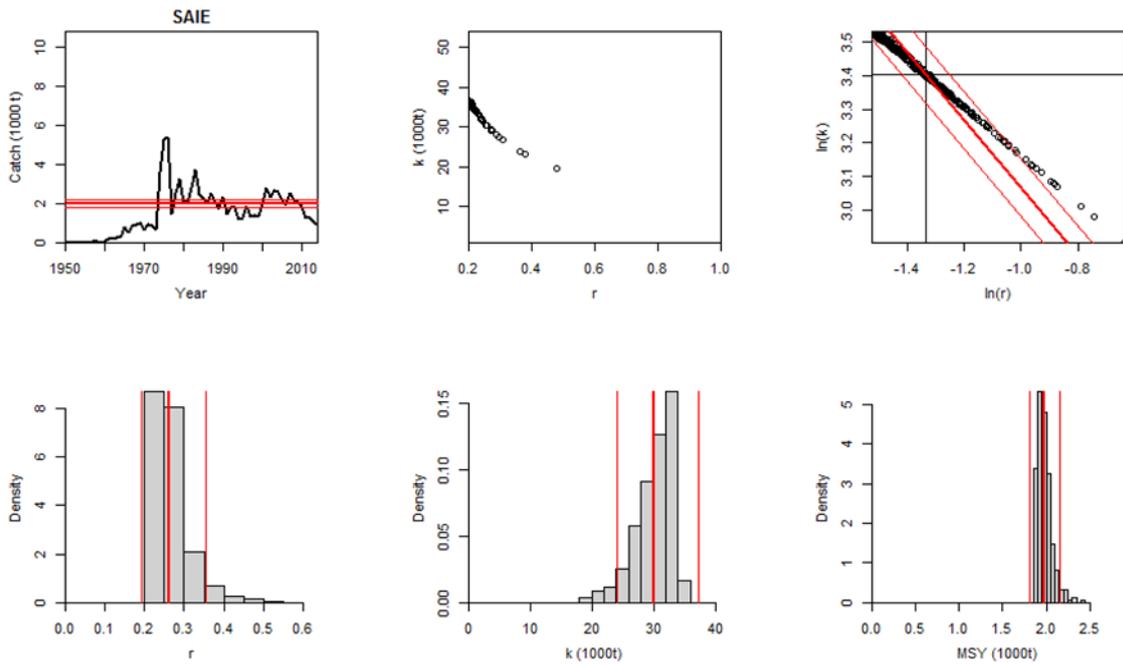


Figure 28. Posterior distributions of r , K , and MSY for SRA SAI_{east}.

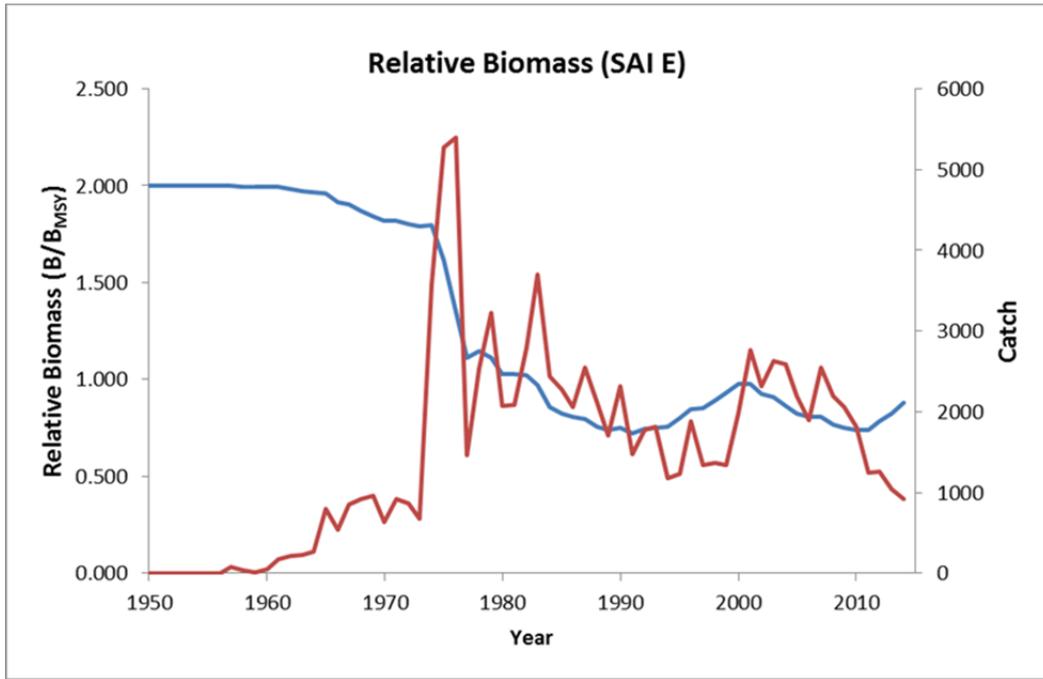


Figure 29. Median Biomass trajectory for SAI_east.

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).

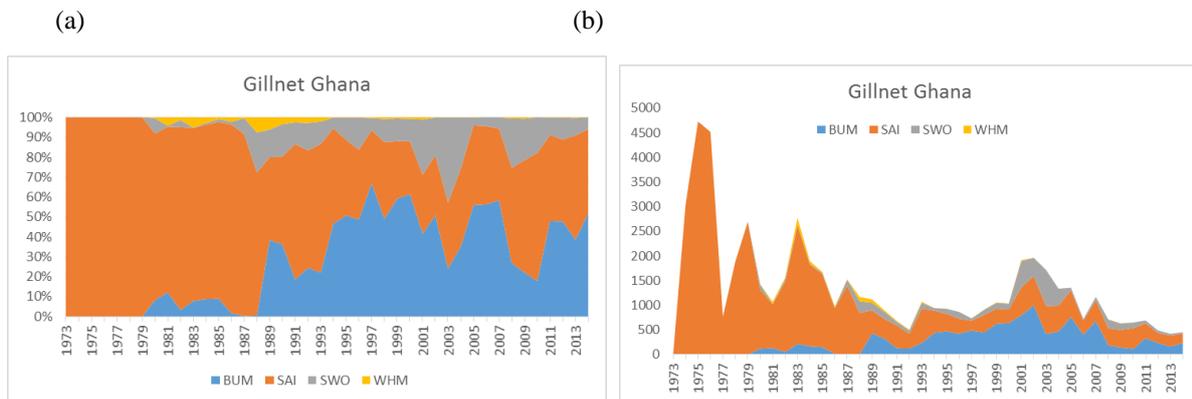


Figure 2. Species composition (a) and total billfish landings (b) of task I artisanal gillnets of Ghana.



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

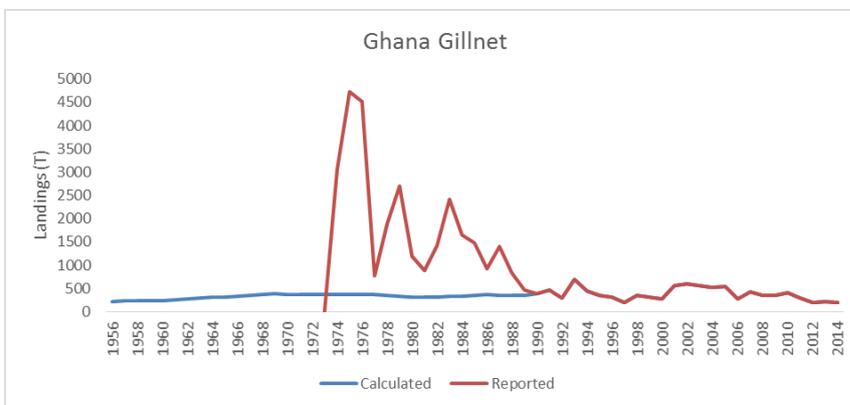


Figure 4. Reported Task I catches of Ghana gillnet (red) and alternative catch for 1956-1989. Alternative catch developed as the product of the number of canoes and the average catch per canoe for 1990-1999.

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

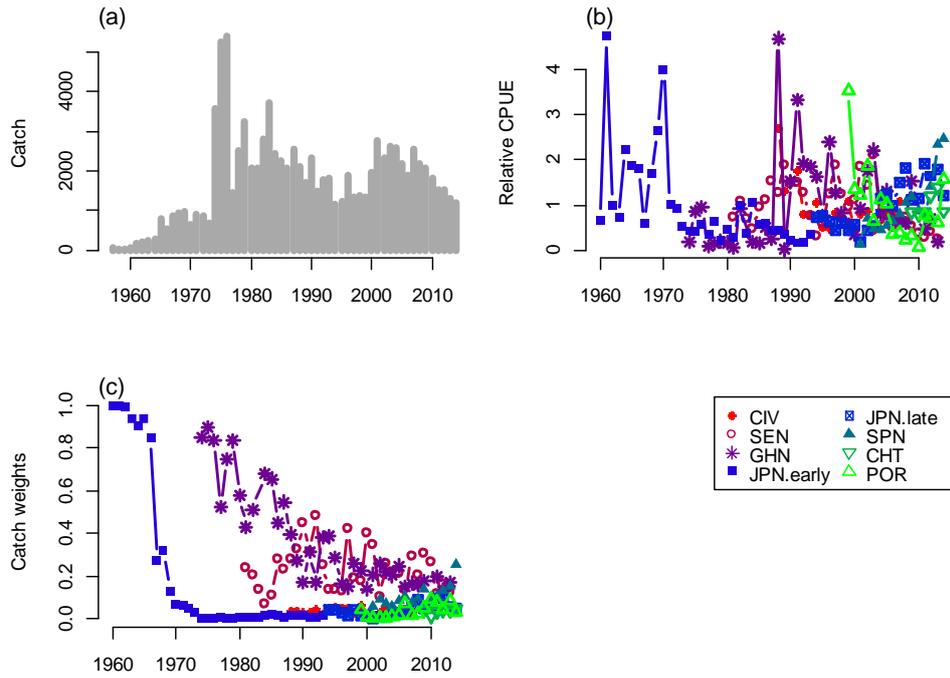


Figure 1. Catches (a), indices (b), and catch weighing (c).

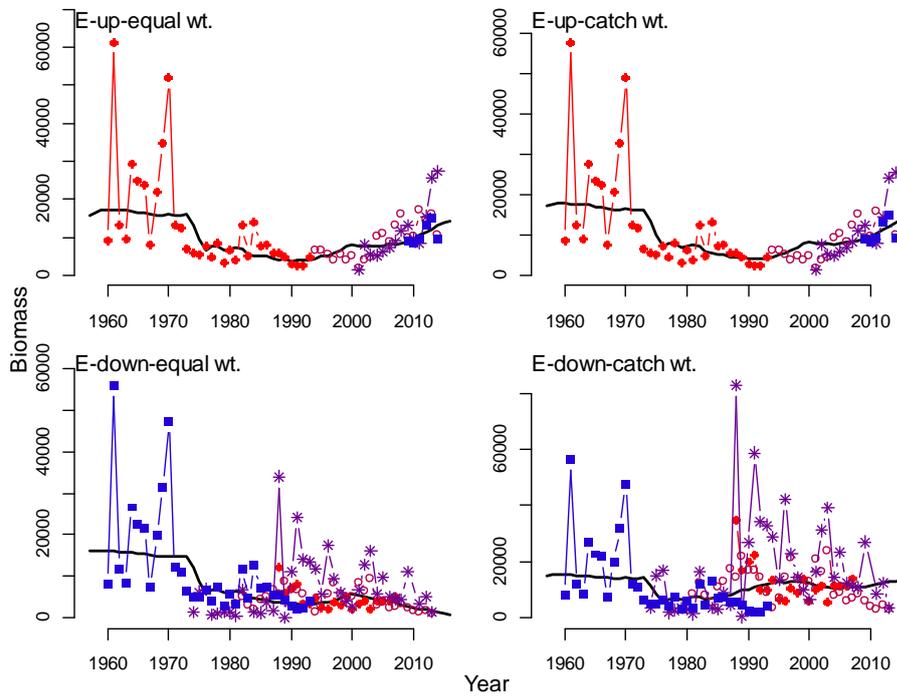


Figure 2. Fit at mode of posterior distribution for the BSP-VP model for the east.

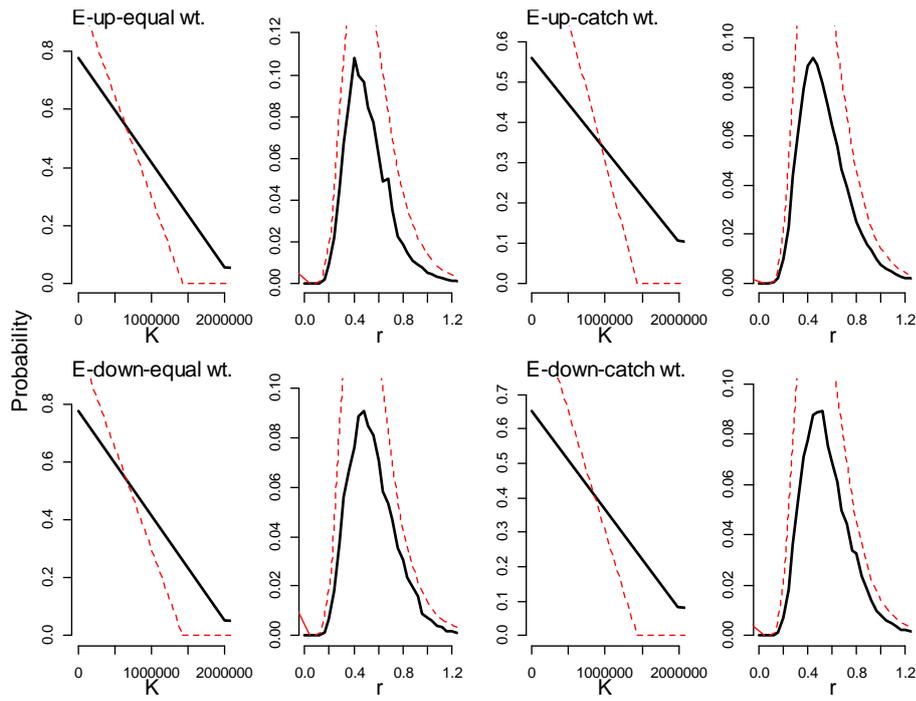


Figure 3. Priors (red dashed) and posteriors (solid black) of K and r from the BSP-VP model for the East.

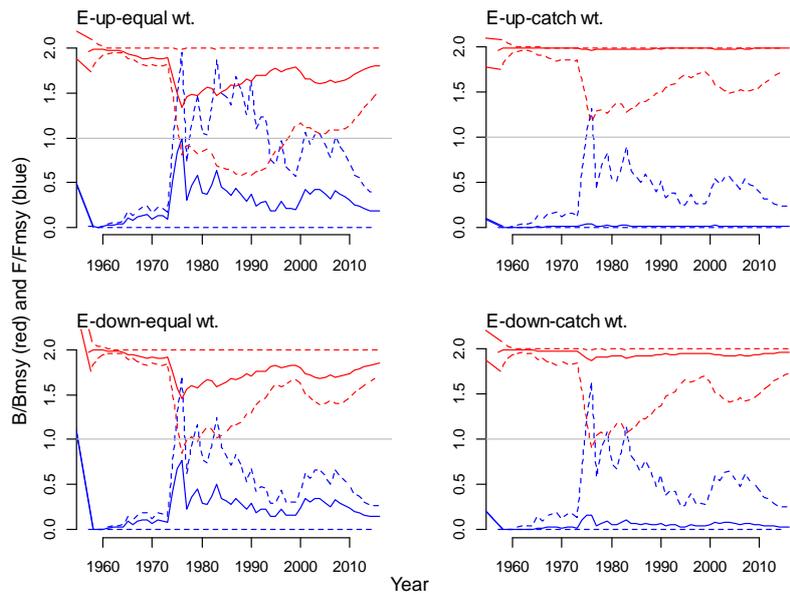


Figure 4. Fishing mortality (red) and biomass (blue) with 80% credible intervals.

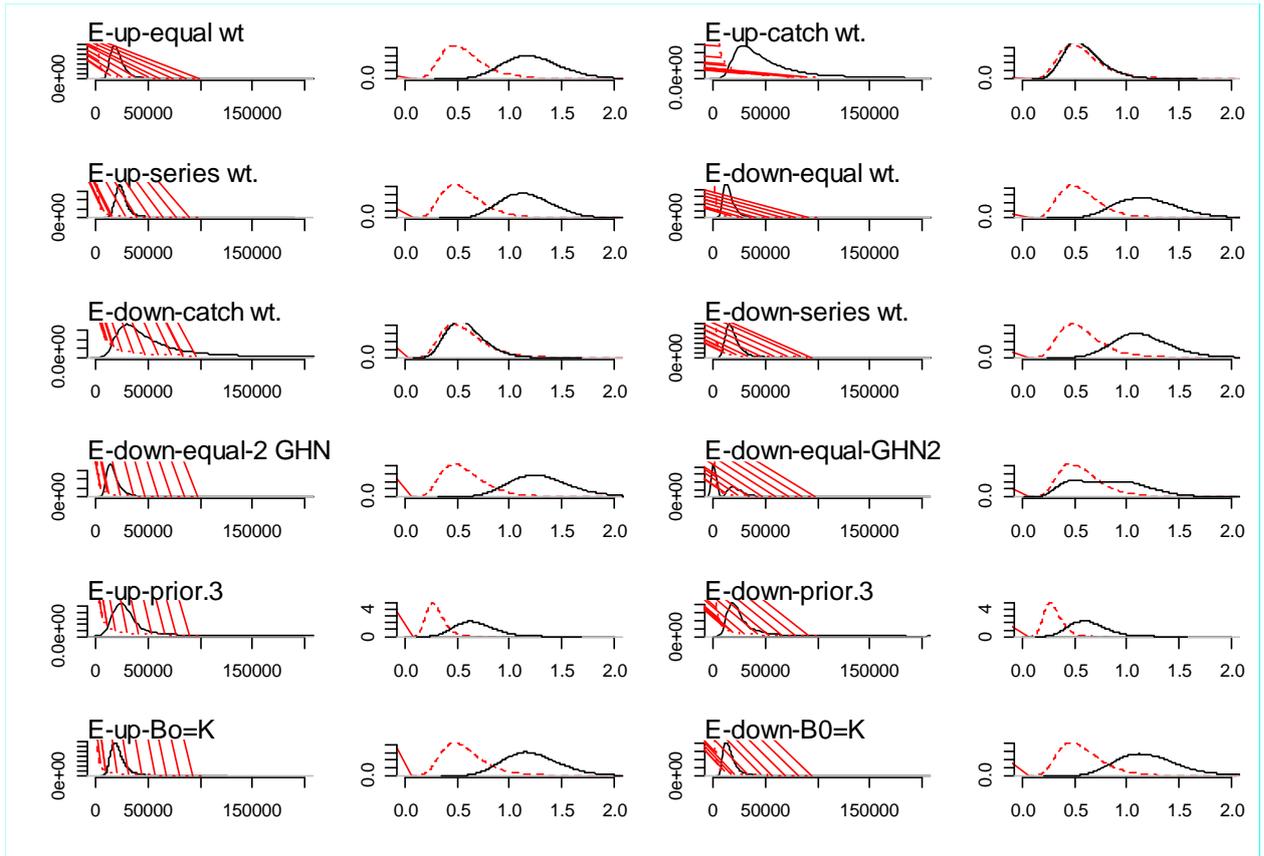


Figure 5. Priors (dashed red) and posteriors (solid black) for K and r from the BSP-JAGS models in the East.

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 sailfin 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.

Parameter	mean	cv	distribution	Source	Description
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

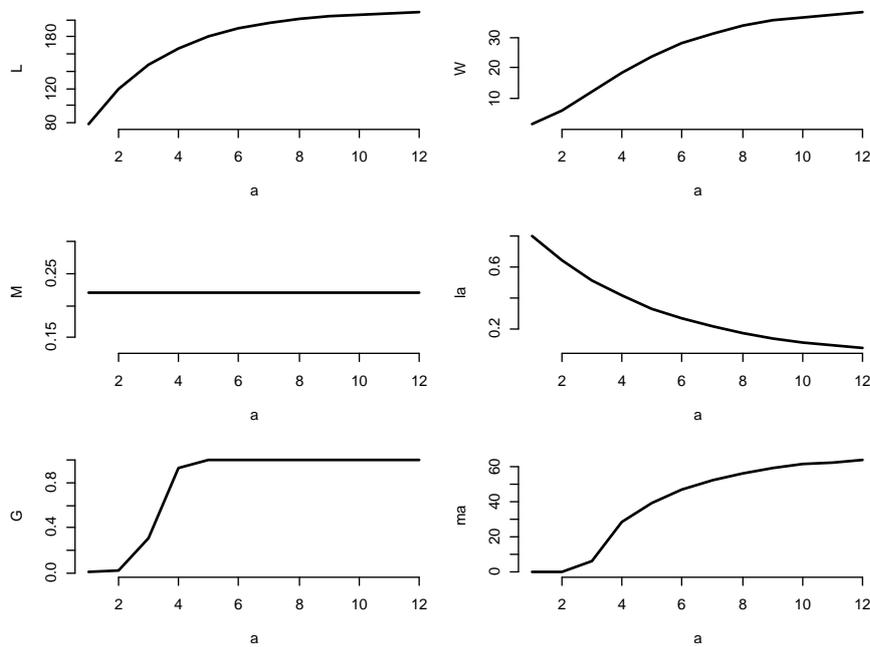


Figure 1. Length (L), weight (W), natural mortality (M), survival to age (l_a), maturity (G), and fecundity at age (m_a), at mean values of the input parameters.

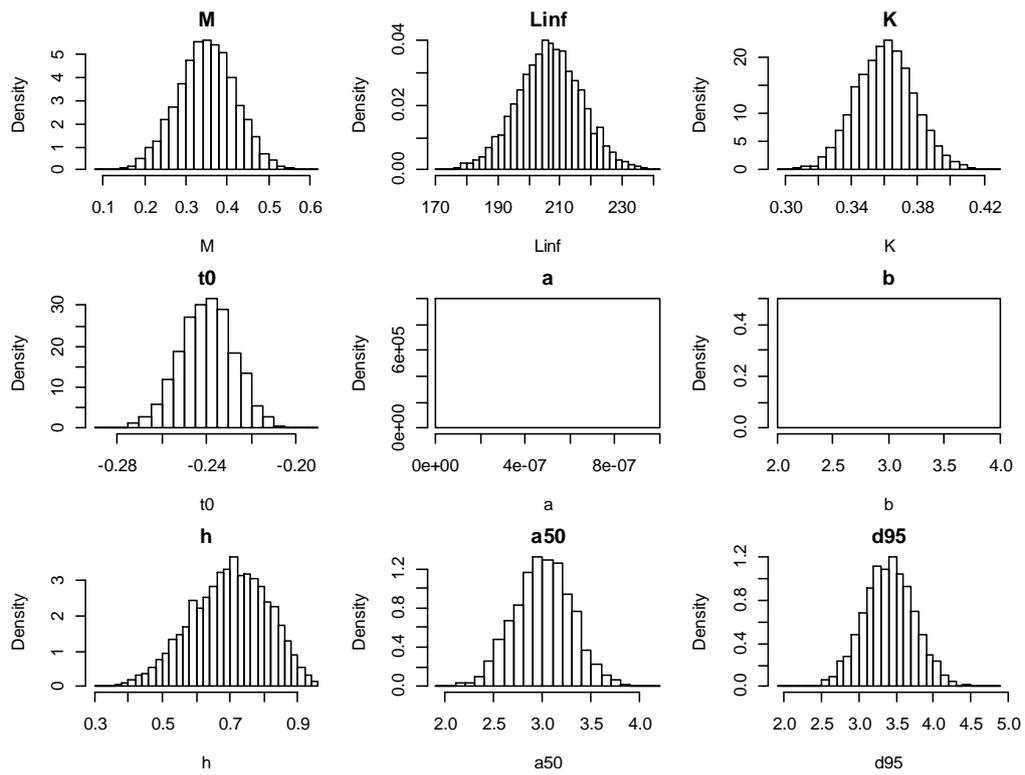


Figure 2. Distributions of parameters used in the demographic analysis.

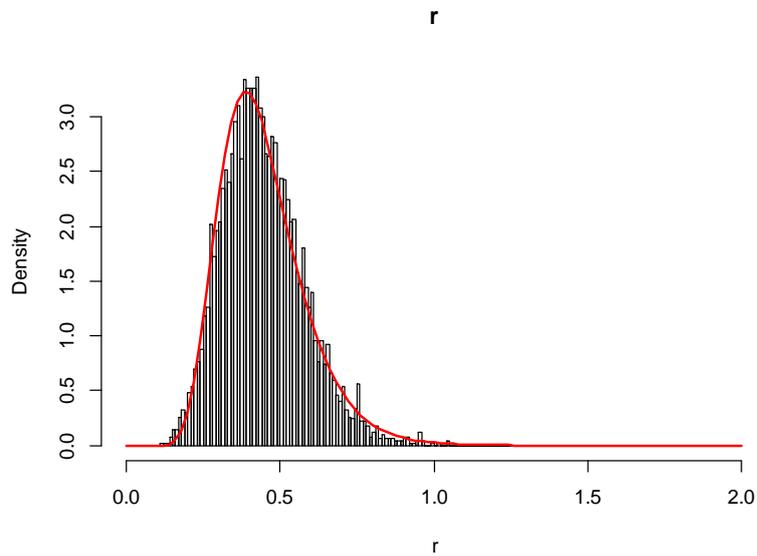


Figure 3. Histogram of r from Monte Carlo simulations. Red solid line is a lognormal distribution with the same mean and variance, used as a prior for r .