

INFORME DE LA REUNIÓN DE ICCAT DE 2022 DE EVALUACIÓN DEL STOCK DE PEZ ESPADA DEL ATLÁNTICO

(En línea, 20-28 de junio de 2022)

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

La reunión se celebró en línea del 20 al 28 de junio de 2022. El relator del pez espada del norte, Kyle Gillespie (Canadá), inauguró la reunión y se dirigió al Grupo de especies de pez espada, el "Grupo", con el relator del pez espada del sur, Denham Parker (Sudáfrica). El secretario ejecutivo de ICCAT dio la bienvenida y expresó su agradecimiento a los participantes. El presidente del SCRS y el secretario ejecutivo adjunto subrayaron la necesidad de avanzar lo máximo posible en todas las tareas del Grupo para evitar dejar cuestiones importantes pendientes para la reunión de septiembre. El presidente procedió a examinar el orden del día, que fue adoptado sin 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 resúmenes de todos los documentos SCRS presentados a la reunión se adjuntan en el **Apéndice 4**. Los siguientes participantes actuaron como relatores:

<i>Sección</i>	<i>Relatores</i>
Puntos 1, 11, 12	N.G.Taylor
Punto 2	D. Rosa, M. Ortiz
Punto 3	A. Kimoto, M. Ortiz
Puntos 4, 8, 10	K. Gillespie
Punto 5	N. Fisch, M. Ortiz, K. Gillespie
Punto 6	R. Forselledo, D. Parker, B. Mourato
Punto 7	C. Peterson
Punto 9	K. Gillespie, G. Diaz

2. Actualizaciones de los datos disponibles sobre capturas, biología y composición por tallas (limitado a cualquier actualización desde la reunión de preparación de datos)

El SCRS/2022/118 presentaba una actualización sobre el componente de edad y crecimiento del programa de investigación biológica del pez espada, con un análisis preliminar de una lectura de la edad para el stock del Atlántico norte. Varios lectores leyeron tanto las espinas como los otolitos, y se encontraron sesgos entre los lectores para ambas estructuras. La edad modal máxima en espinas era de siete años y en otolitos de cinco años. La talla media por edad de las espinas era similar a las tallas medias por edad del estudio de Arocha *et al.* (2003). Se continuará con el muestreo, el tratamiento y las lecturas de la edad en el marco del programa de investigación biológica del pez espada.

Se informó al Grupo de que se había realizado un estudio de crecimiento y reproducción del pez espada en el golfo de México, señalando que podría ser interesante incluir estas muestras en el estudio actual, ya que cubre el área que actualmente no está muestreada. Los científicos de Estados Unidos intentarán ponerse en contacto con los investigadores de este estudio.

Se señalaron las diferencias entre las lecturas de edad máxima de las espinas entre el estudio actual y el estudio de Arocha *et al.* (2003). Se aclaró que probablemente esta diferencia se debe a los distintos rangos de talla de los dos estudios, ya que en el caso de Arocha *et al.* (2003) había muestras de ejemplares más grandes que los incluidos en la lectura actual del Atlántico norte. Asimismo, se señaló que algunas pesquerías no están pescando en zonas en las que se suelen capturar ejemplares grandes, como es el caso de las zonas de alta mar de los Grandes Bancos. Esto puede dificultar un mayor muestreo de estos peces espada de mayor talla. Es posible que se disponga de más muestras de ejemplares grandes procedentes de la pesquería de caña y carrete en aguas de Canadá.

El Grupo expresó su interés en proponer un programa continuado de muestreo biológico, llevado a cabo por las CPC, que se extienda más allá del actual programa de biología, con tallas y estructuras (partes duras) específicas que se recojan en diferentes zonas. Se señaló que se habían realizado esfuerzos previos para

desarrollar un plan de investigación para el pez espada, como el existente para otros grupos de especies (por ejemplo, tiburones, istiofóridos), y estos esfuerzos se podrían renovar.

El SCRS/2022/120 aplicaba un método para derivar la inclinación de la relación reclutamiento-stock de Beverton-Holt a partir de los parámetros del ciclo vital. El método utilizaba distribuciones de los parámetros del ciclo vital para determinar los valores correspondientes de inclinación para cada combinación. De manera similar a los stocks como el atún rojo del Atlántico, el atún rojo del Pacífico y el marlín rayado del Pacífico, la distribución de inclinación resultante estaba sesgada a la izquierda. Para perfilar las estimaciones, se necesitan mejores estimaciones de la varianza para los parámetros de entrada, así como definir una matriz de correlación para cada uno. Una vez perfilada, la distribución multivariable podría utilizarse para las distribuciones previas sobre los modelos de evaluación de stock, información de entrada para los modelos operativos (OM) en la MSE, así como una distribución que podría utilizarse para ponderar los OM y los escenarios de evaluación de stock.

El Grupo debatió la presentación. Señaló que este análisis era un avance importante del método presentado inicialmente por Sharma y Arocha en 2017. Asimismo, preguntó si la distribución derivada se había comparado, por ejemplo, con la base de datos de evaluación del stock de legado RAM. Los autores respondieron que no, pero que también sería un trabajo para el futuro. Se señaló que este método se basa en las tasas de supervivencia de las larvas hasta las etapas juveniles, que es un área de investigación limitada y de gran incertidumbre.

3. Actualizaciones de la estructura de la flota (limitado a cualquier actualización desde la reunión de preparación de datos)

La Secretaría informó al Grupo de que no había actualizaciones de la estructura de la flota para los stocks de pez espada del Atlántico norte o sur desde la reunión de preparación de datos. Las **Tablas 1 y 2** muestran la estructura de la flota en detalle utilizada para los modelos de Stock Synthesis durante la reunión de evaluación. Se señaló que, en comparación con la evaluación de stock de pez espada de 2017 (Anón., 2017), para el modelo de Stock Synthesis del N-SWO, se introdujo una nueva flota durante la reunión de preparación de datos, la flota de arpón que se dirige principalmente a peces de gran tamaño.

4. Resumen de los índices de abundancia relativa que se utilizarán (limitado a cualquier actualización desde la reunión de preparación de datos)

Los índices de abundancia relativa presentados por los científicos de las CPC se mantuvieron prácticamente sin cambios en comparación con los aceptados en la reunión de preparación de datos para el pez espada de 2022 (Anón., 2022a). El valor terminal del índice de datos en el índice de abundancia japonés se eliminó en todos los modelos para el norte y el sur debido a un error de análisis. En algunos escenarios del modelo, se aplicaron bloques de tiempo adicionales a algunos índices; sin embargo, estos cambios no se aplicaron de manera uniforme entre los ensayos del modelo. En las secciones 5 y 6 se indican los cambios específicos de determinados índices.

El SCRS/2022/115 presentaba un índice combinado de abundancia para el stock de pez espada del Atlántico norte. Este índice combinado se ha utilizado como información de entrada del modelo desde la década de 1990 y es un esfuerzo colaborativo entre los científicos de varias CPC. La versión de 2022 del índice incluye información sobre la captura y el esfuerzo de siete flotas de palangre de ICCAT: Estados Unidos, Canadá, Japón, Marruecos, Taipei Chino, UE-España y UE-Portugal, que representan más del 90 % de la captura anual de pez espada. El índice se utiliza como indicador en los modelos de producción excedente y hay interés en su uso potencial como indicador para un MP basado en el modelo en la evaluación de estrategias de ordenación del N-SWO.

La versión presentada en este documento difiere de las estandarizaciones previas en que los datos a nivel de operación de resolución más fina no estaban disponibles para algunas flotas. Se utilizaron los datos de captura y esfuerzo de Tarea 2 de ICCAT y después se complementaron con datos adicionales presentados por los científicos de las CPC. Se aplicó un modelo de estandarización delta-lognormal, teniendo en cuenta la flota, la zona espacial, el trimestre y el año (**Tabla 3; Figura 1**). La tendencia y la escala de biomasa modelada fueron muy similares a las calculadas en la estandarización de 2017 (**Figura 2**).

El Grupo acogió con satisfacción esta contribución al índice, señalando, sin embargo, que no se disponía de datos a nivel de operación de resolución más fina para algunas flotas. El Grupo debatió las ventajas y desventajas de desarrollar y utilizar un índice combinado en lugar de utilizar índices separados como datos de entrada en los modelos. Una inquietud particular fue la poca resolución de los datos del índice combinado de 2022. Se observó que fueron los conflictos entre las CPUE los que impulsaron el desarrollo inicial del índice en la década de 1990. Estos han persistido y, en muchos casos, los modelos de producción excedente han logrado mejores resultados de diagnóstico cuando utilizan el índice combinado (por ejemplo, BSP2 de 2017), que cuando utilizan el conjunto completo de índices proporcionados por las CPC.

El Grupo solicitó diagnósticos adicionales que se prepararon y presentaron durante la reunión. Estos diagnósticos incluían diagramas residuales, coeficientes para los residuos de efectos aleatorios y una distribución espacio-temporal de registros de capturas cero. Los autores presentaron varios diagramas descriptivos que mostraban la distribución espacio-temporal de los datos de captura y esfuerzo (**Figuras 3 y 4**). Se observó una distribución bimodal en los registros de CPUE desde finales de la década de 1980 hasta la actualidad, que caracteriza la diferencia entre las flotas que se dirigen al pez espada y las que no se dirigen al pez espada (**Figura 5**). Asimismo, se señaló que el modelo predecía grandes límites de confianza para la década de 1970, cuando las fuentes de datos eran escasas debido a las reglamentaciones de ordenación y las correspondientes limitaciones de captura. El Grupo aceptó el índice para sus uso en los modelos de producción excedente del norte, mientras que señaló que es probable que la versión de 2022 del índice combinado no capture matices importantes relacionados con los cambios de arte debido al uso de datos de T2C&E en lugar del uso de datos de escala más fina, presentados previamente por las CPC.

5. Stock del Atlántico norte

5.1 Métodos y ajustes del modelo

Para tener en cuenta la incertidumbre de la dinámica del stock y la calidad de los datos, el SCRS examina de forma rutinaria una serie de escenarios que comprenden estructuras de modelo y conjuntos de datos alternativos (es decir, composición por tallas) para una única evaluación de stock. En 2017, se desarrollaron varias plataformas de modelación para el stock del Atlántico norte, dos de las cuales se están utilizando para asesoramiento en materia de ordenación: un modelo integrado estructurado por edad usando Stock Synthesis y un modelo de producción excedente de biomasa bayesiano creado utilizando BSP2. En 2022, se presentaron cuatro plataformas de modelación para el stock del Atlántico norte: Stock Synthesis (SCRS/2022/124), JABBA (SCRS/2022/114), ASPIC y SPiCT (Lauretta *et al.*, 2020).

5.1.1 Modelo Stock Synthesis inicial

El SCRS/2022/124 presentaba una evaluación estructurada por edad y diagnósticos del modelo preliminares para el stock de pez espada del Atlántico norte utilizando Stock Synthesis. Muchas de las especificaciones del modelo eran similares a la evaluación de stock de 2017 (Anón., 2017). El modelo era una evaluación anual, específica del sexo y estructurada por edad. La mortalidad natural se fijó en 0,2 tanto para hembras como para machos en todas las edades. Las curvas de crecimiento específicas del sexo se fijaron en los mismos niveles utilizados en la evaluación de stock de 2017, con las hembras alcanzando una talla asintótica mayor (**Figura 6**). Se supuso que la madurez de las hembras era del 50 % a la edad de 5 años y del 100 % para todas las edades superiores.

Se asumió que el reclutamiento depende de la biomasa reproductora del stock de las hembras, donde la fecundidad se estableció como una función del peso corporal. La función reclutamiento-stock asumía una relación Beverton-Holt, y los intentos iniciales de estimar la inclinación fallaron, por lo que se fijó en 0,88 (el valor estimado dentro de la evaluación del stock de 2017 [Anón., 2017]). Se exploraron ensayos del modelo alternativos asumiendo valores de inclinación de 0,7 y 0,8. Las desviaciones del reclutamiento se penalizaron en la verosimilitud asumiendo una distribución lognormal con la desviación estándar del logaritmo del reclutamiento fijada en 0,2 (el mismo valor que la evaluación del stock de 2017 [Anón., 2017]).

La selectividad se modeló como basada en la talla y se añadió un bloque de selectividad separado a partir de 1993 para reflejar el cambio normativo de adoptar una talla mínima (Recomendación 90-02). Esto significó que se estimaron dos curvas de selectividad para cada flota que operaba durante el cambio

normativo, una antes de 1993 y la otra después. Los descartes se estimaron dentro del modelo para cada flota utilizando funciones de retención específicas de la flota, que se asumieron de tipo filo de cuchillo de 119 cm. Se asumió una selectividad cóncava para las flotas de palangre de UE-España, Estados Unidos, Japón, UE-Portugal y Marruecos, y una selectividad asintótica para las flotas de palangre de Canadá, Taipei Chino y "otras" flotas (**Figura 7**). Los tamaños de muestra efectivos para las composiciones por talla se calcularon iterativamente utilizando el algoritmo TA1.8 de Francis (Francis, 2011). Se presentaron observaciones directas del porcentaje de peces sublegales muertos en la virada para las flotas de Estados Unidos y de Canadá a partir de los datos de los observadores, y para las flotas de Taipei Chino y de UE-Portugal a partir de estudios anteriores, lo que sugiere que una media del 78 % de los peces espada de talla inferior a la reglamentaria están muertos en la virada (**Figura 8**). Se utilizaron las estimaciones específicas de la flota que estaban disponibles como mortalidad por descarte en el modelo, mientras que se utilizó la media general para el resto de las flotas.

Las capturabilidades de varios índices de CPUE se basaron en el índice ambiental de la Oscilación Multidecadal del Atlántico (AMO), lo que condujo a un mejor ajuste de los datos y a una mejora del diagnóstico del modelo. Las desviaciones estándar (ponderación) de cada serie de CPUE se normalizaron utilizando los errores estándar estimados del proceso de estandarización del índice, de tal manera que la desviación estándar mínima para cada serie de CPUE (en escala algorítmica) se estableció en 0,2 y la variabilidad interanual se mantuvo de las estimaciones estandarizadas.

5.1.2 Ensayos adicionales

El Grupo decidió actualizar el modelo utilizando la media general de mortalidad en la virada, ya que las estimaciones de la mortalidad por descarte para la flota de Taipei Chino se basaron en el estudio realizado por Pan *et al.*, (2022), que es la referencia de mortalidad por descarte para la flota de palangre china. Sin embargo, la flota china tiene diferentes actividades de pesca, y las flotas de China y Taipei Chino también operan de manera diferente. El Grupo debatió la observación de 2020 de la CPUE del palangre de Japón en ambas zonas del stock del Atlántico, y se decidió eliminar este punto del modelo (véase la sección 6.1). El Grupo solicitó ensayos adicionales con dos CPUE diferentes. Se observó que los índices específicos de la edad de la flota de palangre de UE-España (**Tabla 6**) no parecían estar correlacionados entre las edades con desfases. Es decir, cabría esperar que, si en un año el índice de edad-1 era elevado, en el año siguiente el índice de edad-2 incrementaría. Las correlaciones como estas no eran, en gran medida, evidentes en los índices. El Grupo discutió si la CPUE de palangre de UE-España debería mantenerse dividida en índices específicos de la edad, o si debería ser un índice de palangre de UE-España agregado por edad. Un ajuste del modelo al índice de palangre combinado de UE-España no mejoró los diagnósticos del modelo (**Figura 9**), por lo que se decidió mantener los índices específicos de la edad para la flota de palangre de UE-España.

El Grupo también sugirió un ensayo adicional, ajustado al índice combinado de palangre (SCRS/2022/115). El Grupo acordó no utilizar el índice combinado, dado que no había ninguna mejora en los diagnósticos del modelo (**Figura 10**). Asimismo, el Grupo solicitó tres ensayos adicionales:

- actualización del vector de madurez por edad utilizando las estimaciones de Sharma y Arocha (2017, **Figura 11**)
- inclinación para el modelo base de evaluación de stock debería establecerse en 0,75, conforme a la MSE para el pez espada
- ajuste a los descartes observados y estimación de los descartes restantes para las flotas que no los comunicaron, en lugar de permitir que Stock Synthesis estime libremente los descartes para cada flota.

El Grupo examinó los efectos de los cambios graduales y aceptó la actualización del vector de madurez, ya que el ajuste del modelo no se veía afectado por el cambio (Madurez en la **Tabla 4**). No obstante, el Grupo decidió mantener el ajuste inicial de inclinación de 0,88, debido a que el ajuste del modelo no se mejoró ajustando la inclinación a 0,75 (Mat-h en la **Tabla 4**).

El ensayo adicional que incluía un nuevo vector de madurez de Sharma y Arocha (2017), una inclinación fijada en 0,75 y los datos de descarte que se ajustan explícitamente a la función objetivo (para las flotas que comunicaron descartes) no pudo converger al ajustarse a los datos de descartes de palangre de Taipei Chino y Japón. Por lo tanto, se decidió que se realizaría un ensayo del modelo actualizado con los descartes totales del palangre de Taipei Chino y Japón añadidos a sus desembarques correspondientes para ajustarlos al

modelo. El Grupo observó que en algunos años (2000-2003) los descartes de la flota de palangre de Japón eran bastante elevados y expresó su interés en que el modelo los tuviera en cuenta (**Figura 12**).

El ensayo adicional modificado que incluía únicamente los datos de descartes del palangre de Estados Unidos y Canadá en la función objetivo (Mat_h_dis en la **Tabla 4**) deterioró el desempeño del diagnóstico del modelo. El Grupo decidió un modelo base final para el pez espada del Atlántico norte en Stock Synthesis utilizando el nuevo vector de madurez, la inclinación fijada en 0,88, omitiendo el punto de datos de la CPUE de palangre de Japón de 2020, colocando los descartes de las flotas de palangre de Japón y Taipei Chino en sus datos de desembarque y estimando libremente los descartes de las flotas restantes.

El Grupo destacó la importancia de comparar los descartes de ejemplares muertos estimados por Stock Synthesis con los derivados de los datos disponibles de las pesquerías, con el fin de verificar exhaustivamente los descartes de ejemplares muertos estimados por Stock Synthesis. El Grupo acordó seguir explorando las diferentes configuraciones del modelo para mejorar la estimación de los descartes de ejemplares muertos y ajustarse mejor a los descartes observados. Sin embargo, el Grupo subrayó que las estimaciones del modelo no deberían verse como sustitución de la comunicación real de los descartes de ejemplares muertos.

El Grupo solicitó una comparación entre los descartes estimados del modelo Stock Synthesis y los comunicados por las flotas que comunicaron descartes. El modelo Stock Synthesis estimó que, de media, el 10,5 % de las extracciones totales se atribuían a descartes, mientras que los descartes comunicados alcanzaban el 2,5 % de las extracciones totales (**Figura 13**), y se señaló que solo cuatro flotas comunicaron descartes. El modelo base final para la evaluación estructurada por edad estimó libremente los descartes para cada flota.

5.1.3 Especificaciones del modelo JABBA

Se aplicó el software de evaluación de stock *Just Another Bayesian Biomass Assessment* (JABBA). Se utilizó esta versión más actualizada (v2.2.6) de JABBA y se puede encontrar en línea en: <https://github.com/jabbamodel/JABBA> y/o <https://www.iccat.int/es/AssessCatalog.html>. El paquete R de JABBA utiliza enfoques estado-espacio bayesianos para modelos de evaluación de la dinámica de biomasa del stock (Winker *et al.*, 2018). El software se ejecuta con rapidez, genera estimaciones reproducibles del estado de los stocks y tiene incorporado un conjunto de herramientas de diagnóstico. En 2017, se desarrolló un modelo JABBA para el stock del Atlántico norte, pero no se utilizó para el asesoramiento en materia de ordenación. Los métodos y especificaciones del modelo se describen de forma más detallada en el SCRS/2022/114.

Los datos de entrada incluían los datos de captura proporcionados por la Secretaría tras la reunión de preparación de datos de pez espada de 2022 (Anón., 2022a). Los índices de CPUE siguieron los proporcionados en la reunión de preparación de datos con un cambio: se excluyó el punto de datos de 2020 en el índice del palangre japonés (véase la sección 6.1 para una descripción detallada de este cambio).

Se completó un total de ocho ensayos de JABBA para el norte (**Tabla 5**). Se completaron dos ensayos de continuidad utilizando los mismos supuestos y especificaciones del modelo utilizados en 2017, pero con actualizaciones en los índices y los datos de captura. En el primer ensayo, escenario 1 (S1), se utilizaron los nueve índices de CPUE desarrollados por las CPC (**Tabla 6**) y en el segundo ensayo, se utilizó el índice combinado (S2). Estos ensayos de continuidad utilizaron un modelo de producción de Schaefer con el año inicial del modelo establecido en 1950, merma inicial establecida en 0,85 (s.e. 0,1), r en 0,424 (s.e. 0,4), y s.e. de 0,25 para todas las CPUE, mientras que K se estimó libremente.

En la reunión de preparación de datos de pez espada de 2022, se señaló que las distribuciones previas de entrada (r , B_{RMS}/K) relacionadas con la función de producción derivada de las simulaciones en un modelo de equilibrio estructurado por edades (ASEM; Winker *et al.*, 2020 y Winker *et al.*, 2018) deberían probarse entre los ensayos del modelo. Se utilizaron en el ASEM variables del ciclo vital del pez espada del Atlántico norte de Arocha y Lee (1996) y Arocha *et al.* (2003) y otras fuentes, y tres supuestos sobre la inclinación (0,6, 0,75, 0,88) para estimar r y B_{RMS}/K (**Tabla 7**). Se utilizaron las distribuciones previas en los modelos JABBA (S3 a S8), usando los nueve índices de CPUE de las CPC en todos, excepto en S8. En todos los casos, el modelo estimó libremente K y la merma inicial.

Durante la reunión, se observó que parecía haber conflictos entre las CPUE. Se desarrollaron ensayos adicionales para probar la influencia de utilizar diferentes agrupaciones de índices. La agrupación 1 de índices, utilizada en el modelo S6, incluía los índices de CPUE de Canadá, Estados Unidos, UE-España y UE-Portugal. El grupo 2, utilizado en el modelo S7, incluía los índices de Japón, Taipei Chino y Marruecos. Las dos agrupaciones de los índices se describen en detalle en la sección 5.2.3 más abajo. S8 utilizó el índice combinado.

El Grupo sugirió que los escenarios incluyeran una distribución previa de K fijada en 200 kt con una merma inicial establecida en 0,85 con un c.v. de 0,4 y una distribución beta. Esto se hizo para permitir que el modelo captara mejor los descensos en la biomasa en los primeros años de la pesquería. Posteriormente se llevaron a cabo ensayos de los modelos S6, S7 y S8 con estas nuevas especificaciones del modelo.

Por último, se desarrolló un escenario del modelo con especificaciones muy similares al caso base del modelo BSP2 de 2017, que pasó a ser el caso de referencia de JABBA de 2022:

- Modelo de producción de Schaefer (es decir, $B_{RMS}/K = 0,5$)
- Distribución previa de r establecida en 0,42 (s.e. 0,4)
- Distribución previa de merma inicial en 0,95 (s.e. 0,05) con una distribución beta, y
- s.e. para todas las CPUE establecido en 0,23.

Las diferencias entre el modelo JABBA de 2022 y el modelo BSP2 de 2017 incluían el índice combinado y los datos de captura actualizados, así como el uso de una distribución beta (frente a una distribución lognormal) para la merma inicial que limita el rango posible de valores <1 .

5.1.4 Especificaciones del modelo ASPIC

Para el pez espada del norte, se realizó un ensayo de continuidad con un modelo de producción excedente (SPM) utilizando el mismo software (ASPIC-7) que en 2013/2017, con la serie de capturas 1950-2020, y el índice de abundancia de biomasa combinado (1963-2020). Este ensayo de continuidad utilizaba los mismos supuestos y especificaciones que el modelo base de 2017: brevemente, esto implicaba asumir una función de modelo de producción logística, estimar RMS y FRMS, y fijar el parámetro $B1/K$ en 0,85.

Además del ensayo de continuidad, se ajustó el modelo ASPIC utilizando la serie de índices de abundancia revisada y recomendada durante la reunión de preparación de datos de pez espada de 2022 (Anón., 2022a). Se disponía de un total de nueve índices (**Figura 14, Tabla 6**) y los ensayos iniciales incluían todos los índices asumiendo que eran proporcionales a la biomasa. El ajuste del modelo utilizó la opción de cuadrados mínimos (SSE) en ASPIC, con un parámetro $B1/K$ fijado en 0,85, y un modelo de producción logístico (Schaefer). Sin embargo, debido a los conflictos en las tendencias entre varios de los índices de abundancia, el ensayo ASPIC con todos los índices no convergió en una solución razonable. Se realizó un análisis de correlaciones de índices en las nueve series para identificar grupos de índices con una correlación negativa relativamente menor entre ellos (**Figura 15**). Este análisis sugería dos grupos de índices; el grupo 1 incluía los índices del palangre canadiense, palangre estadounidense, palangre español y palangre portugués, mientras que el grupo 2 incluía los índices del palangre japonés, palangre de Taipei Chino y palangre marroquí. El modelo ASPIC se ajustó a cada uno de los grupos de índices asumiendo que representan un estado de naturaleza alternativo del stock de pez espada del norte.

Durante la reunión, se exploraron ensayos adicionales del modelo ASPIC, en particular con el índice combinado de 2022. Estos ensayos incluían: i) la estimación del parámetro inicial $B1/K$, y ii) el uso de la estimación de máxima verosimilitud (MLE) en ASPIC para considerar la varianza asociada a cada observación del índice combinado en el proceso de ajuste.

5.1.5 Especificaciones del modelo SPiCT

Se utilizó un modelo alternativo de producción estocástica en tiempo continuo (SPiCT) (Pedersen y Berg, 2017) para comparar los resultados de los ensayos del modelo ASPIC. Este modelo de producción excedente permite incluir la función estado-espacio en el proceso de captura con una distinción explícita del error de ruido en el proceso y del error de observación, una característica no disponible en el modelo ASPIC. La estructura del modelo SPiCT es similar a la de JABBA, lo que incluye enfoques bayesianos o frecuentistas

para el ajuste, al tiempo que se incluye información auxiliar en la evaluación de stock en forma de distribuciones previas. El modelo SPiCT se ha utilizado de forma rutinaria en las evaluaciones de ICES (ICES, 2019) y ha sido ampliamente probado y evaluado, aunque actualmente no forma parte del catálogo de software de ICCAT.

Los ensayos SPiCT se realizaron en paralelo a los ensayos ASPIC y su objetivo era más bien la comparación y la exploración de las posibles fuentes de variación, que la formulación de asesoramiento en materia de ordenación. Estos análisis adicionales presentados se realizaron con la versión 1.3.5 del software del paquete R de SPiCT disponible en <https://github.com/DTUAqua/spict> con la versión 2022.02.0 de R-Studio. Las especificaciones de los modelos SPiCT reflejaron las especificaciones de cada ensayo ASPIC lo más fielmente posible, por ejemplo, la forma de la función logística excedente se estableció con una distribución previa en el parámetro n de SPiCT de 2 y s.e. 0.4, mientras que el parámetro fijo $B1/K$ de ASPIC de 0,85 se implementó en SPiCT con una distribución previa informativa para la fracción inicial de biomasa ($\log b_{kfrac}$) de media 0,85 con una desviación estándar de 0,2.

5.2 Diagnósticos del modelo

5.2.1 Stock Synthesis

Para el modelo preliminar de Stock Synthesis (SCRS/2022/124), los ajustes a los índices de CPUE y a las composiciones por tallas eran aceptables. Muchos de los índices de CPUE fracasaron en la prueba de ensayos (8/13). El Grupo debatió que probablemente se trate de un producto de los muchos índices de CPUE incluidos en la evaluación y que el conflicto entre ellos está causando que el modelo se comprometa y se ajuste a través de su promedio, lo que resulta en patrones no aleatorios en los residuos para muchos ajustes (y por lo tanto la prueba de ensayos fracasó). Los resultados de la validación cruzada de la simulación retrospectiva también sugirieron que muchos valores del error medio absoluto escalado (MASE) no predecían los índices tan bien como un desarrollo aleatorio. Los patrones retrospectivos para el modelo fueron insignificantes. Los perfiles de verosimilitud del valor logarítmico del reclutamiento sin pesca sugirieron un mínimo en el valor estimado de 6,4; con un aumento brusco en los valores por debajo de esta estimación, pero bastante plano (menos aumento) por encima del valor mínimo, en particular para los datos del índice. El diagnóstico de fluctuación mostró que el modelo era muy estable a los valores iniciales alternativos de los parámetros. Un análisis *jackknife* también sugirió que el modelo no fue sensible a la supresión de índices de CPUE individuales o de composiciones por tallas. El diagnóstico del modelo de producción estructurado por edad sugirió trayectorias del stock similares del caso base del modelo en comparación con un ajuste del modelo sin desviaciones del reclutamiento y selectividades fijas (y sin ajuste a las composiciones).

Los diagnósticos no cambiaron en gran medida para el caso final de referencia de Stock Synthesis, ya que los ajustes a los índices de CPUE fueron aceptables con una raíz de error cuadrático medio (RMSE) total en todas las flotas estimado en el 25,9 % (**Figura 16**). Cinco de los 13 índices de CPUE superaron la prueba de ensayos (**Tabla 8, Figura 17**). Los resultados de la validación cruzada de la simulación retrospectiva también sugirieron que muchos valores de MASE no predecían los índices tan bien como un desarrollo aleatorio (**Tabla 8, Figura 18**). Los ajustes a las composiciones por tallas fueron aceptables, ya que la RMSE total para las tallas medias observadas y esperadas alcanzaron el 5.4 % (**Figura 16**). Los patrones retrospectivos fueron insignificantes, con un valor rho de Mohn de -0,02 para la biomasa reproductora y 0,04 para F/F_{RMS} (**Figura 19**).

El Grupo discutió los beneficios de utilizar el modelo Stock Synthesis para estimar los descartes de ejemplares muertos de todas las flotas. Se acordó que es importante captar la magnitud de las extracciones totales siempre que sea posible, por lo que estimar los descartes de ejemplares muertos de las flotas para las que no se dispone de estos datos es un enfoque aceptable. Sin embargo, el Grupo planteó la inquietud acerca de sustituir los descartes de ejemplares muertos comunicados por los descartes de ejemplares muertos estimados por el modelo Stock Synthesis, dado que existen importantes diferencias entre algunos de los descartes comunicados y los estimados. Se esbozaron enfoques para reducir potencialmente dichas discrepancias. Se insta encarecidamente a los científicos de las CPC a comparar los descartes de ejemplares muertos estimados por Stock Synthesis con los datos disponibles de las pesquerías, con el fin de verificar exhaustivamente los descartes de ejemplares muertos estimados por Stock Synthesis. El Grupo acordó seguir explorando las diferentes configuraciones del modelo para mejorar la estimación de los descartes de ejemplares muertos y ajustarse mejor a los descartes observados.

Basándose en los diagnósticos del modelo más importantes (descritos más arriba), el Grupo aceptó el caso de referencia de Stock Synthesis para las proyecciones. En la reunión de septiembre de 2022 del Grupo de especies se presentará un conjunto ampliado de diagnósticos para el caso de referencia adoptado.

5.2.2 Diagnósticos del modelo JABBA

Todos los ensayos del modelo se evaluaron con un conjunto común de diagnósticos y, a continuación, se evaluó su plausibilidad biológica en relación con los modelos de evaluación previamente aceptados. Los diagnósticos siguieron a Carvalho *et al.* (2021) e incluyeron el examen de los patrones dentro y entre los residuos de la CPUE a través de diagramas de residuos y de pruebas de ensayos. La bondad del ajuste se estimó utilizando una raíz de error cuadrático medio (RMSE). La convergencia del modelo se evaluó con diagramas Markov Chain Monte Carlo (MCMC). En todos los escenarios descritos en la sección 5.1, los trazados de MCMC indicaron la convergencia del modelo (**Figura 20**). Se evaluaron los diagramas de distribuciones previas y posteriores y las ratios de la mediana para todos los escenarios del modelo. Debido al gran número de escenarios, solo un subconjunto de modelos realizó más pruebas de diagnóstico con la validación cruzada y el análisis *jackknife* de la CPUE mediante MASE y análisis retrospectivo (escenarios 3, 8 del modelo y el caso de referencia).

El ensayo de continuidad que utilizó todos los índices individuales disponibles en 2017 frente a los mismos índices de 2022 actualizados mostró grandes discrepancias en cuanto al estado del stock. Esta discrepancia parece estar relacionada con un cambio que se produjo en uno o varios índices, en lugar de con un conflicto entre los índices que existían en los modelos de 2017 y de 2022. La continuidad de los modelos que utilizan el índice combinado con la evaluación de 2017 fue más fuerte, mostrando una escala y tendencias similares en la biomasa y mortalidad por pesca relativas. Se recomienda seguir trabajando para entender si las diferencias entre las versiones de 2017 y de 2022 de los índices son responsables de las diferencias en el estado del stock.

Los modelos utilizaron una de las cuatro entradas de datos de la CPUE: los nueve índices de datos de las CPC, los índices del grupo 1 o del grupo 2, o solo el índice combinado. Los modelos que utilizaron los nueve índices presentaron ajustes similares a los datos en todos los ensayos de JABBA. La raíz del error cuadrático medio global fue de ~28 % en todos los casos, lo que se considera en el rango alto de una RMSE "superada" (siendo 30 % el límite de RMSE "superada"). El índice con la serie histórica más larga es el índice del palangre canadiense. Al principio de esta serie temporal de CPUE hay un gran residuo positivo asociado al índice canadiense, seguido de siete años sucesivos de residuos negativos, lo que indica un posible mal ajuste a un descenso en la biomasa al principio de la historia de la pesquería. Otros patrones residuales en las series temporales parecían estar asociados a posibles patrones de autocorrelación temporal en los índices del palangre de España, Estados Unidos y Taipei Chino. Estos tres índices, junto con los índices del palangre canadiense y del palangre japonés tardío, a menudo no pasaron las pruebas de ensayos. Esto sugiere conflictos de datos causados por tendencias opuestas en comparación con otras series temporales de CPUE, así como la presencia de datos atípicos. El análisis de *jackknife* de la CPUE mostró una generalización en la escala de las tendencias B/B_{RMS} y F/F_{RMS} . La CPUE con mayor impacto cuando se eliminó del modelo fue el índice de palangre canadiense, que dio lugar a una biomasa mucho más baja a partir de 1985, pero la tendencia general coincidió en gran medida con otros ensayos de *jackknife*. De forma similar, la eliminación del índice canadiense da lugar a una mortalidad por pesca mucho mayor a partir de 1985. Esto se debe probablemente a que el índice de palangre canadiense es el más antiguo (1963-2020), por lo que el modelo se basa en gran medida en este índice para describir el descenso inicial debido a la pesca. El análisis retrospectivo no indicó patrones evidentes y los valores de rho de Mohn en todos los escenarios fueron muy cercanos a cero.

En el caso de los escenarios del modelo que utilizan distribuciones previas de inclinación (S3-5), las desviaciones del error del proceso fueron superiores a cero en los últimos cinco años de la serie temporal de evaluación (es decir, de 2015 en adelante). Los escenarios del índice combinado, por otra parte, mostraron que el error de procesos se volvió negativo en torno a 2005 antes de aumentar a cero en 2018. Las desviaciones del error de proceso se mantienen cercanas a cero en el año de evaluación final. Este patrón correspondió a una tendencia negativa en el índice combinado de 2005 a 2015, seguida de una tendencia creciente constante hasta el último año de evaluación.

Para explorar más a fondo los conflictos de la CPUE, se identificaron dos agrupaciones de índices positivamente correlacionados, descritos en la sección 5.1. El modelo JABBA se ajustó a cada grupo de índices suponiendo que representaban estados de naturaleza alternativos del stock de pez espada del norte. Los índices del Grupo 1 (Canadá, Portugal, UE-España, Estados Unidos) dieron lugar a ratios de B_{RMS} inverosímilmente elevadas y a ratios de F/F_{RMS} inverosímilmente bajas a lo largo de toda la serie temporal del modelo (por ejemplo, B/B_{RMS} nunca descendió por debajo de 1,5). La RMSE para este ensayo fue del 21 %, sin embargo, dos de los cuatro índices no pasaron la prueba de ensayo mostrando patrones de autocorrelación temporal. Los índices del Grupo 2 (Japón 1 y 2, Taipei Chino 1 y 2, y Marruecos) dieron lugar a una RMSE más elevada (28 %), pero todos los índices superaron las pruebas de ensayo. Las series temporales de F/F_{RMS} y de B/B_{RMS} coinciden aproximadamente con el patrón y la escala de las anteriores evaluaciones de pez espada, sin embargo los límites de incertidumbre en torno a las estimaciones eran muy grandes.

Los escenarios del modelo 2, 8 y el caso de referencia utilizaron el índice combinado. En todos los casos, el índice no superó la prueba de los ensayos (**Figura 21**). Sin embargo, la RMSE fue del 18 % o menos (**Figura 22**). En los casos en los que se utilizó la CPUE combinada, la escala y la tendencia de B/B_{RMS} y F/F_{RMS} parecían más plausibles dados los resultados de modelos anteriores aceptados y en relación con los índices que utilizaban los nueve índices de CPC (que tendían a mostrar niveles poco plausibles de biomasa a lo largo de la serie temporal).

El Grupo debatió las diferencias en los resultados del modelo entre las agrupaciones de entrada de datos de CPUE. La inclusión de los nuevos índices de CPUE de CPC o el uso de los índices del Grupo 1 dieron lugar a estimaciones del modelo que el Grupo consideró poco plausibles. El uso del índice combinado o de los índices del Grupo 2 dio lugar a estimaciones de biomasa y mortalidad por pesca más coherentes con los modelos de evaluación previamente aceptados. El Grupo debatió las similitudes y diferencias de las flotas incluidas en las agrupaciones de CPUE, por ejemplo, la ubicación de la pesca (costera frente a alta mar) y la pesca dirigida (pesca dirigida al pez espada frente a pesca de pez espada como captura fortuita). A pesar de identificar varias similitudes y diferencias, el Grupo no pudo atribuir un conjunto de características comunes a cada agrupación de CPUE. Se requieren análisis adicionales para entender por qué algunas CPUE covarían mientras otras no lo hicieron. Sobre la base de los diagnósticos y los resultados, todos los modelos que utilizan índices individuales se consideraron inadecuados para el asesoramiento en materia de ordenación. El escenario del modelo 2 se seleccionó basándose en las pruebas de diagnóstico (**Figuras 23, 24 y 25**) y en la plausibilidad biológica.

5.2.3 Diagnósticos del modelo ASPIC

Se realizó una presentación sobre los resultados preliminares del caso de continuidad para el ajuste del pez espada del norte con el modelo ASPIC (SCRS/2022/119). Los ensayos de continuidad incluyeron dos escenarios; a) continuidad 1 (Cont1) en el que sólo se actualizó la serie de capturas (1950 -2020) y se utilizó el índice de biomasa combinado de 2017 y b) caso de continuidad (Cont) en el que se actualizó la serie de capturas y se incluyó el índice de biomasa combinado de 2022. Estos ensayos se evaluaron debido a los cambios en los protocolos para la entrada de datos en la estimación del índice de biomasa combinado de 2022, en comparación con las versiones anteriores (2017, 2013, 2009) de este índice.

Si se añaden al modelo solo las capturas de 2016 a 2020 (y se mantiene sin cambios el índice utilizado en 2017), se obtienen tendencias y estimaciones de referencia muy similares a las del ensayo de 2017 (**Tabla 9, Figura 26**). Sin embargo, al sustituir el índice de biomasa combinado por la versión de 2022, las tendencias de la biomasa absoluta y la mortalidad por pesca variaron, al igual que las estimaciones de referencia (**Tabla 9, Figura 27**). Ambos ensayos convergieron en una solución, y se completaron los ensayos sometidos a bootstrap (1.000) sin indicación alguna de que se hubieran alcanzado los límites. Otros diagnósticos indicaron un buen contraste (Ludwig y Hilborn 1985, Magnisson y Hilborn 2007) en la información del índice (0,49, Prager *et al.* 2016, **Figura 28**). Los ensayos retrospectivos de eliminación de hasta 5 años de datos (**Figura 29**) muestran algunos patrones con valores estimados de Rho de Mohn de 0,02 para F/F_{RMS} y -0,007 para B/B_{RMS} .

EL ensayo de ASPIC con los nueve índices de abundancia indicó una correlación negativa entre varios índices y aunque convergió en una solución, el diagnóstico del ensayo (Prager 2016) indicó un bajo contraste en la biomasa predicha y los índices (0,35, Prager 2016), así como un bajo índice de proximidad estimado (0,15). Los ensayos sometidos a bootstrap para este modelo fueron fallidos, ya que varios ensayos

alcanzaron los parámetros límite en varias ocasiones. El ajuste del modelo ASPIC a cada uno de los grupos de índices mostró una cierta mejora en los ajustes, aunque seguía informando de una correlación negativa entre los índices.

Con los índices del grupo 1, los diagnósticos del escenario ajuste de ASPIC indican un índice de contraste estimado bajo (0,32) y un índice de proximidad estimado bajo (0,23). La **Figura 30** muestra los ajustes de los índices y las tendencias previstas de la biomasa y la mortalidad por pesca. Se completaron los ensayos de bootstrap y 5 de 1000 alcanzaron el límite de F_{RMS} . Los ensayos retrospectivos no indicaron ningún patrón particular para las tendencias de la biomasa o la mortalidad por pesca relativas, con valores estimados de Rho de Mohn de 0,001 y -0,004, respectivamente (**Figura 31**).

El ajuste de ASPIC a los índices del grupo 2 muestra problemas sistemáticos para encontrar una solución estable. Un examen más detallado de los índices, concretamente un análisis de la diferencia de un año (**Figura 32**), mostró que las dos observaciones iniciales del índice de palangre de Taipei Chino implican una gran variación de aproximadamente tres veces la biomasa relativa del stock en un solo año que el SPM no puede ajustar con el resto de los datos de entrada. Se decidió entonces excluir estas dos observaciones (1977 y 1978) del índice de palangre de Taipei Chino y volver a ejecutar el modelo ASPIC (ensayo del Grupo 2A). Este modelo Grp2A convergió en una solución estable y los diagnósticos indicaron un buen índice de contraste (0,52), y un alto índice de proximidad estimado (1,0, Prager *et al.* 2016). La **Figura 33** muestra los ajustes del índice y las tendencias de biomasa y mortalidad por pesca previstas. Se completaron los ensayos de bootstrap y un ensayo alcanzó el valor límite de F_{RMS} . Sin embargo, los ensayos retrospectivos no indicaron ningún patrón particular para las tendencias de la biomasa o la mortalidad por pesca relativas, con valores estimados de Rho de Mohn de 0,64 y -0,391, respectivamente, en particular al eliminar los tres últimos años de datos (**Figura 34**).

Para los ensayos de ASPIC con índices de abundancia individuales se realizó una prueba de diagnóstico *jackknife* eliminando un índice de abundancia cada vez y volviendo a ajustar el modelo con las mismas especificaciones. Los resultados de esta prueba para los índices del grupo 1 y del grupo 2A se presentan en la **Tabla 10** y en la **Figura 35**.

Los ensayos adicionales realizados durante la reunión con ASPIC incluyeron la estimación del parámetro $B1/K$ de la biomasa de merma inicial con el índice combinado de 2022. Los resultados de este ensayo indicaron una solución estable y con un índice de contraste estimado de 0,58 y un índice de proximidad estimado de 1,0. La **Figura 36** muestra los ajustes del índice y las tendencias de biomasa y mortalidad por pesca previstas. Se completaron los ensayos bootstrap, pero varios ensayos (375 de 1000) alcanzaron el límite del parámetro $B1/K$. Los ensayos retrospectivos indicaron un patrón para la tendencia de la mortalidad por pesca relativa, en particular con valores estimados de Rho de Mohn de 0,028, y de -0,004 para la biomasa relativa (**Figura 37**). El cambio al método de ajuste de la estimación MLE en ASPIC para el modelo con el índice de biomasa de 2022 y la fijación de $B1/K$ en 0,85 convergió a una solución estable y los diagnósticos indicaron un buen índice de contraste (0,50) y un alto índice de proximidad estimado (1,0). La **Figura 38** muestra los ajustes del índice y las tendencias de biomasa y mortalidad por pesca relativas previstas. Se completaron los ensayos con bootstrap sin que ninguno de ellos alcanzara los parámetros límite o no convergiera en una solución. Los ensayos retrospectivos indicaron un patrón, en particular para la mortalidad por pesca relativa (Rho de Mohn = -0,015), pero un patrón menor para las tendencias de la biomasa relativa (0,014) (**Figura 39**).

5.2.4 Diagnósticos del modelo SPiCT

Una de las ventajas del paquete SPiCT es que dentro del software hay una serie completa de diagnósticos de ajuste del modelo para cada ensayo, lo que facilita la evaluación rápida de los resultados del modelo. El ajuste del modelo y los resultados se evaluaron siguiendo las directrices de los desarrolladores del software SPiCT (Pedersen *et al.*, 2021), y en consonancia con los diagnósticos recomendados por el Grupo en la reunión de preparación de datos (Anón., 2022a). En resumen, a) convergencia del ensayo del modelo (por ejemplo, `fit$opt$convergence` es igual a 0), b) todos los parámetros de la varianza del modelo se estiman y son finitos (`all(is.finite(fit$sd)) = TRUE`), c) no hay violación de los supuestos del modelo basados en la predicción de residuos de un paso adelante (sesgo, autocorrelación, normalidad) y valores de p no significativos ($>0,05$), d) patrones coherentes en el análisis retrospectivo con el cálculo del estimador de rho de Mohn, e) curva de producción excedente realista, con un valor estimado entre 0,1 y 0,9 (`calc.bmsyk(fit)`), e) parámetros de varianza relativos realistas (`logsdb`, `logsdc`, `logsdi`, `logsdf`) con intervalos

creíbles para B/B_{RMS} y F/F_{RMS} que no deben abarcar más de 1 orden de magnitud ($\text{calc.om}(\text{fit})$), y f) comprobación de que los valores iniciales no influyen en las estimaciones de los parámetros ($\text{fit}\$check.ini\$resmat$), "prueba de fluctuación". Para cada caso se elaboraron gráficos de residuos, diagnósticos de residuos de un paso adelante (OSA), tendencias de la biomasa y de la mortalidad por pesca y curvas de producción.

5.3 Resultados del estado del stock

5.3.1 Stock Shynthesis

Las estimaciones de máxima verosimilitud de la SSB_{RMS} y F_{RMS} a partir del caso base del modelo SS3 fueron de 23.666 t y 0,16, respectivamente. La biomasa virgen total estimada fue de 265.751 t y la SSB virgen estimada fue de 120.466 t, lo que dio como resultado una B_{RMS}/B_0 de $\sim 0,20$. El RMS, que incluye todas las extracciones (captura + descarte) se estimó en 12.838 t. Las series temporales de las estimaciones de máxima verosimilitud de B/B_{RMS} indican que al principio de la serie temporal $B/B_{RMS} = 5,01$ disminuyó hasta un mínimo de 0,76 en el año 2000, y posteriormente aumentó hasta una estimación del año final de 1,11 (**Figura 40**). Del mismo modo, las series temporales de estimaciones de máxima verosimilitud de F/F_{RMS} indican que aumentó hasta un valor máximo de 1,47 en 1995 y que posteriormente disminuyó hasta terminar la serie temporal en 0,78 (**Figura 40**).

5.3.2 JABBA

De los ocho escenarios del modelo JABBA preparados para el norte, el Grupo seleccionó el escenario 2 del modelo (**Tabla 5**) con ligeros cambios señalados en la sección 5.1.3. Los resultados sugieren que el caso de referencia del modelo es estable y proporciona ajustes razonablemente robustos a los datos según los resultados de diagnóstico del modelo presentados. Los resúmenes de los cuantiles de la distribución posterior para los parámetros y las cantidades de ordenación de interés se presentan en la **Tabla 11**. La estimación del RMS es de 12.799 t (10.864 – 15.289) y la mediana de la distribución posterior marginal para B_{RMS} fue de 92.173 t (58.624 – 152.156 t). La estimación de la mediana de F_{RMS} es de 0,39 (0,08 – 0,227). Existe una diferencia en la productividad estimada por el BSP2 de la evaluación de 2017 ($RMS = 14.400$ t) y la actual, ya que la primera produjo una estimación de stock ligeramente más productivo. El Grupo observó que los niveles de capturas se situaron entre 4.000 y 5.000 t por debajo del RMS desde la evaluación de stock de 2017 (Anón., 2017). Se observó que la entrada del índice para este modelo, el índice combinado, en 2022 utilizó un nivel diferente de resolución de los datos de entrada que la versión de 2017, que utilizó en gran medida los datos de captura y esfuerzo a nivel de operación de pesca. No está claro si la inclusión de este nuevo índice ha dado lugar a una estimación de productividad global más baja. Sin embargo, se observó el mismo patrón y escala en la biomasa, así como en la productividad, en el escenario del modelo que utiliza los índices del Grupo 2 (RMS de 12,8 kt frente a 12,6 kt, respectivamente).

La trayectoria estimada de B/B_{RMS} (**Figura 41**) disminuye gradualmente a partir de la década de 1950, cayendo por debajo de B_{RMS} en 1994 antes de aumentar de nuevo hasta el nivel de B_{RMS} en 2004. La biomasa disminuye entonces hasta aproximadamente 0,8 B_{RMS} en 2014, aumentando de nuevo a partir de 2016 hasta la actual estimación de $B/B_{RMS} = 0,91$. La trayectoria de F/F_{RMS} aumenta constantemente hasta alcanzar picos a finales de la década de 1980, y a mediados de la década de 1990, y un pico más pequeño en 2012, en cada uno de estos casos superando F_{RMS} . Desde el pico de F/F_{RMS} en la década de 2010, F ha disminuido y ahora está aproximadamente en $F/F_{RMS} 0,9$ (0,6 – 1,31). El diagrama de fase de producción excedente de JABBA (**Figura 42**) mostraba un patrón típico en sentido contrario a las agujas del reloj en la producción excedente. Las capturas superaron el RMS durante varios años (de mediados de la década de 1980 a 2000 y de nuevo a principios de la década de 2010), mientras que la biomasa se ha mantenido en el nivel de B_{RMS} o por debajo de él desde 1994.

5.3.3 ASPIC

Los resultados de los ensayos de continuidad indicaron coherencia con la evaluación de 2017 (Anón., 2017), mostrando tendencias similares en la biomasa y la mortalidad por pesca; sin embargo, con el índice de biomasa combinado actualizado, el estado final y las estimaciones de los puntos de referencia difieren. El ensayo de continuidad con el índice combinado de 2022 dio como resultado un stock menos productivo, con una tendencia general de la biomasa más baja (**Figura 27**). Esto se debe al propio índice y no a las series de capturas actualizadas para el periodo 2016-2020. Se observó que el índice combinado en 2022 utilizó

un nivel diferente de resolución de los datos de entrada, 2017 y las versiones anteriores del índice combinado utilizaron la observación de la captura y el esfuerzo por operaciones de pesca para la mayoría de las flotas, mientras que en 2020, debido a cuestiones de confidencialidad, los datos se recogieron principalmente de la base de datos de Captura y Esfuerzo de Tarea2-CE de ICCAT, complementada con datos nacionales proporcionados de algunas CPC. Este nivel de resolución de los datos impidió la inclusión de cierta información, especialmente sobre el tipo de arte de pesca y sus cambios dentro de las flotas a lo largo de los años. La **Tabla 9** muestra una comparación de los parámetros estimados del caso base de la evaluación de stock de 2017 y de los ensayos de continuidad de ASPIC de 2022.

Todos los ensayos de ASPIC con los índices individuales de biomasa, ya sean todos juntos o los índices asociados de los grupos 1 y 2, apuntan a un stock con una productividad mucho mayor (**Tabla 12**). En el caso de los ensayos del grupo 1, la tendencia del stock mostró que nunca se ha explotado por debajo de la B_{RMS} estimada, o que la mortalidad por pesca ha superado la F_{RMS} estimada (**Figura 30**). En el caso de los ensayos del grupo 2, fue necesario excluir algunas observaciones del índice de palangre de Taipei Chino en 1977/78 para alcanzar una solución estable y, en este caso, las tendencias de la mortalidad por pesca y la biomasa fueron más comparables con las de la evaluación de stock de 2017 (Anón., 2017), ya que el stock comenzó a estar sobreexplotado después de 1986, y la biomasa se situó por debajo del RMS desde entonces (**Figura 33**). Sin embargo, este ensayo mostró un fuerte patrón retrospectivo, y la tendencia relativa cambió drásticamente tras eliminar los tres últimos años de datos (**Figura 34**). Estos resultados, en general, se consideraron poco coherentes con las anteriores evaluaciones de stock y con la percepción general de la productividad de stock de pez espada del norte.

Los ensayos de ASPIC con la estimación del parámetro de biomasa de merma inicial $B1/K$ y el índice combinado de 2022 mostraron una tendencia de biomasa y mortalidad por pesca más comparable con la evaluación de stock de 2017 (**Figura 36**). Este ensayo indicó que el stock experimentó un aumento de la explotación (por ejemplo, de la mortalidad por pesca) desde los años sesenta hasta principios de los ochenta, coincidiendo con un aumento de las capturas en los años sesenta, una relativa ralentización durante los años setenta, coincidiendo con la prohibición de algunas pesquerías asociada a la bioacumulación de mercurio del pez espada, seguida de un aumento de las capturas y de la mortalidad hasta los años ochenta, cuando la mortalidad por pesca superó el punto de referencia estimado de F_{RMS} en 1986. Como las tasas de pesca siguen siendo superiores a F_{RMS} , la biomasa del stock siguió disminuyendo y en 1996 la biomasa cayó por debajo del nivel de B_{RMS} . Desde que las capturas máximas en 1986 se acercaron a las 20.000 t, las capturas disminuyeron con cierta estabilización en torno a las 15.000 t en el periodo 1991-1996, pero siguieron situándose por encima del nivel RMS, lo que mantuvo al stock en estado de sobrepescado con una mortalidad por pesca también superior al nivel de referencia de F_{RMS} . Solo a partir de 2014, cuando las capturas descendieron hasta unas 10.000 t, la mortalidad por pesca muestra una tendencia a la baja, aunque sigue situándose por encima del nivel de RMS y, en consecuencia, la biomasa del stock del pez espada del norte sigue situándose por debajo del nivel de B_{RMS} . Para 2020, el año final de la evaluación actual, se estimó que el stock se situaba en un nivel de $0,86 B/B_{RMS}$ ($0,75 - 1,01$ 80 % CI) con una mortalidad por pesca relativa de $1,11 F/F_{RMS}$ ($0,91 - 1,34$ 80 % CI) (**Tabla 13**).

La integración en el ajuste de ASPIC de la varianza asociada al índice combinado de 2022 mediante la estimación MLE (**Figura 38**) también muestra una tendencia comparable de la biomasa y la mortalidad por pesca con la evaluación de stock de 2017 (Anón., 2017). En general, este ensayo muestra la tendencia decreciente de la biomasa desde la década de 1960, alcanzando el estado de sobrepesca en 1986 y de sobrepescado desde 1994. El stock muestra una tendencia decreciente de la mortalidad por pesca desde 2014, con F/F_{RMS} justo por debajo de 1 en 2018, cuando las capturas caen por debajo de 10.000 t. Para 2020, el estado del stock era de $0,86 B/B_{RMS}$ ($0,77 - 0,94$ 80 % CI) y $1,05 F/F_{RMS}$ ($0,93 - 1,20$ 80 % CI) (**Tabla 13**). En comparación con el ensayo con esa estimación de $B1/K$, ambos modelos muestran un estado similar del stock y trayectorias similares para la biomasa y la mortalidad por pesca relativas; sin embargo, el ensayo MLE de ASPIC indica un stock más productivo en comparación con el ensayo Cont $B1/K$ de ASPIC, con estimaciones de r de 0,140 y 0,187, respectivamente.

5.3.4 SPiCT

Dado que los ensayos de SPiCT no tenían como objetivo la formulación de asesoramiento en materia de ordenación, sino la comparación y evaluación de diagnósticos de los ensayos ASPIC, no se incluyen en este informe los resultados de SPiCT. Los resultados de los ensayos preliminares con SPiCT se presentan en el documento SCRS/2022/119.

5.4 Proyecciones

5.4.1 JABBA

Se realizaron proyecciones estocásticas para el caso base del modelo JABBA con 22 escenarios de capturas constantes (0; 9.000 – 16.000 t) y las medianas anuales de B/B_{RMS} y F/F_{RMS} se presentan en las **Figuras 43 y 44**. Las capturas iniciales para 2021-2022 se fijaron en 10.476 t, que es la captura del último año (2020) disponible en los datos de capturas, y las proyecciones se realizaron hasta 2033. Las proyecciones muestrean las distribuciones posteriores de todos los parámetros, incluidos los parámetros principales (r y K), los parámetros de error de observación y los errores del proceso para propagar la incertidumbre de estas cantidades al estado futuro de stock. Las matrices de estrategia de Kobe 2 (**Tabla 14**) muestran la probabilidad de que no haya sobrepesca ($F \leq F_{RMS}$), de que el stock no esté sobrepescado ($B \geq B_{RMS}$) y la probabilidad conjunta de estar en el cuadrante verde del diagrama de Kobe (es decir, $F \leq F_{RMS}$ y $B \geq B_{RMS}$). El RMS de equilibrio se estima en 12.800 t, sin embargo, teniendo en cuenta el error del proceso, solo se espera que las capturas de hasta 12.600 t permitan a la población superar y mantenerse por encima de B_{RMS} durante todo el periodo de proyección con una probabilidad mayor o igual al 50 %. Unas futuras capturas constantes de 13.200 t (el TAC actual) supondrán un 46 % de posibilidades de que $B/B_{RMS} > 1$ en 2033. Si las capturas se mantuvieran en niveles similares a los actuales (10.476 t), habría un 60 % de posibilidades de que el stock se sitúe en el cuadrante verde desde ahora hasta 2028.

5.4.2 Stock Synthesis

No fue posible completar las proyecciones de Stock Synthesis durante la reunión. Se completarán y presentarán en la reunión del Grupo de especies de septiembre de 2022.

5.5 Síntesis de los resultados de la evaluación de stock

El Grupo debatió los méritos de las plataformas de modelación utilizadas para proporcionar estimaciones del estado del stock de pez espada del norte y consideró tanto el número de modelos que se utilizarían para proporcionar asesoramiento como su ponderación relativa en las proyecciones utilizadas para generar las matrices de Kobe.

Las principales plataformas consideradas fueron Stock Synthesis, ASPIC y JABBA. La principal diferencia en la parametrización y los datos utilizados por estas plataformas se muestran en la **Tabla 15** y las tendencias resultantes en F/F_{RMS} y B/B_{RMS} considerando una serie de escenarios de captura se representan en la **Figura 45**.

Las trayectorias de B/B_{RMS} en SS3 y JABBA son muy divergentes en escala para los primeros 40 años de la serie temporal debido a diferencias estructurales. A partir de 1995, la escala y la tendencia son muy similares, con pequeñas divergencias a partir de 2010. En el año terminal, el SS3 estima que la biomasa supera ligeramente el B_{RMS} , mientras que JABBA estima que el stock está ligeramente por debajo de B_{RMS} . Las trayectorias de F/F_{RMS} entre las plataformas de modelación son muy similares en tendencia y escala; aunque SS3 estima una F/F_{RMS} ligeramente inferior a lo largo de la serie temporal. Ambos modelos estiman que F es inferior a F_{RMS} en el año terminal.

Se observó que Stock Synthesis probablemente subestima la incertidumbre general sobre el estado del stock, porque tiene una serie de valores de parámetros fijos que limitan los intervalos de incertidumbre posteriores, y que al menos uno de los modelos de producción excedente podría utilizarse para caracterizar la incertidumbre adicional. Dado que tanto ASPIC como JABBA ponderan más los resultados basados en el modelo de producción excedente si ambos se utilizaran en el asesoramiento integrado, se sugirió inicialmente que se asignará la misma ponderación a SS y al modelo de producción excedente en las proyecciones.

Observando que el asesoramiento de evaluación de 2017 (Anón., 2017) para el stock septentrional de pez espada se basó en los resultados integrados de un único modelo bayesiano de producción excedente y un modelo Stock Synthesis, el Grupo decidió que el asesoramiento de 2022 se basaría en los resultados igualmente ponderados e integrados de los modelos base JABBA y Stock Synthesis. Aunque ASPIC no se utilizaría en las proyecciones, sí se emplearía para describir el estado del stock.

Dado que no fue posible realizar las proyecciones mediante Stock Synthesis en la reunión, no fue posible generar una distribución conjunta de Kobe para el estado proyectado del stock. Este trabajo se completará en el periodo intersesiones y se presentará en las reuniones de los Grupos de especies de 2022.

6. Stock del Atlántico sur

6.1 Métodos y configuraciones del modelo

Durante la reunión, el Grupo examinó dos métodos de evaluación de stock, JABBA (SCRS/2022/117) y Stock Synthesis (SCRS/2022/116), para el pez espada del Atlántico sur.

6.1.1 JABBA

El software de evaluación de stock *Just Another Bayesian Biomass Assessment* (JABBA) se aplicó en la evaluación del pez espada del Atlántico sur de 2022 (Anón., 2022b). Se utilizó la versión más actualizada (v2.2.6) de JABBA. JABBA es un paquete R totalmente documentado y de código abierto (www.github.com/JABBAmodel) que se ha incluido formalmente en el catálogo de software de evaluación de stock de ICCAT (<https://github.com/ICCAT/software/wiki/2.8-JABBA>) y el asesoramiento de ordenación para la evaluación del pez espada de 2017 se derivó de los resultados del modelo JABBA (Anón., 2017).

Configuraciones del modelo

Para la biomasa de equilibrio sin pescar K , se utilizó la configuración por defecto del paquete R de JABBA en forma de distribución previa lognormal con un gran CV del 100 % y un valor central que corresponde a ocho veces las capturas totales máximas y es coherente con otros métodos como Catch-MSY (Martell y Froese, 2013) o SpiCt (Pederson y Berg, 2017). La merma inicial se introdujo como una distribución previa "beta" ($\phi = B_{1950}/K$) con media = 0,95 y CV del 5 % (Tabla 16). Esta distribución se considera más adecuada que una lognormal para la merma inicial, dado que se entiende que hubo muy poca pesca antes del año inicial de 1950. Todos los parámetros de capturabilidad fueron modelados como distribuciones previas uniformes, mientras que las varianzas de la observación adicional fueron estimadas para el índice asumiendo distribuciones previas gamma inversas para permitir la ponderación de la varianza interna del modelo. En vez de esto, el error de proceso de $\log(B_t)$ en el año t fue estimado "libremente" por el modelo usando una distribución gamma inversa no informativa con ambos parámetros de escala fijados en 0,001. Los errores de observación para las estimaciones de CPUE se fijaron en 0,25 (Tabla 16).

Los escenarios iniciales (SCRS/2022/117) consideraron tres especificaciones alternativas del tipo de modelo Pella-Tomlinson basadas en diferentes conjuntos de distribuciones previas de r y valores de entrada fijos de B_{RMS}/K . Las distribuciones previas de entrada de r para el escenario (S1) son idénticas a las utilizadas en las dos evaluaciones anteriores (Winker *et al.*, 2017; McAllister, 2014). Las distribuciones previas de entrada de r para los escenarios S2 y S3 se derivaron objetivamente de simulaciones de modelos estructurados por edad (ver detalles en Winker *et al.* 2019 y Winker *et al.*, 2018b), basándose en dos modelos de crecimiento diferentes para el stock de pez espada del Atlántico sur proporcionados por García *et al.* (2016) y Quelle *et al.* (2014), respectivamente, así como en otros parámetros biológicos (Tablas 17 y 18).

Esto permitió que las parametrizaciones consideradas para el modelo Stock Synthesis se basaran en un rango de valores de inclinación de la relación stock-reclutamiento ($h = 0,6$, $h = 0,7$ y $h = 0,8$), admitiendo al mismo tiempo una incertidumbre razonable sobre la mortalidad natural M (CV del 30 % y valor medio del valor central de 0,2). Basándose en el análisis de sensibilidad de los ensayos iniciales de S2 y S3, incluyendo las tres distribuciones previas de los valores de entrada de r "específicos de la inclinación", el Grupo seleccionó una inclinación correspondiente de $h = 0,7$. Esto se traduce en una distribución previa lognormal de r asociada de $\log(r) \sim N(\log(0,155), 0,117)$ y un valor de entrada fijo de $B_{RMS}/K = 0,38$ para S2, y una prioridad lognormal r de $\log(r) \sim N(\log(0,138), 0,1)$ y un valor de entrada fijo de $B_{RMS}/K = 0,37$ para S3 (Tabla 19).

Los datos de entrada para los tres escenarios iniciales (S1-S3) incluían los datos de capturas (Figura 46) proporcionados por la Secretaría tras la reunión de preparación de datos de pez espada de 2022 (Anón.,

2022a) con la estructura de flota acordada (véase la Sección 3), y los siguientes índices de abundancia (**Tabla 20 y Figura 47**):

- Palangre de Brasil (1994-2020)
- Palangre de UE-España (1989-1999, 2000-2019)
- Palangre de Japón (1976-1993, 1994-2020)
- Palangre de Uruguay (2001-2012)
- Palangre de Taipei Chino (1968-1990, 1998-2020)
- Palangre de Sudáfrica (2004-2020)

Con la excepción del índice de palangre de UE-España, los índices de CPUE siguieron los proporcionados en la reunión de preparación de datos del pez espada del Atlántico de 2022 (Anón., 2022a). Los autores revisaron el tratamiento de este índice en la evaluación de stock de 2017 (Anón., 2017) que indicaba que la aplicación de un bloque temporal para el índice de palangre de UE-España en 1999/2000 para tener en cuenta la introducción del arte de palangre "de estilo americano" en la flota española había causado probablemente cambios en la capturabilidad del pez espada (García-Cortés *et al.*, 2010). Los autores del índice de palangre de UE-España señalaron que el proceso de estandarización de la CPUE incluía el arte de pesca como factor para tener en cuenta este cambio. Sin embargo, al Grupo le preocupa que los ajustes de los residuos indiquen que este cambio pueda no haber sido captado totalmente en la estandarización de la CPUE.

Se proporcionaron al Grupo los resultados de un estudio experimental (Mejuto *et al.* 2011) sobre las diferencias de capturabilidad entre el palangre de estilo americano y el arte tradicional. Se estima que el arte de pesca de tipo americano tiene 1,7 veces las tasas de captura estandarizadas. El Grupo comparó los coeficientes del modelo GLM de CPUE para el parámetro *arte de pesca* con el cambio estimado en la capturabilidad entre los dos tipos de arte para evaluar si el proceso de estandarización fue totalmente efectivo. Esta comparación sugiere que la inclusión del arte de pesca en la estandarización de la CPUE no explica completamente el cambio en la capturabilidad como resultado del cambio de arte de pesca. El coeficiente de capturabilidad (q) estimado dentro de JABBA para el arte "de estilo americano" fue aproximadamente 1,5 veces mayor que el del arte "tradicional", lo que indica mayores tasas de captura en el primero a pesar del proceso de estandarización de la CPUE. El Grupo acordó mantener la decisión tomada en la evaluación de stock de 2017 (Anón., 2017) de dividir el índice del palangre de UE-España en 1999/2000.

Los tres escenarios iniciales del modelo JABBA (S1-S3) se debatieron como posibles casos de referencia para la evaluación del pez espada del Atlántico sur de 2022 (Anón., 2022b). El escenario uno (S1) fue un ensayo de continuidad con las mismas distribuciones previas de r siguiendo el conocimiento experto utilizado en las evaluaciones de 2013 y 2017 (Anón., 2014 y Anón., 2017). El Grupo sugirió que las distribuciones previas de r se derivaran de forma más objetiva. Aunque se sugirió el criterio de información ampliamente aplicable (WAIC) del enfoque de ajuste del modelo para la selección del modelo entre S2 y S3, el Grupo consideró que el escenario basado en el modelo de crecimiento específico por sexo (S2) de García *et al.* (2016) era más apropiado dado el dimorfismo sexual observado en el crecimiento del pez espada. El Grupo acordó que el caso de referencia incluía una distribución previa lognormal de r de $\log(r) \sim N(\log(0,138), 0,1)$ y un valor de entrada fijo de $B_{RMS}/K = 0,37$, con una inclinación $h = 0,7$.

El Grupo debatió las tendencias recientes de las series estandarizadas de CPUE, y reconoció los conflictos entre ellas y el aumento de las incertidumbres del índice del palangre de Japón desde 2012 (más de 0,3 de CV, **Tabla 20**). Se propuso un ensayo adicional ponderando todos los índices con su coeficiente de varianza para tener en cuenta las incertidumbres recientes. Como los índices de CPUE se derivan de varios modelos, sus CV no suelen ser comparables. Por lo tanto, la ponderación se realizó normalizando todas las series temporales de CPUE a una media de 0,25, permitiendo así que el modelo identificara los años con alta variabilidad y manteniendo la comparabilidad entre los índices. Sin embargo, la influencia en los resultados fue escasa (**Figura 48**); el Grupo estuvo de acuerdo con el supuesto original de utilizar una SD fija de 0,25.

El Grupo mantuvo un largo debate sobre el índice de palangre de Japón y solicitó que los autores del índice proporcionasen las series de capturas nominales y esfuerzo en el Atlántico norte y sur y revisasen el tratamiento del índice en la evaluación de stock de 2017 (Anón., 2017). El Grupo confirmó que tanto las capturas como el esfuerzo han disminuido constantemente desde mediados de la década de 2000 (**Figura**

49). Los autores observaron que la zona de operaciones de la flota japonesa en el Atlántico sur se ha ido reduciendo desde principios de la década de 2000 (también se estaba reduciendo en el Atlántico norte). Se debatió si la reducción de la zona operativa influiría en el proceso de estandarización de la CPUE para una especie de captura fortuita, y se señaló que la estandarización se realizaba mediante un modelo geoestadístico y, por lo tanto, podría tener implicaciones predictivas dada la reducción de la zona. Durante la elaboración de los gráficos, se pusieron de manifiesto errores en los datos de capturas y esfuerzo para 2020. El Grupo acordó, tanto para los stocks del norte como del sur, eliminar la estimación de la CPUE anual de 2020.

Se informó al Grupo de que la evaluación de stock de 2017 (Anón., 2017) incluía un tercer bloque temporal dividido en 2005/2006 para el índice de CPUE de Japón con el fin de tener en cuenta los cambios en los métodos de pesca que podrían no ser capturados adecuadamente en el proceso de estandarización, y este tratamiento mejoró el ajuste del modelo. Kai y Yokawa (2014) señalaron que algunos cambios en las operaciones de pesca podrían haber ocurrido durante el mismo período, como la prohibición de la retención que dio lugar a un aumento de los descartes (2000-2005) y un cambio hacia configuraciones de artes menos profundas en las zonas de alta latitud del Atlántico sur a partir de mediados de la década de 2000. El Grupo, por tanto, decidió mantener la coherencia con la evaluación de 2017 y dividir la serie japonesa en 2005/2006.

Las configuraciones finales del caso de referencia del modelo JABBA son:

- la distribución previa de entrada de r fue derivada objetivamente por García *et al.* (2016): una distribución previa lognormal de r de $\log(r) \sim N(\log(0,138), 0,1)$
- un valor de entrada fijo de $B_{RMS}/K = 0,37$; con una inclinación $h = 0,7$
- CPUE
 - Palangre de Brasil (1994-2020)
 - Palangre de UE-España (1989-1999, 2000-2019)
 - Palangre de Japón (1976-1993, 1994-2005, 2006-2019)
 - Palangre de Uruguay (2001-2012)
 - Palangre de Taipei Chino (1968-1990, 1998-2020)
 - Palangre de Sudáfrica (2004-2020)

6.1.2 Stock Synthesis

El modelo [Stock Synthesis \(V3.30.18\)](#) se aplicó al pez espada del Atlántico sur como el primer modelo integrado estructurado por edad para este stock (SCRS/2022/116). El modelo se parametrizó como un modelo de stock de una zona y específico de sexos con un dominio temporal de 1950-2020. Las capturas anuales, según la estructura de la flota acordada (**Tabla 20**), fueron facilitadas por la Secretaría y en el modelo se utilizaron las siguientes series de CPUE estandarizadas procedentes de la reunión de preparación de datos (Anón., 2022a).

- Palangre de Brasil (1994-2020)
- Palangre de UE-España (1989-2019)
- Palangre de Japón (periodo temprano 1976-1993, periodo tardío 1994-2020)
- Palangre histórico de Uruguay (1982-2012)
- Palangre de Taipei Chino (periodo temprano 1968-1990, periodo tardío 1998-2020)
- Palangre de Sudáfrica (2004-2020)

Los datos de composición por tallas fueron recopilados por la Secretaría y cubrieron la mayoría de las flotas que operan en el Atlántico sur (**Figura 50**). Estos datos (talla de mandíbula inferior a la horquilla, LJFL) se modelaron asumiendo una distribución multinomial con intervalos de 5 cm de talla (rango de 20 a 435 cm). Los tamaños efectivos de las muestras fueron iguales al logaritmo natural del número de observaciones, para reducir el efecto de la seudoreplicación en el muestreo y disminuir la ponderación de los datos de talla en la verosimilitud global del modelo. Los principales parámetros del ciclo vital utilizados en la parametrización del modelo Stock Synthesis figuran en la **Tabla 21**.

Se asumió una relación estándar stock-reclutamiento de Beverton-Holt con una inclinación y sigmaR fijadas en 0,7 y 0,4, respectivamente. El reclutamiento en equilibrio (R0) se estimó libremente, sin necesidad de

distribución previa. Se supuso que las desviaciones de stock-reclutamiento ε seguían una distribución lognormal en la que las desviaciones del reclutamiento $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_R^2)$ ε_t se limitaron a mínimos y máximos de -5 y 5, respectivamente. Se asumió que las desviaciones del reclutamiento eran igual a cero hasta el inicio de los datos informativos sobre la estructura de tallas (es decir, las series continuas de composición por tallas de las flotas principales), por lo que las desviaciones anuales solo se estimaron de 1991 a 2017. El ajuste de la corrección del sesgo en el reclutamiento se estableció utilizando la sugerencia de ajuste del paquete *R4ss*. Se aplicó la verosimilitud Dirichlet-multinomial para ponderar los datos de composición por tallas y se añadió un parámetro de "varianza aditiva" a cada CPUE.

El Grupo preguntó qué índice de palangre uruguayo se había incluido en el modelo Stock Synthesis. Los autores señalaron que el modelo inicial utilizó el índice histórico en 1982-2012. El Grupo indicó que esto era diferente a lo discutido en la reunión de preparación de datos de pez espada del Atlántico de 2022 (Anón., 2022a) y, tras esta discusión, se sustituyó el índice uruguayo derivado del programa de observadores (2001-2012) y se volvió a ejecutar el modelo. A raíz de los debates sobre el uso del índice de palangre de UE-España en JABBA, se aplicó el mismo tratamiento para dividir el índice en 1999/2000 en los ensayos revisados. En los ensayos finales del modelo SS se utilizaron los siguientes índices:

- Palangre de Brasil (1994-2020)
- Palangre de UE-España (periodo temprano 1989-1999, periodo tardío 2000-2019)
- Palangre de Japón (periodo temprano 1976-1993, periodo tardío 1994-2020)
- Palangre de Uruguay (2001-2012)
- Palangre de Taipei Chino (periodo temprano 1968-1990, periodo tardío 1998-2020)
- Palangre de Sudáfrica (2004-2020)

La selectividad se parametrizó como basada en la talla para todas las flotas, y el modelo estimó libremente los parámetros de selectividad. Para el caso base del modelo, se supuso que la selectividad tenía una forma asintótica para todas las flotas ("Sel_Asym_model"). El examen del ajuste indicó un mal ajuste de la composición de tallas para algunas flotas, por lo que los autores exploraron un modelo alternativo ("Sel_DN_model"), con los mismos parámetros que el "Sel_Asym_model", excepto que las formas de selectividad de las flotas de Brasil, UE-España (primer periodo), Japón (primer periodo) y Taipei Chino (ambos periodos), se fijaron con forma de cúpula. Los diagnósticos de los modelos se evaluaron utilizando el método de diagrama de flujo de Carvalho *et al.* (2021), utilizando los paquetes *R ss3diags* y *r4ss* (Taylor *et al.*, 2021; Winker *et al.*, 2022).

Debido a las limitaciones de tiempo, no fue posible incluir un escenario con el tratamiento acordado del índice japonés, tal como se presentó en JABBA.

6.2 Diagnósticos del modelo

6.2.1 JABBA

En la reunión de preparación de los datos del pez espada del Atlántico de 2022 (Anón., 2022a), el Grupo decidió que los diagnósticos de evaluación del modelo deberían seguir los principios de Carvalho *et al.* (2021). Los diagramas de seguimiento del modelo indicaron una convergencia adecuada en todos los modelos, incluido el caso de referencia. El caso de referencia del modelo pareció ajustarse razonablemente bien a los datos de la CPUE, y la bondad de ajuste se estimó en RMSE = 19,1 % (**Figura 51**). Los patrones residuales del principio de la serie temporal se rigen por el índice CTP1, que es el principal índice "histórico". El conflicto inicial observado hacia el final de la serie temporal entre el índice japonés y los demás índices en S1-S3 se resolvió aparentemente mediante el uso del bloque temporal. Las pruebas de ensayos realizadas con los residuos logarítmicos indicaron que los residuos de la CPUE podrían no estar distribuidos aleatoriamente para cuatro de los diez índices: BRA, EU-SPN1, EU-SPN2 y CTP1 (**Figura 52**). Esto sugiere conflictos de datos causados por las tendencias opuestas en comparación con las otras series temporales de CPUE, así como la presencia de valores atípicos. El análisis de sensibilidad *jackknife* de los índices de CPUE mostró que la eliminación de cualquiera de los índices de Taipei Chino dio como resultado el estado más optimista de stock, con una F/F_{RMS} inferior a uno en ambos casos. Esto se debe probablemente a que el índice CTP1 es el más antiguo (1968-1990), por lo que el modelo se basa en gran medida en este índice para describir el descenso inicial de la biomasa debido a la pesca. Por el contrario, la eliminación del

índice brasileño dio lugar al estado más pesimista (**Figura 53**). Sin embargo, B/B_{RMS} se mantuvo por debajo de uno independientemente de la eliminación de cualquiera de los índices.

Las desviaciones estimadas del error del proceso muestran una tendencia negativa para el período 2015-2020 (**Figura 54**), que probablemente sea el resultado de una disminución general de los desembarques desde mediados de la década de los noventa, así como de las tendencias negativas de la CPUE observadas en los últimos años (BRA, CTP2 y ZAF). Así, el modelo interpreta que la productividad del stock ha estado por debajo de la media en los últimos años. Esto se ve agravado por la supresión de la estimación anual de JPN3 para el año 2020, como se ha comentado anteriormente, cuyos efectos se pueden ver en el análisis retrospectivo al comparar las desviaciones del error de proceso entre 2019 y 2020. Se realizó un análisis retrospectivo para cinco años (**Figura 55**), que muestra desviaciones retrospectivas mínimas del modelo completo para B y B/B_{RMS} y el rho de Mohn asociado cayó dentro del rango aceptable de -0,15 y 0,20 (Hurtado-Ferro *et al.*, 2014; Carvalho *et al.*, 2017). Sin embargo, hay una notable diferencia en las desviaciones del error del proceso y la mortalidad por pesca entre el modelo completo y el modelo en el que se elimina el año 2020. Esto puede atribuirse a la supresión de la estimación anual de 2020 del índice japonés. La eliminación disminuye drásticamente la estimación de la desviación del error del proceso y aumenta la mortalidad por pesca. Sin embargo, esto se limita a 2020 y el análisis retrospectivo restante es coherente.

La ratio de la mediana de la distribución previa con respecto a la distribución posterior (PPMR) para r fue cercana a 1, lo que indica que la distribución posterior está muy influenciada por la distribución previa (**Figura 56**). Esto era de esperar, dado el bajo CV del 12 % que se estimó en el desarrollo de la distribución previa. Por el contrario, las pequeñas ratios de varianza de la distribución previa con respecto a la distribución posterior resultantes (PPVR) observadas para K indican que los datos de entrada eran más informativos que en la distribución previa. La distribución posterior marginal para la merma inicial sugiere que este parámetro también fue informado en gran medida por la distribución previa. Basándose en los diagnósticos del modelo, el Grupo acordó que este escenario (S2 con los cambios en el índice del palangre japonés) fuese el caso base para la evaluación.

6.2.2 Stock Synthesis

En general, el modelo mostró un desempeño de diagnóstico relativamente bueno, con buenas propiedades de convergencia y un tiempo de ejecución de aproximadamente 12 minutos. El gradiente final del modelo era de 0,00021, y la matriz hessiana para las estimaciones de los parámetros era positiva y definida. El perfil total de verosimilitud logarítmica R0 mostró que el gradiente de composición por tallas era más significativo que otras fuentes de datos, pero alcanzando un mínimo en niveles cercanos al mínimo alcanzado en el perfil de la verosimilitud logarítmica para los índices de CPUE (**Figura 57**). Los cambios en la verosimilitud logarítmica para la composición por tallas por flota mostraron coherencia en cuanto al valor mínimo a lo largo del perfil R0 en las diferentes fuentes de datos. En cambio, la verosimilitud logarítmica mínima de los índices por flota indicaba señales algo contradictorias procedentes de múltiples fuentes de datos (**Figura 57**).

Los diagramas de residuos conjuntos mostraron un patrón aleatorio para los residuos de los ajustes al índice para todas las flotas con un RMSE de 22,6 % y 21,6 %, para "Sel_Asym_model", y "Sel_DN_model", respectivamente (**Figura 57**). Las flotas de palangre de Uruguay y Japón parecían ser las más influyentes y presentaban las mayores discrepancias entre las series de CPUE y las predicciones del modelo (**Figura 58**). Los resultados de la prueba de los ensayos de residuos logarítmicos para cada ajuste de CPUE por año y modelo se proporcionan en la **Figura 59**. Las series temporales de CPUE de UE-España (período inicial), Japón (ambos periodos) y Taipei Chino (ambos periodos) no superaron el procedimiento de diagnóstico de la prueba de ensayos. La razón del fracaso de las pruebas de ensayos podría estar relacionada con los conflictos de datos causados por la oposición en las otras series temporales de CPUE, y también por la presencia de valores extremos.

Los resultados de un análisis retrospectivo de ocho años aplicado a ambos modelos se representan en la **Figura 60** y muestran la ausencia de un patrón retrospectivo indeseable para ambos modelos. Los resultados de la validación cruzada de la simulación retrospectiva sugieren que solo los índices de palangre tardío de Taipei Chino y Sudáfrica tienen una buena capacidad de predicción, a juzgar por las puntuaciones del error medio absoluto escalado (MASE), que son aproximadamente inferiores a uno (**Figura 61**), aunque la puntuación del MASE del índice de palangre de Brasil fue ligeramente superior a uno. En general, las

puntuaciones de MASE para "Sel_DN_model" presentaron una ligera mejora con respecto a "Sel_Asym_model" (**Figura 61**).

En general, el ajuste de los datos de composición por tallas fue razonable, con pocas desviaciones sistemáticas para "Sel_Asym_model" (**Figura 62**). Sin embargo, la composición por tallas de las flotas de palangre temprano de UE-España, palangre temprano de Japón, palangre de Taipei Chino y palangre de Brasil presentaron algunas discrepancias en los intervalos de tallas superiores a 200 cm de LJFL. En general, el modelo "Sel_DN_model" proporcionó un mejor ajuste a los datos de composición por tallas observados (**Figura 63**). Los diagramas de residuos conjuntos y las pruebas de ensayos de los ajustes de la composición por tallas también mostraron una mejora de los ajustes del modelo para el modelo "Sel_DN_model" (**Figuras 62 y 63**). Las selectividades por talla estimadas se muestran en la **Figura 64**. El modelo inicial tenía una selectividad asintótica para todas las flotas y capturaba peces mucho más grandes, lo que ayuda a explicar las discrepancias en los intervalos de tallas superiores a 200 cm de LJFL. Por otro lado, la forma de cúpula aplicada a las flotas de palangre temprano de UE-España, palangre temprano de Japón, palangre de Taipei Chino y palangre de Brasil tenía una menor probabilidad de capturar ejemplares de mayor talla, lo cual es más apropiado dada la composición por tallas de sus flotas (**Figura 64**). Teniendo en cuenta los resultados del diagnóstico, el Grupo acordó que el modelo "Sel_DN_model" podría utilizarse para determinar el estado histórico y actual del stock.

6.3 Resultados del estado del stock

6.3.1 JABBA

El Grupo solicitó cifras comparativas de B/B_{RMS} y F/F_{RMS} estimadas en los ensayos iniciales de evaluación stock de 2013, 2017 y 2022 (Anón., 2022b) (S1-S3) (**Figura 65**) para comprobar si existe una tendencia sistemática en los resultados de la evaluación a lo largo del tiempo. La comparación confirmó que no se aprecia ninguna tendencia sistemática. La evaluación de stock de 2022 proporciona tendencias similares a las evaluaciones anteriores, y las estimaciones anuales producidas por el modelo de 2022 se sitúan generalmente entre las de las evaluaciones de 2013 y 2017 (Anón., 2014 y 2017). Sin embargo, se observa que el caso de referencia es más pesimista que los ensayos S1-S3 tras el tratamiento del índice japonés.

Los resultados sugieren que el caso de referencia del modelo es estable y proporciona ajustes razonablemente robustos a los datos según los resultados de diagnóstico del modelo presentados. Los resúmenes de los cuantiles de la distribución posterior para los parámetros y las cantidades de ordenación de interés se presentan en la **Tabla 22**. La estimación del RMS es de 11.480 t y la distribución posterior marginal para B_{RMS} fue de 74.641 t (60.179 - 92.946 t). La estimación de la mediana de F_{RMS} es de 0,154 (0,124 - 0,19). Existe una notable diferencia en la productividad estimada entre la evaluación de 2017 (Anón., 2017) (RMS = 14.570 t) y la actual, asumiendo la primera un stock más productivo.

La trayectoria de B/B_{RMS} mostró una tendencia general a la baja desde 1970 hasta 2011, pasando por primera vez por debajo de $B/B_{RMS} = 1$ en 2001 (**Figura 66**). A partir de entonces, la tendencia a la baja se estabilizó un poco, pero se ha mantenido en $B/B_{RMS} < 1$. La estimación de la mediana de actual es de 0,77 (0,53 - 1,11). La trayectoria de F/F_{RMS} mostró una tendencia gradual al alza entre 1970 y mediados de la década de 1980, y un fuerte aumento a finales de la década de 1980 hasta alcanzar su máximo en 2007 (**Figura 66**). Después de 2007, F/F_{RMS} disminuyó constantemente. La estimación de la mediana de F/F_{RMS} actual es de 1,03 (0,67 - 1,51). El estado del stock resultante para 2020 indica que el stock está sobrepescado ($B/B_{RMS} < 1$) y que se está produciendo sobrepesca ($F/F_{RMS} > 1$).

El diagrama de fase de producción excedente de JABBA (**Figura 67**) mostraba un patrón típico en sentido contrario a las agujas del reloj. Las capturas superaron ampliamente el RMS durante varios años mientras que la biomasa se mantuvo por encima del B_{RMS} antes de 1999, y esto continuó durante casi 10 años más mientras la biomasa se mantuvo por debajo de B_{RMS} .

6.3.2 Stock Synthesis

Para ambos modelos Stock Synthesis ("Sel_Asym_model" y "Sel_DN_model"), la trayectoria de SSB/SSB_{RMS} presentó tendencias similares y mostró un fuerte descenso desde principios de la década de 1980 hasta un estado de sobrepesca en la década de 2000, seguido de una tendencia estable pero que se mantuvo en niveles inferiores a SSB_{RMS} hasta el final de la serie temporal (**Figura 68**). La trayectoria de F/F_{RMS} mostró

una tendencia general creciente desde el principio de la serie temporal hasta un estado de sobrepesca a finales de la década de 1990, alcanzando su valor más alto a mediados de la década de 2000. A partir de entonces, la mortalidad por pesca disminuyó, pero se mantuvo por encima de F_{RMS} . En particular, ha habido una ligera tendencia al alza hasta el final de la serie temporal (**Figura 68**). La serie temporal de desviaciones del reclutamiento muestra un patrón muy variable en torno a cero, pero con una tendencia negativa en el periodo 2014-2018 (**Figura 68**).

Los resúmenes de los parámetros y puntos de referencia se presentan en la **Tabla 23**. Las curvas de rendimiento presentaron formas similares alcanzando su nivel máximo en torno a 0,27 de SSB_0 , con estimaciones de RMS de 9.560 t para "Sel_Asym_model" y 10.442 t para "Sel_DN_model" (**Tabla 23, Figura 69**). El estado del stock resultante para 2020 en ambos modelos es coherente e indica que el stock está sobrepescado ($B_{2020} < B_{RMS}$, **Tabla 23**) y que se está produciendo sobrepesca ($F_{2020} > F_{RMS}$, **Tabla 23**), lo que impide la recuperación de stock porque la biomasa permanece por debajo de los niveles sostenibles que pueden producir el RMS. En las **Figuras 70 y 71** se muestra una comparación de las estimaciones de SSB/SSB_{RMS} y F/F_{RMS} en los modelos SS3 de 2013, 2017 y actual, respectivamente.

6.4 Síntesis de los resultados de la evaluación

El Grupo comparó los resultados de los dos modelos de evaluación considerados para el stock de pez espada del Atlántico sur (Stock Synthesis y JABBA). Las tendencias anuales de la biomasa total (JABBA) o de la biomasa total del stock reproductor (Stock Synthesis), B/B_{RMS} y la mortalidad por pesca F/F_{RMS} producidas por los modelos sugieren una dinámica de población similar. Sin embargo, el modelo Stock Synthesis asume una biomasa mucho mayor al inicio de la pesquería (**Figura 72**). Todos los modelos sugerían un fuerte descenso de la biomasa del stock a medida que aumentaba la mortalidad por pesca en la década de 1990. El Grupo también observó que la mortalidad por pesca se mantuvo por encima de F_{RMS} tras el fuerte aumento. Los resultados de Stock Synthesis muestran un aumento de B/B_{RMS} desde mediados de la década de 2000 hasta finales de la de 2010 que no se observa en los resultados de JABBA. Esto puede atribuirse al diferente tratamiento del índice del palangre de Japón en los diferentes modelos (división en 2005/2006 y omisión de la estimación anual de 2020 en JABBA). A pesar de ello, el stock se mantuvo por debajo de B_{RMS} para ambos modelos.

Dado que los modelos Stock Synthesis para el pez espada del Atlántico sur están todavía en desarrollo, es la primera vez que se aplica un modelo integrado al stock meridional y que se revisan algunos de los datos de talla utilizados en él. El modelo Stock Synthesis mostró un ajuste razonable y robusto a los datos a través de los resultados del diagnóstico del modelo (sección 6.2) y el Grupo recomendó que se continuara con el desarrollo de los modelos integrados estructurados por edad para las siguientes evaluaciones del pez espada del Atlántico sur.

El Grupo acordó utilizar el caso de referencia JABBA para las recomendaciones de ordenación. Los resultados finales de la evaluación de stock de 2022 (Anón., 2022b) (B/B_{RMS} y F/F_{RMS}) para el pez espada del Atlántico sur mediante el caso de referencia del modelo de producción JABBA mostraron una tendencia general a la baja en B/B_{RMS} desde 1970 hasta 2011 y relativamente estable desde entonces en torno a 0,8 (**Figura 73**). La mortalidad por pesca mostró un fuerte aumento a finales de la década de 1980 hasta alcanzar un pico en 2007 de 1,5 veces F_{RMS} y cayó cerca de F_{RMS} (**Figura 73**).

El diagrama de Kobe (**Figura 74**) del caso de referencia del modelo de producción (JABBA) indica que el stock está sobrepescado ($B/B_{RMS} = 0,77$, con intervalos de confianza del 95 % de credibilidad: 0,53 - 1,13) y experimentando sobrepesca ($F/F_{RMS} = 1,03$, con intervalos de confianza del 95 % de credibilidad: 0,67 - 1,51) (**Tabla 22**). Hay un 56 % de probabilidades de que el stock se sitúe actualmente en el cuadrante rojo del diagrama de Kobe, un 36 % de probabilidades de que se sitúe en el amarillo y solo un 9 % de posibilidades de que se sitúe en el verde.

6.5 Proyecciones

El Grupo debatió sobre la conveniencia de utilizar el nuevo ajuste interno de JABBA para aplicar un coeficiente de autocorrelación "AR1" a las proyecciones. El aspecto biológico que el AR1 intenta describir es el desfase en la recuperación de la biomasa para que se traduzca en biomasa reproductora, es decir, para que las cohortes pasen por la población. Pero esto se limita a una fase de recuperación. Con la configuración de la proyección por defecto (es decir, sin AR1), la desviación del error del proceso se fija en cero en el

primer año de las proyecciones. Los modeladores señalaron que esta configuración podría dar lugar a proyecciones optimistas cuando el stock se encuentra en fase de recuperación y tiene desviaciones de error de proceso negativas en el último año de la evaluación. El ajuste alternativo (AR1 aplicado) utiliza un coeficiente de autocorrelación estimado del error de proceso del modelo para proyectar las desviaciones del error de proceso hacia el futuro, de forma que tiendan a cero a lo largo del tiempo (**Figura 75**). Los resultados de ambas proyecciones se facilitaron al Grupo, que observó que las proyecciones con AR1 eran sustancialmente más pesimistas que las proyecciones sin AR1.

El Grupo observó que la utilización de un coeficiente AR1 en las proyecciones SPM era una buena idea en teoría, pero que su aplicación en circunstancias con grandes desviaciones negativas del error de proceso en el año final (como en esta evaluación) requería una mayor revisión antes de ponerse en la práctica. En concreto, al Grupo le preocupaba el tiempo que las desviaciones de los errores del proceso proyectadas permanecían negativas en comparación con los cambios relativamente rápidos de las desviaciones de los errores del proceso (de positivas a negativas, y viceversa) dentro del modelo (**Figura 75**). El Grupo sugirió que se combinaran los resultados del modelo por defecto y del modelo que utiliza AR1 para salvar la brecha entre el modelo más pesimista de AR1 y el más optimista por defecto. Sin embargo, el Grupo decidió que las proyecciones de JABBA para el pez espada del Atlántico sur no debían incluir el coeficiente de autocorrelación AR1 y que, en cambio, debían advertir a la Comisión de que las proyecciones eran probablemente optimistas. El Grupo recomendó que se diera prioridad a la investigación de este entorno de proyección, en forma de pruebas de simulación y validación cruzada retrospectiva.

Se realizaron proyecciones estocásticas para el caso base del modelo JABBA con 21 escenarios de capturas constantes (0; 6.000 – 15.000 t). En la **Figura 76** se facilitan las medianas anuales de B/B_{RMS} y F/F_{RMS} . Para estas proyecciones, las capturas iniciales para 2021-2022 se fijaron en 9.826 t, que es la media de los tres años anteriores (2018-2020), y las proyecciones se realizaron hasta 2033. Las proyecciones de B/B_{RMS} aumentan y F/F_{RMS} disminuyen en el periodo 2021-2022 debido a los supuestos de captura realizados para este periodo. A partir de 2023, las capturas de 12.000 t o más provocan un descenso de la biomasa, mientras que las capturas superiores a 11.000 t aumentan la mortalidad por pesca (**Figura 76**). Las proyecciones para las capturas superiores a 13.000 t dieron como resultado que los valores de $F/F_{RMS} > 2$ se alcanzarían desde ahora hasta 2033. Aunque el valor de la mediana de RMS es de 11.480 t, para 2020 $B/B_{RMS} = 0,77$, de modo que se necesitan capturas iguales o inferiores a 10.000 t para la recuperación del stock hasta niveles de biomasa que puedan producir el RMS en 2033 (**Figura 76**).

Los histogramas de proyección estocástica de B/B_{RMS} y F/F_{RMS} ilustran el aumento de la incertidumbre cuando se proyectan en periodos más largos, especialmente para F/F_{RMS} en escenarios de capturas constantes altas (13.000 t) (**Figura 77**). El ritmo de aumento de la biomasa es lento, incluso con capturas constantes bajas (8.000 t), como muestra el considerable solapamiento de las distribuciones del histograma B/B_{RMS} hasta la década de 2030. Las probabilidades de merma del stock (es decir, $B < 10\%$ de B_{RMS}) se presentan en la **Tabla 24** e indican que el stock no podría soportar TAC elevados constantes. Existe un 49 % de probabilidad de merma del stock desde ahora hasta 2033, dadas unas capturas constantes de 15.000 t.

El Grupo revisó las matrices de estrategia de Kobe 2 (**Tabla 25**) para la probabilidad de que no haya sobrepesca ($F \leq F_{RMS}$), de que el stock no esté sobrepescado ($B \geq B_{RMS}$) y la probabilidad conjunta de situar al stock en el cuadrante verde del diagrama de Kobe (es decir, $F \leq F_{RMS}$ y $B \geq B_{RMS}$). Las futuras capturas constantes de 14.000 t (el TAC actual) seguirán haciendo que la biomasa del stock disminuya hasta el punto de que solo haya un 6 % de posibilidades de que $B/B_{RMS} > 1$ desde ahora hasta 2033. Si las capturas se mantuvieran similares a las capturas actuales (9.826 t), hay un 55 % de posibilidades de que el stock se sitúe en el cuadrante verde desde ahora hasta 2033. Se espera que las futuras capturas constantes por debajo de 9.500 t eviten la sobrepesca ($F > F_{RMS}$) y un estado de sobrepescado ($B < B_{RMS}$) con una probabilidad superior al 60 % desde ahora hasta 2033.

El Grupo tomó nota del reciente descenso de las capturas y de que estas han estado por debajo de la estimación actual del RMS desde 2011, aunque la biomasa no ha aumentado como se esperaba a partir de las proyecciones de la evaluación de stock de 2017 (Anón., 2017). Las nuevas proyecciones indican que los niveles actuales de capturas pueden no hacer que la biomasa disminuya, pero es igualmente improbable que faciliten la necesaria recuperación del stock. Se requiere una reducción de las capturas para proporcionar al stock una oportunidad adecuada de recuperarse.

7. Implicaciones de la evaluación para la MSE del pez espada del norte

El Grupo debatió el modelo de evaluación Stock Synthesis actualizado y las implicaciones que esta actualización del modelo puede tener para los modelos operativos (OM) de la MSE. Los cambios notables con respecto a la anterior evaluación de Stock Synthesis (SS) de 2017 incluyen actualizaciones de los datos de capturas e índices, la inclusión de las tallas de los peces descartados y una estimación de los descartes de ejemplares muertos no declarados basada en estas tallas. Los descartes de ejemplares muertos comunicados se ajustan ahora como los datos de observación y los descartes no comunicados se estiman como "descartes reglamentarios" basados en las composiciones por tallas de las pesquerías. Se señaló que, dado que este cambio estructural requiere más datos que están sujetos a posibles conflictos con otros datos de observación, puede tener implicaciones en la estabilidad del modelo.

El Grupo debatió las ventajas de estimar los descartes de ejemplares muertos con el actual enfoque de Stock Synthesis. Puede consultarse información adicional en la sección 5 de este informe.

El Grupo preguntó si el modelo actualizado Stock Synthesis debería utilizarse como el nuevo OM de base en el marco de la MSE. Teniendo en cuenta la preocupación del Grupo por la estimación de los descartes muertos, el Grupo propuso añadir el modelo actualizado Stock Synthesis a la matriz de incertidumbre de los OM de la MSE, que también puede incluir varias configuraciones de ponderación de datos. El Grupo también señaló que, si se consideraba apropiado incluir las incertidumbres en torno a los descartes en la matriz de incertidumbre de la MSE, esta podría sustituir a un componente existente de la matriz, como la inclusión/exclusión de los vínculos medioambientales modelados. El Grupo también acordó reemplazar el OM de base en la MSE por el modelo actualizado Stock Synthesis que incluye el uso de los datos actualizados a 2020. El Grupo acordó dar al equipo técnico de la MSE una amplia flexibilidad para explorar configuraciones alternativas del OM de base y proporcionar la orientación adecuada sobre la mejor manera de avanzar.

El Grupo también observó que debería crearse un equipo para explorar y formular recomendaciones sobre cómo calcular los índices para el pez espada.

8. Recomendaciones

8.1 Investigación y estadísticas

8.1.1 Recomendaciones con implicaciones financieras

A las plenarias del SCRS sobre financiación de la investigación

El Grupo recomienda que se adquiera un receptor portátil Argos de marcas electrónicas vía satélite para su uso por parte de los Grupos de especies de ICCAT. El receptor ayudaría a encontrar la marca y así los científicos podrían recuperar datos de marcado más detallados, recuperados directamente de las marcas.

Al Grupo de especies de pez espada y a las plenarias del SCRS sobre la financiación de la investigación

El Grupo recomienda que se mantenga el apoyo financiero al programa ICCAT de biología del pez espada de ICCAT. El Grupo recomienda además que se desarrolle una propuesta para formalizar un Programa de investigación similar a los existentes para el atún rojo, los tiburones y los istiofóridos. La propuesta debería incluir los stocks del Atlántico y del Mediterráneo y descripciones de las diversas actividades de investigación que los Grupos proponen, así como los plazos para la realización de dichos trabajos. La determinación del importe final de esta propuesta se abordará en posteriores reuniones del Grupo de especies de pez espada y de los otros Grupos de especies.

El Grupo recomienda que se lleve a cabo un conjunto ampliado de simulaciones de circuito cerrado para el stock de pez espada del sur utilizando modelos operativos adaptados a este stock. Aunque el trabajo será realizado predominantemente por los científicos de las CPC y la Secretaría, un contratista revisará la configuración de la simulación y el código (10.000 euros).

8.1.2 Recomendaciones sin implicaciones financieras

Al SCRS y a la Secretaría de ICCAT

El Grupo recomienda que se adopten las relaciones de longitud curva-recta de mandíbula inferior a horquilla presentadas en el documento SCRS/2022/061 para su uso en las conversiones de talla en la evaluación del stock de 2022 (Anón., 2022b). A la espera de que se recojan y analicen más datos, el Grupo recomienda que se considere la inclusión de la conversión en la lista ICCAT de conversiones aprobadas.

Al observar patrones contradictorios en los índices de CPUE desarrollados por los científicos de las CPC, el Grupo recomienda que los analistas de CPUE formen un grupo de trabajo que trabaje en el periodo intersesiones para revisar las entradas de datos de la CPUE, los tratamientos y los supuestos y métodos del modelo. El objetivo de este grupo será diagnosticar las tendencias contradictorias de las CPUE y mejorar la calidad de los indicadores utilizados en la evaluación de pez espada y en la MSE para el pez espada del norte.

A las CPC

El Grupo recomienda que la presentación de las muestras de talla a la Secretaría de ICCAT, como parte de las obligaciones de presentación de datos de las CPC de Tarea 1 y 2, se realice utilizando el formulario estadístico ST04-T2SZ. Las muestras de talla comunicadas con el formulario ST04-T2SZ incluirán todas las muestras recogidas por la CPC de todas las pesquerías y las muestras de talla de los descartes de ejemplares vivos y muertos (cuando proceda) recogidas por su programa nacional de observadores. Esta recomendación no es óbice para que las CPC notifiquen opcionalmente las muestras de talla recogidas por su programa nacional de observadores mediante el formulario ST09-DomObPrg.

Al WGSAM

Tomando nota de los enfoques de estandarización espacio-temporal de la CPUE presentados en esta reunión (por ejemplo, R-INLA), el Grupo recomienda que el Grupo de trabajo de ICCAT sobre métodos de evaluación de stocks (WGSAM) evalúe estos enfoques de modelación y proporcione recomendaciones sobre su uso en las estandarizaciones de índices.

Revisar la inclusión del modelo SPICT en el catálogo de software de ICCAT.

Revisar la función de autocorrelación "AR1" para las proyecciones dentro de la plataforma del modelo JABBA.

A los científicos nacionales

El Grupo recomienda que, para futuras evaluaciones, los analistas de CPUE formen un pequeño grupo de trabajo varios meses antes de la reunión de preparación de los datos para la evaluación. Teniendo en cuenta el escaso tiempo de que se dispone en la reunión de preparación de datos para el examen de los índices y los breves plazos para la revisión de estos después de la reunión, el pequeño grupo de trabajo permitiría un examen más profundo y un debate detallado sobre los enfoques de modelación antes de la presentación oficial de los índices en la reunión de preparación de datos. El Grupo recomienda que los científicos nacionales documenten el historial de sus flotas que participan en las pesquerías de ICCAT. Las revisiones deben documentar los cambios en los artes de pesca, los reglamentos pesqueros locales y nacionales, los patrones espaciales y otros factores relevantes que influyen en la forma de capturar las especies de ICCAT. Estas revisiones son importantes para dar mejor cuenta de la estructura y la dinámica de la flota en las estandarizaciones de CPUE y en las evaluaciones.

8.2 Recomendaciones de ordenación

8.2.1 Norte

La recomendación de ordenación se desarrollará en el periodo intersesiones y finalmente se presentará para su adopción durante la reunión del Grupo de especies en septiembre de 2022, una vez que se hayan finalizado y revisado las proyecciones conjuntas de Stock Synthesis y JABBA.

8.2.2 Sur

El Grupo debatió la recomendación de ordenación para el pez espada del Atlántico sur; el siguiente párrafo ha sido adoptado por el Grupo.

Es poco probable que el pez espada del Atlántico sur alcance los objetivos del Convenio desde ahora hasta 2033 si las capturas aumentan por encima de los niveles actuales (9.826 t). Para recuperar el stock, se necesitan capturas de 9.500 t o menos para que este se sitúe en el cuadrante verde del diagrama de Kobe a más tardar en 2033, con al menos un 60 % de probabilidad. Dada la incertidumbre de las proyecciones a largo plazo, se recomienda realizar un seguimiento estrecho del stock en los próximos años para confirmar la recuperación mediante la revisión periódica de los indicadores de pesca disponibles.

9. Respuestas a la Comisión

Pez espada del Atlántico norte

El SCRS revisará estos datos (captura, captura por talla, localización y mes de la captura) anualmente Rec. 17-02; párrafo 8

Contexto: *Todas las CPC que capturan pez espada en el Atlántico norte harán todo lo posible para presentar todos los años al SCRS los mejores datos disponibles, incluyendo la captura, la captura por talla, la posición y el mes en que se realizó la captura, en la menor escala posible que determine el SCRS. Los datos presentados abarcarán el rango más amplio posible de clases de edad, de conformidad con las restricciones de talla mínima, y se desglosarán por sexos en la medida de lo posible. Los datos deberán incluir las estadísticas sobre descartes (tanto muertos como vivos) y esfuerzo, incluso cuando no esté prevista ninguna evaluación analítica del stock. El SCRS deberá revisar estos datos todos los años.*

Durante la reunión de preparación de datos de pez espada de 2022 (Anón., 2022a), el Grupo llevó a cabo una revisión detallada de los datos de pez espada del norte disponibles para su inclusión en la evaluación de 2022 (Anón., 2022b). Los resultados de esta revisión se resumen en el catálogo de datos del SCRS (véase Anón., 2022, Tablas 1-5). En general, los datos disponibles sobre capturas, tallas y esfuerzo de las flotas principales (las flotas que capturan aproximadamente el 95 % de las capturas totales) son bastante completos, mientras que los datos de las flotas menores siguen siendo escasos. Con respecto a la comunicación de los descartes de ejemplares vivos y muertos, el Grupo observó que solo unas pocas CPC han proporcionado estos datos (Anón., 2022, Tablas 2-3).

El SCRS debería continuar realizando un seguimiento y analizando los efectos de esta medida (talla mínima) en la mortalidad de los peces espada inmaduros. Rec. 17-02, párr. 10

Contexto: *No obstante las disposiciones del párrafo 9, las CPC pueden escoger, como alternativa a la talla mínima de 25 kg/125 cm LJFL, adoptar las medidas necesarias para prohibir la captura por parte de sus buques en el Atlántico, así como el desembarque y la venta en la zona bajo su jurisdicción, de peces espada (y partes de pez espada), con una talla inferior a 119 LJFL o como alternativa 15 kg, a reserva de no conceder en dicho caso tolerancia para la captura de peces espada con una talla inferior a 119 cm de LJFL o como alternativa 15 kg. Para los peces espada que han sido transformados a peso canal, también puede aplicarse una medida de cleithrum a quilla (CK) de 63 cm. Cualquier Parte que escoja esta talla mínima alternativa mantendrá un registro apropiado de los descartes. El SCRS debería continuar realizando un seguimiento y analizando los efectos de esta medida en la mortalidad de los peces espada inmaduros.*

El Comité proporcionó una respuesta a estas solicitudes en 2017, refiriéndose a las Recomendaciones (16-03, párrafo 10, actual 17-02) y (16-04, párrafo 7, actual 21-03) Para reiterar lo que se proporcionó en 2017, la mortalidad por enganche en el anzuelo estimada para el pez espada de talla inferior a la regulada es en promedio del 78 %. Sin embargo, no está claro en qué medida la normativa puede haber reducido la tasa de encuentro con peces pequeños, ya que una redistribución del esfuerzo pesquero para evitar los peces espada de talla inferior a la regulada también podría haber dado lugar a una reducción de la mortalidad total. En la actualidad, el Grupo está revisando nuevos estudios y realizando más análisis para determinar los impactos a nivel de población de esta mortalidad en la virada y tiene la intención de asesorar a la Comisión posiblemente en 2023. Además, el trabajo en curso en la MSE para el pez espada del norte podría

proporcionar más información sobre esta cuestión. El Comité reitera que la comunicación de los descartes de ejemplares muertos y de las correspondientes tallas de los peces descartados son esenciales para abordar la eficacia de esta recomendación.

Asesoramiento del SCRS sobre medidas de conservación y ordenación para el pez espada del Atlántico norte, Rec. 21-02, párrafo 5

Contexto: En su reunión de 2022, la Comisión establecerá medidas de conservación y ordenación para el pez espada del Atlántico norte basándose en el asesoramiento del SCRS resultante de una evaluación de stock que realizará el SCRS en 2022, así como en la Resolución de ICCAT sobre los criterios de ICCAT para la asignación de posibilidades de pesca (Res. 15-13).

En 2022, el SCRS celebró una reunión de preparación de datos (Anón., 2022a) y una reunión de evaluación de stock (Anón., 2022b) para los stocks de pez espada del Atlántico norte y del Atlántico sur. Ambos reuniones se celebraron en línea. En el informe de la evaluación de stock de pez espada de 2022 (Anón., 2022b) se detallan los métodos de evaluación de stock, los resultados y las recomendaciones de ordenación.

Pez espada del Atlántico sur

Referencia límite provisional (LRP) de $0,4 \cdot B_{RMS}$ o cualquier LRP más robusto establecido mediante análisis adicionales, Rec. 17-03, párr. 12 (Rec. 21-03)

Contexto: Al evaluar el estado del stock y proporcionar recomendaciones de ordenación a la Comisión en 2021, el SCRS considerará el punto de referencia límite provisional (LRP) de $0,4 \cdot B_{RMS}$ o cualquier LRP más robusto establecido mediante análisis adicionales.

No se ha realizado ningún análisis para el pez espada del sur sobre esta cuestión en 2022. El SCRS, a través del WGSAM, ha propuesto la creación de un grupo de estudio para abordar ampliamente los puntos de referencia límite en los próximos años.

El SCRS informará a la Comisión de los resultados de la evaluación del stock de pez espada del Atlántico sur de 2022, Rec. 21-03; párrafo 2

Contexto: El SCRS llevará a cabo una evaluación del stock de pez espada del Atlántico sur en 2022 e informará de los resultados a la Comisión.

En 2022, el SCRS celebró una reunión de preparación de datos (Anón., 2022a) y una reunión de evaluación de stock (Anón., 2022b) para los stocks de pez espada del Atlántico norte y del Atlántico sur. Ambas reuniones se celebraron en línea. En el informe de la evaluación de stock de pez espada de 2022 (Anón., 2022b) se detallan los métodos de evaluación de stock, los resultados y las recomendaciones de ordenación.

10. Examen del plan de trabajo

El plan de trabajo que se presenta a continuación es específico para los puntos que surgen de esta reunión y se suma al plan de trabajo de la MSE para el pez espada del norte de la Tabla 14 del informe de la reunión de preparación de datos del pez espada del Atlántico de 2022 (Anón., 2022a).

Los analistas de la evaluación de pez espada del Atlántico norte y la Secretaría finalizarán los ensayos requeridos para desarrollar las proyecciones para el SS3 y, a continuación, combinarán los resultados de estos ensayos con las proyecciones de JABBA para desarrollar tablas y diagramas de Kobe conjuntos para generar el asesoramiento en materia de ordenación.

El equipo técnico de la MSE para el pez espada del Atlántico norte trabajará para recondicionar la matriz del modelo operativo utilizando los índices actualizados, los datos de capturas y el caso base SS3 de 2022. El equipo técnico de la MSE estudiará las configuraciones alternativas de los OM de base, especialmente en lo que respecta al descarte y la mortalidad, y proporcionará las orientaciones adecuadas sobre el mejor camino a seguir. Estos resultados se revisarán en la reunión del Grupo de especies de septiembre de 2022.

Los relatores del pez espada del Atlántico norte y del Atlántico sur redactarán el resumen ejecutivo teniendo en cuenta el análisis y el asesoramiento de este informe de evaluación (S-SWO) y el análisis posterior y pertinente que se completará (N-SWO) antes de la reunión del Grupo de especies de pez espada en septiembre de 2022.

A partir del periodo inter sesiones de 2022, un subgrupo del Grupo de especies se dedicará a un análisis más detallado de los datos de la CPUE para abordar las preocupaciones sobre los índices contradictorios.

Los analistas de la evaluación del Atlántico sur seguirán desarrollando el modelo Stock Synthesis para el pez espada del Atlántico sur, con el objetivo de elaborar proyecciones utilizando este modelo en las futuras evaluaciones de stock. Además, el Grupo ampliará las simulaciones de circuito cerrado para el desempeño del MP.

11. Otros asuntos

En el SCRS/2022/121 se realizaron simulaciones preliminares de circuito cerrado para el stock de pez espada del sur. El análisis utilizó la prioridad sobre la inclinación del SCRS/2022/120 como parámetros personalizados para la inclinación, la mortalidad natural y los parámetros de crecimiento de von Bertalanffy. A continuación, utilizó el modelo de condicionamiento rápido de openMSE para ajustar un modelo de flota única a los datos de captura y CPUE del stock del sur para generar un OM para el stock de pez espada del sur. El análisis mostró que había una serie de procedimientos de ordenación candidatos que podrían considerarse aceptables para su uso, pero que estos dependerían en gran medida de los objetivos de ordenación.

El Grupo debatió la presentación. Debatieron sobre la mejor manera de captar la distribución de la inclinación en los OM, ya que una distribución de inclinación hacia la izquierda podría hacer que algunas combinaciones de inclinación fueran poco probables. Aunque una forma parsimoniosa de captar la inclinación en los OM sería utilizar una distribución previa como el documento SCRS/2022/120, hacerlo requiere que haya una estimación fiable de la supervivencia de las larvas, que a menudo es difícil de obtener.

12. Adopción del informe y clausura

El informe fue adoptado por el Grupo y la reunión fue clausurada.

Referencias

- Anonymous. 2014. Report of the 2013 ICCAT Swordfish Stock Assessment meeting. Olhão, Portugal, September 2-10, 2013. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 70(4): 1484-1678.
- Anonymous. 2017. Report of the 2017 ICCAT Swordfish Stock Assessment Meeting. Madrid, Spain 3-7 July 2017. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 74(3): 729-840.
- Anonymous. 2022a. Report of the 2022 ICCAT Swordfish Data Preparatory Meeting, Online, March 21 to 1 April 2022. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 79(2):1-133.
- Anonymous. 2022b. (In press) Report of the 2022 ICCAT Swordfish Stock Assessment meeting. Madrid, Spain 3-7 July 2017. Document SCRS/2022/012.
- Arocha, F., and Lee, D.W. 1996. Maturity at size, reproductive seasonality, spawning frequency, fecundity and sex ratio in swordfish from the Northwest Atlantic. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 45(2): 350-357.
- Arocha, F., Moreno, C., Beerkircher, L., Lee, D. W., & Marcano, L. 2003. Update on growth estimates for swordfish, *Xiphias gladius*, in the northwestern Atlantic. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 55(4), 1416-1429.
- Coelho R. and Muñoz-Lechuga, R. 2019. Hooking mortality of swordfish in pelagic longlines: Comments on the efficiency of 18 minimum retention sizes. Reviews in Fish Biology and Fisheries 29: 453-463.
- Deroba, J.J., and Miller, T.J. 2016. Correct in theory but wrong in practice: Bias caused by using a lognormal distribution to penalize annual recruitments in fish stock assessment models. Fish. Res. 176: 86–93. Elsevier B.V. doi:10.1016/j.fishres.2015.12.002.
- Francis, R.C., 2011. Data weighting in statistical fisheries stock assessment models. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences, 68(6), pp.1124-1138.
- Garcia, A., Tserpes, G., and Santos, M.N. 2017. Validation of annulus formation and growth estimation of South Atlantic swordfish. J. Mar. Biol. Assoc. United Kingdom 97(7): 1511–1518. doi:10.1017/S0025315416000862.
- García-Cortés, B., Mejuto, J., de la Serna, J.M. and A. Ramos-Cartelle. 2010. A summary on the activity of the Spanish surface longline fleet catching swordfish (*Xiphias gladius*) during the years 2006-2007. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 65(1): 135-146.
- ICES 2019. Ninth Workshop on the Development of Quantitative Assessment Methodologies based on LIFE-history traits, exploitation characteristics, and other relevant parameters for data-limited stocks (WKLIFE IX). ICES Scientific Reports 1 (77): 131 pp. <https://doi.org/10.17895/ices.pub.5550>
- Kai, M., and Yokawa, K. 2014. CPUE Standardization of South Atlantic Swordfish Caught by Japanese Longliners in 1975-2007. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT 70(4): 1837–1842.
- Magnusson, A., and Hilborn, R. 2007. What makes fisheries data informative? Fish Fish. 8(4): 337–358. doi:10.1111/j.1467-2979.2007.00258.x.
- Martell, S., and Froese, R. 2013. A simple method for estimating MSY from catch and resilience. Fish Fish. 14(4): 504–514. doi:10.1111/j.1467-2979.2012.00485.x.
- J. Mejuto, J. Ortiz de Urbina, A. Ramos-Cartelle, B. García-Cortés. 2011. Equivalence in efficiency per hook between the traditional multifilament and monofilament surface longline styles used by the Spanish fleet targeting swordfish (*Xiphias gladius*) in the southeast Pacific*. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 66(4): 1541-1553 (2011)
- Lauretta M., Kimoto A., Hanke A., Rouyer T., Ortiz M., and Walter J. 2020. Western Atlantic bluefin tuna virtual population analysis base model diagnostics and results. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 77(2): 578-605.

- McAllister, A. 2014. A Generalized Bayesian Surplus Production Stock Assessment Software (Bsp2): Application to Atlantic Swordfish. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT 70(4): 1725–1757.
- Mejuto, J., and Serna, J.M. De. 2008. Activity of the Spanish Surface Longline Fleet Catching Swordfish (*Xiphias gladius*) in the Atlantic Ocean in 2005. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT 61(4): 1088–1096.
- Methot and Wetzel, 2013 Methot Jr, R. D. and Wetzel, C. R. 2013. Stock synthesis: a biological and statistical framework for fish stock assessment and fishery management. Fisheries Research, 142, 86-99.
- Pan, B., Zhu, J., Lin, Q., Geng, Z., Wu, F. and Zhang, Y., 2022. Study on the catch, bycatch and discard of Chinese pelagic longline fisheries in the Atlantic Ocean. Aquaculture and Fisheries.
- Pedersen M., and Berg C. W. 2017. A stochastic surplus production model in continuous time. Fish and Fisheries 18 (2): 226-243. <https://doi.org/10.1111/faf.12174>.
- Prager, M. H. User's Guide for ASPIC Suite, version 7. 2016 A Stock-Production Model Incorporating Covariates and auxiliary programs. Prager Consulting, Portland, Oregon USA
- Quelle, P., González, F., Ruiz, M., Valeiras, X., Gutierrez, O., Rodriguez-Marin, E., Mejuto, J. 2014 An approach to age and growth of south Atlantic swordfish (*Xiphias gladius*) stock. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 70(4): 1927-1944
- Sharma R., and Arocha F. 2017. Resiliency for North Atlantic swordfish using life history parameters. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 74(3): 1306-1321.
- Winker, H., Carvalho, F., and Kapur, M. 2018. JABBA: Just Another Bayesian Biomass Assessment. Fish. Res. 204(August): 275–288. Elsevier. doi:10.1016/j.fishres.2018.03.010.
- Winker H., Carvalho F., Parker D. and Kerwath S. 2017. JABBA: Just Another Bayesian Biomass Assessment for South Atlantic swordfish. SCRS/P/2017/027
- Winker, H., Carvalho, F., Thorson, J.T., Kell, L.T., Parker, D., Kapur, M., Sharma, R., Booth, A.J., and Kerwath, S.E. 2020. JABBA-Select: Incorporating life history and fisheries' selectivity into surplus production models. Fish. Res. 222: 105355. article, Elsevier B.V. doi:10.1016/j.fishres.2019.105355.

TABLAS

Tabla 1. Estructura de la flota del modelo Stock Synthesis del pez espada del norte.

Tabla 2. Estructura de la flota del modelo Stock Synthesis del pez espada del sur.

Tabla 3. Factores del modelo y sus perfiles de desviación para el componente de valor de tasa de captura positiva y el componente positivo de proporción del modelo delta-lognormal. Las filas resaltadas señalan los factores que explican una proporción relativamente elevada de la desviación total; es decir, aproximadamente el 5 %.

Tabla 4. Estadísticas resumidas del ajuste respecto a cambios graduales en la evaluación del pez espada del Atlántico norte en Stock Synthesis, incluida una actualización del vector de madurez desde el modelo inicial a Sharma y Arocha, (2017; *Maturity*), una inclinación fijada en 0,75 (*Mat_h*), y datos de descartes explícitamente ajustados en la función objetivo (*Mat_h_dis*).

Tabla 5. Escenarios de configuración de modelo JABBA evaluados para el stock del Atlántico norte.

Tabla 6. Índices de abundancia utilizados en la evaluación del stock para el Atlántico norte en 2022.

Tabla 7. Parámetros del ciclo vital utilizados para estimar distribuciones previas de r y mediana del parámetro de forma con los valores B_{RMS}/K correspondientes para la evaluación JABBA del pez espada del Atlántico norte. Las distribuciones previas se generan mediante un modelo de equilibrio estructurado por edad (ASEM).

Tabla 8. Resumen de diagnósticos del modelo para el caso base del modelo Stock Synthesis para el pez espada del Atlántico norte.

Tabla 9. Comparación de las estimaciones de ASPIC y niveles de referencia de los ensayos de continuidad para el stock del pez espada del norte actualizando las series de captura (1950 – 2020) y utilizando el índice de biomasa combinado de 2017 (*Cont1*), o actualizando las series de captura y utilizando el índice de biomasa combinado de 2022 (SCRS/2022/119) (*Continuity*). Estos ensayos asumieron una función de producción excedente logística y fijaron $B1/K$ a 0,85, las mismas especificaciones del caso base de ASPIC para la evaluación de 2017.

Tabla 10. Prueba de diagnóstico *jackknife* de ASPIC de pez espada del norte en índices de abundancia para el Grupo 1 y 2A. Parámetro estimado y niveles de referencia derivados. Las celdas resaltadas en amarillo indicaban ensayos con soluciones que tocan las condiciones límite y deben considerarse con cautela.

Tabla 11. Resumen de los cuantiles posteriores presentados en forma de medianas de la distribución posterior marginal y asociadas a los intervalos de credibilidad del 95 % (5 % LCI y 95 % UCI) de los parámetros para el caso de referencia del modelo JABBA para el pez espada del Atlántico norte.

Tabla 12. Niveles de referencia derivados y parámetros estimados de ASPIC de pez espada del norte a partir de los ensayos de los nueve índices (*All index*), grupo 1, 2 y 2A de índices de abundancia individuales comparados con el caso base de evaluación de stock de 2017.

Tabla 13. Niveles de referencia derivados y parámetros estimados de ASPIC de pez espada del norte a partir del caso base de evaluación de stock de 2017 y los ensayos de modelos de 2022 con el parámetro estimado de $B1/K$ e índice combinado (*Cont B1/K*), la estimación MLE y parámetro $B1/K$ (*Cont MLE*) fijado en 0,85.

Tabla 14. Matrices de estrategia de Kobe 2 para el caso de referencia de JABBA. Parte superior: probabilidad de que no haya sobrepesca ($F \leq F_{RMS}$); parte media: probabilidad de que el stock no esté sobrepescado ($B \geq B_{RMS}$); y parte inferior: probabilidad conjunta de estar en el cuadrante verde del diagrama de Kobe (es decir, $F \leq F_{RMS}$ y $B \geq B_{RMS}$).

Tabla 15. Estimaciones de nivel de referencia por Stock Synthesis, ASPIC y JABBA.

Tabla 16. Resumen de los valores anteriores y distribuciones asociadas, utilizados en el caso de referencia del modelo JABBA para el pez espada del Atlántico sur.

Tabla 17. Parámetros del ciclo vital utilizados para estimar distribuciones previas de r y la mediana del parámetro de forma con los valores B_{RMS}/K correspondientes para S2 (modelo de crecimiento de García *et al.*) de la evaluación del pez espada del Atlántico sur. Las distribuciones previas se generan mediante un modelo de equilibrio estructurado por edad (ASEM).

Tabla 18. Parámetros del ciclo vital utilizados para estimar distribuciones previas de r y la mediana del parámetro de forma con los valores B_{RMS}/K correspondientes para S3 (modelo de crecimiento de Quelle *et al.*) de la evaluación del pez espada del Atlántico sur. Las distribuciones previas se generan mediante un modelo de equilibrio estructurado por edad (ASEM).

Tabla 19. Resultados para las distribuciones previas de r y mediana del parámetro de forma con los valores B_{RMS}/K correspondientes generadas mediante un modelo de equilibrio estructurado por edad (ASEM).

Tabla 20. Índices de abundancia utilizados en la evaluación del stock del Atlántico sur en 2022.

Tabla 21. Parámetros del ciclo vital para los modelos SS3 del pez espada del Atlántico sur.

Tabla 22. Resumen de los cuantiles posteriores presentados en forma de medianas de la distribución posterior marginal y asociadas a los intervalos de credibilidad del 95 % (5 % LCI y 95 % UCI) de los parámetros para el caso de referencia del modelo JABBA para el pez espada del Atlántico sur. σ_{proc} es el error del proceso, m es el parámetro de forma de Pella-Tomlinson, F_{RMS} es la tasa de mortalidad por pesca que produce el Rendimiento Máximo Sostenible (RMS), B_{RMS} es la biomasa en RMS y K es la biomasa no explotada.

Tabla 23. Resúmenes de los parámetros y niveles de referencia con las desviaciones estándar para los modelos SS3 del pez espada del Atlántico sur.

Tabla 24. Proyección estimada de la probabilidad (%) de merma del stock ($B < 10\%$ de B_{RMS}) para el caso de referencia del modelo para el pez espada del Atlántico sur. Se realizaron proyecciones estocásticas durante el periodo 2023-2033 con un rango de TAC fijos (6.000 – 15.000 t), incluido un escenario de capturas cero.

Tabla 25. Proyección estimada de la probabilidad (%) del caso de referencia del modelo para el pez espada del Atlántico sur. Se ofrecen proyecciones de probabilidad para $F \leq F_{RMS}$ (parte superior); $B \geq B_{RMS}$ (parte media); $F < F_{RMS}$ y $B > B_{RMS}$ (parte inferior). Se realizaron proyecciones estocásticas durante el periodo 2023-2033 con un rango de TAC fijos (6.000 – 15.000 t), incluido un escenario de captura cero. 9.826 toneladas es la media de los últimos tres años, considerada como la captura actual.

FIGURAS

Figura 1. Tendencia de modelo estandarizado para el índice combinado de 2022. La línea discontinua representa los límites de confianza del 95 % de las estimaciones del modelo.

Figura 2. Modelo estandarizado de 2022 ilustrado con ejercicios de estandarización anteriores. Los límites de confianza de los modelos de 2017 y 2022 se representan como líneas discontinuas.

Figura 3. Observaciones de entrada de frecuencia de datos del índice estandarizado de 2022 por factor usado en el modelo: trimestre, zona y nombre del pabellón.

Figura 4. Distribución espacial del esfuerzo de pesca (Tarea 2 CE) de la CPUE de entrada para el índice combinado del pez espada del norte. El tamaño del marcador es proporcional a la suma del esfuerzo de pesca (número de anzuelos) en cada celda de 5x5. El color y la forma del marcador se corresponden con las zonas geográficas consideradas en el modelo de estandarización (véase SCRS/2022/115 para más detalles).

Figura 5. Distribución (CPUE) logarítmica nominal por año. Índice de biomasa combinado de entrada de pez espada del norte de 2022.

Figura 6. Crecimiento específico del sexo asumido para la evaluación del stock de pez espada del Atlántico norte realizada mediante Stock Synthesis.

Figura 7. Estimaciones del modelo de selectividad para cada flota en la evaluación del stock de pez espada del Atlántico norte mediante Stock Synthesis. Las líneas azules ilustran la selectividad anterior a la reglamentación sobre talla mínima implementada en 1992 y las líneas naranjas ilustran la selectividad después de ese periodo.

Figura 8. Observaciones directas de mortalidad en la virada para el pez espada de las flotas de palangre de EE. UU. y Canadá, que se estimaron a partir de los datos de los observadores, y de las flotas de palangre de Taipei Chino y de UE-Portugal tomadas de estudios anteriores (Coelho y Muñoz-Lechuga, 2019; Pan *et al.*, 2022) para el modelo inicial de Stock Synthesis para el stock de pez espada del Atlántico norte. La línea negra ilustra la media global en todos los valores.

Figura 9. Comparación de RMSE de los modelos con índice del palangre de UE-España específico de la edad (izquierda) y agregado por edad (derecha).

Figura 10. Resultado de las pruebas de ensayo del modelo con ajuste con un índice combinado en el modelo SS3 (SCRS/2022/124).

Figura 11. Dos vectores de madurez distintos utilizados en el modelo Stock Synthesis: especificación inicial (izquierda) y vector de Sharma y Arocha (2017).

Figura 12. Descartes comunicados de la flota palangrera de Japón (círculos negros) e incertidumbre asociada (barras de error de CV) asignados en el modelo Stock Synthesis del pez espada en el Atlántico norte. Los descartes estimados se representan en azul discontinuo.

Figura 13. Datos de descartes comunicados por EE. UU. y Canadá (círculos negros) con barras de error (CV) y descartes estimados (azul discontinuo). El panel izquierdo representa un modelo en el que los descartes se estimaron libremente para todas las flotas en el modelo SS3 (no ajustados en la función objetivo) y el panel derecho representa un modelo en el que los datos de descartes comunicados únicamente por las flotas de palangre de EE. UU. (fila superior) y Canadá (fila inferior) se ajustaron a la función objetivo pero se estimaron libremente en las demás flotas.

Figura 14. Índices de abundancia del pez espada del norte disponibles para los modelos de producción excedente. Los índices representados se escalan a la media de cada índice con fines comparativos.

Figura 15. Análisis de correlación realizado en los nueve índices de abundancia disponibles para el stock de pez espada del norte. En la tabla superior aparecen los valores de correlación por pares. La matriz diagonal inferior muestra los puntos de correlación reales y la relación lineal prevista, mientras que los colores sombreados de la matriz diagonal superior muestran el valor de correlación con los valores negativos en rojo y los valores positivos en azul.

Figura 16. Raíz de error cuadrático medio para ajustes a los índices (izquierda) y composiciones por tallas (derecha) para la evaluación del stock de referencia del pez espada del Atlántico norte mediante Stock Synthesis.

Figura 17. Pruebas de ensayos para ajustes a los índices para la evaluación del stock de referencia del pez espada del Atlántico norte mediante Stock Synthesis. No se utilizaron SPN_1 ni Combined_CPUE en el modelo SS3.

Figura 18. Resultados de la validación cruzada de la simulación retrospectiva (HCxval) para tres ajustes a la captura por unidad de esfuerzo (CPUE) del modelo SS3 del pez espada del Atlántico norte, que muestran los valores observados (puntos grandes conectados con línea discontinua), ajustados (líneas continuas) y de previsión a un año vista (puntos terminales pequeños). HCxval se realizó con un modelo de referencia (Ref) y cinco ensayos del modelo de simulación retrospectiva (líneas continuas) con respecto a la captura por unidad de esfuerzo (CPUE) prevista. Las observaciones utilizadas para la validación cruzada se resaltan como círculos sólidos con código de colores con intervalos de confianza asociados del 95 % (sombreado

gris claro). El año de referencia del modelo se refiere a los puntos finales de cada previsión a un año vista y a la observación correspondiente (es decir, el año de eliminación + 1). La puntuación del error medio absoluto escalado (MASE) asociado con cada serie temporal de CPUE se indica en cada panel. No se utilizó la CPUE de SPN_1 en el modelo final.

Figura 19. Análisis retrospectivo de las estimaciones de la biomasa del stock reproductor (SSB) para los modelos SS3 del pez espada del Atlántico norte realizadas mediante el reajuste del modelo de referencia (Ref) tras eliminar cinco años de observaciones, un año cada vez de forma secuencial. La estadística rho de Mohn y los valores “rho retrospectivos” correspondientes (entre corchetes) se visualizan en la parte superior de los paneles. Las previsiones a un año vista que se indican mediante líneas discontinuas con código de colores y puntos terminales se muestran para cada modelo. Las zonas sombreadas en gris representan los intervalos de confianza del 95 % del modelo de referencia.

Figura 20. Diagramas MCMC para el caso de referencia del modelo JABBA para el pez espada del Atlántico norte.

Figura 21. Pruebas de ensayos para evaluar la aleatoriedad de la serie temporal de valores residuales de CPUE para el caso de referencia del modelo para la evaluación JABBA del pez espada del Atlántico norte. Un panel verde indicaría que no hay evidencias de falta de aleatoriedad de los valores residuales de la serie temporal ($p > 0,05$), mientras que un panel rojo, como se muestra aquí, indica una posible autocorrelación. La zona sombreada interior muestra tres errores estándar de la media global y los círculos rojos identifican un año específico con valores residuales superiores a este valor umbral (norma de 3 sigmas).

Figura 22. Diagramas de diagnóstico de valores residuales de los índices de CPUE para el caso de referencia del modelo JABBA para el pez espada del Atlántico norte. Las líneas indican los valores residuales del índice combinado de cualquier año determinado, y las líneas negras continuas indican un alisado Loess.

Figura 23. Desviaciones de error de proceso (mediana: línea continua) del caso de referencia del modelo para la evaluación JABBA del pez espada del Atlántico norte. La zona sombreada en gris indica intervalos de credibilidad del 95 %.

Figura 24. Análisis retrospectivo realizado al caso de referencia del modelo de la evaluación del pez espada del Atlántico norte, eliminando un año cada vez de forma secuencial ($n=5$) y prediciendo las tendencias en la biomasa y la mortalidad por pesca (paneles superiores), la biomasa relativa a B_{RMS} (B/B_{RMS}) y la mortalidad por pesca relativa a F_{RMS} (F/F_{RMS}) (paneles medios) y la biomasa relativa a K (B/K) y la curva de producción excedente (paneles inferiores).

Figura 25. Distribución previa y posterior de varios parámetros del modelo y de ordenación para el caso de referencia del modelo para la evaluación JABBA del pez espada del Atlántico norte. PPRM: Ratio de la distribución posterior y de la distribución previa de las medias; PPRV: Ratio de la distribución posterior y de la distribución previa de las varianzas.

Figura 26. Comparación de las trayectorias de tendencias de biomasa y mortalidad por pesca del caso base ASPIC de 2017 (2017 SA) y del caso de continuidad (2022 SA) al actualizar únicamente las series de captura (2016-2020) con el índice de biomasa combinado de 2017.

Figura 27. Comparación de las trayectorias de tendencias de biomasa y mortalidad por pesca del caso base ASPIC de 2017 (2017 SA) y del caso de continuidad (2022 SA) al actualizar ambas series de captura (2016-2020) con el índice de biomasa combinado de 2022.

Figura 28. Ensayo de continuidad de ASPIC con el índice combinado de 2022 y las series de captura 1950-2020. El diagrama superior muestra los valores de ajuste a la serie del índice (pr) y los valores observados del índice (ob), y el diagrama inferior muestra las tendencias de la biomasa y la mortalidad por pesca relativas estimadas por el modelo.

Figura 29. Ensayo de continuidad de ASPIC: diagrama de diagnóstico. Ensayos retrospectivos de cinco años de los valores relativos de la biomasa o la mortalidad por pesca (fila superior) y absolutos (fila inferior).

Figura 30. Ensayo de índices del grupo 1 de ASPIC: el diagrama izquierdo muestra el ajuste a los índices de abundancia y el diagrama derecho las tendencias de biomasa y mortalidad por pesca relativas.

Figura 31. Ensayo de índices del grupo 1 de ASPIC: ensayo de diagnóstico retrospectivo de cinco años para las tendencias de mortalidad por pesca y biomasa absolutas (columna izquierda) y relativas (columna derecha).

Figura 32. Análisis de desfase de un año en los índices de abundancia de pez espada del norte. Los índices se han escalado a su mediana, los valores elevados (+, -) indican una gran variación de la biomasa relativa del stock en un año.

Figura 33. Ensayo de índices del grupo 2A de ASPIC: el diagrama izquierdo muestra el ajuste a los índices de abundancia y el diagrama derecho las tendencias de biomasa y mortalidad por pesca relativas.

Figura 34. Ensayo de índices del grupo 2A de ASPIC: ensayo de diagnóstico retrospectivo de cinco años para las tendencias de mortalidad por pesca y biomasa absolutas (columna izquierda) y relativas (columna derecha).

Figura 35. La prueba de diagnóstico *jackknife* de ASPIC se realizó en los índices de abundancia del Grupo 1 (Grp1, columna izquierda) y del Grupo 2A (Grp2A, columna derecha). Se muestran las tendencias relativas de pesca (fila superior) y biomasa (fila inferior), cada línea representa los resultados del ensayo cuando se excluye el índice que se indica en la leyenda.

Figura 36. Ajuste de ASPIC al índice de biomasa combinado de 2022 y ensayo de estimación del parámetro B1/K: el diagrama izquierdo muestra el ajuste al índice combinado de abundancia y el diagrama derecho las tendencias de biomasa y mortalidad por pesca relativas.

Figura 37. Ajuste de ASPIC al índice de biomasa combinado de 2022 y ensayo de estimación de parámetro B1/K: ensayo de diagnóstico retrospectivo de cinco años para las tendencias de mortalidad por pesca y biomasa relativas (fila superior) y absolutas (fila inferior).

Figura 38. Ajuste de ASPIC al índice de biomasa combinado de 2022 con ensayo de estimación de MLE: el diagrama izquierdo muestra el ajuste al índice combinado de abundancia y el diagrama derecho las tendencias de biomasa y mortalidad por pesca relativas.

Figura 39. Ajuste de ASPIC al índice de biomasa combinado de 2022 con ensayo de estimación de MLE: ensayo de diagnóstico retrospectivo de cinco años para las tendencias de mortalidad por pesca y biomasa relativas (fila superior) y absolutas (fila inferior).

Figura 40. Trayectorias del estado del stock (B/B_{RMS} y F/F_{RMS}) para la evaluación de stock actualizada SS3 para el pez espada del Atlántico norte.

Figura 41. Biomasa y mortalidad por pesca (paneles superiores), biomasa relativa a B_{RMS} (B/B_{RMS}) y mortalidad por pesca relativa a F_{RMS} (F/F_{RMS}) (paneles medios) y biomasa relativa a K (B/K) y curva de producción excedente (paneles inferiores) para el caso de referencia del modelo JABBA para el pez espada del Atlántico norte.

Figura 42. Diagrama de fase de Kobe de JABBA para el caso de referencia que muestra las trayectorias de las capturas en relación con B_{RMS} y RMS para el pez espada del Atlántico norte.

Figura 43. Diagrama de Kobe que muestra las trayectorias estimadas (1950-2020) de B/B_{RMS} y F/F_{RMS} para el caso de referencia del modelo JABBA para la evaluación del pez espada del Atlántico norte. La probabilidad de que los puntos del año terminal recaigan dentro de cada cuadrante se indica en el diagrama de tarta.

Figura 44. Proyecciones para B/B_{RMS} y F/F_{RMS} basadas en el caso de referencia del modelo JABBA para el pez espada del Atlántico norte para varios niveles de captura futura que oscilan entre 9.000 y 16.000 t, incluido un escenario de capturas cero. La captura inicial para los años 2021-2022 se fijó en 10.476 t, que es la captura del último año (2020) disponible en los datos de capturas. Las proyecciones se realizaron hasta 2033. Las líneas discontinuas representan B_{RMS} y F_{RMS} .

Figura 45. Trayectorias de B/B_{RMS} (panel superior) y F/F_{RMS} (panel inferior) utilizando Stock Synthesis (azul), ASPIC (rojo) y JABBA (verde).

Figura 46. Capturas (t) por flota para el pez espada del Atlántico sur.

Figura 47. Índices de CPUE estandarizados utilizados en el caso de referencia del modelo para el pez espada del Atlántico sur. Los índices que se dividieron (JPN, EU-SPN y CTP) se muestran en la parte superior y el resto (BRA, URU y ZAF) se muestran en la parte inferior.

Figura 48. Se propuso un ensayo adicional ponderando todos los índices con su coeficiente de varianza para tener en cuenta las incertidumbres recientes.

Figura 49. Capturas y esfuerzo nominales por las flotas palangreras de Japón en el Atlántico norte (parte superior) y sur (parte inferior).

Figura 50. Resumen de datos disponibles por año para el pez espada del sur para el modelo SS.

Figura 51. Diagramas de diagnóstico de residuos de los índices de CPUE para el caso de referencia del modelo JABBA para el pez espada del Atlántico sur. Los diagramas de caja indican la mediana y los cuantiles de todos los residuos disponibles para cualquier año determinado y las líneas negras continuas indican un alisado Loess en todos los residuos.

Figura 52. Pruebas de ensayos para evaluar la aleatoriedad de la serie temporal de residuos de CPUE por flota para el caso de referencia del modelo para la evaluación JABBA del pez espada del Atlántico sur. Los paneles verdes indican que no hay evidencias de falta de aleatoriedad de los residuos de la serie temporal ($p > 0,05$) mientras que los paneles rojos indican una posible autocorrelación. La zona sombreada interior muestra tres errores estándar de la media global y los círculos rojos identifican un año específico con residuos superiores a este valor umbral (norma de 3 sigmas).

Figura 53. Análisis del índice *jackknife* realizado al caso de referencia del modelo JABBA de la evaluación del pez espada del Atlántico sur, eliminando una flota de CPUE cada vez y prediciendo las tendencias en la biomasa y la mortalidad por pesca (paneles superiores), la biomasa relativa a B_{RMS} (B/B_{RMS}) y la mortalidad por pesca relativa a F_{RMS} (F/F_{RMS}) (paneles medios) y la biomasa relativa a K (B/K) y la curva de producción excedente (paneles inferiores).

Figura 54. Desviaciones de error de proceso (mediana: línea continua) del caso de referencia del modelo para la evaluación JABBA del pez espada del Atlántico sur. La zona sombreada en gris indica intervalos de credibilidad del 95 %.

Figura 55. Análisis retrospectivo realizado al caso de referencia del modelo de la evaluación del pez espada del Atlántico sur, eliminando un año cada vez de forma secuencial ($n=5$) y prediciendo las tendencias en la biomasa y la mortalidad por pesca (paneles superiores), la biomasa relativa a B_{RMS} (B/B_{RMS}) y la mortalidad por pesca relativa a F_{RMS} (F/F_{RMS}) (paneles medios) y la biomasa relativa a K (B/K) y la curva de producción excedente (paneles inferiores).

Figura 56. Distribución previa y posterior de varios parámetros del modelo y de ordenación para el caso de referencia del modelo para la evaluación JABBA del pez espada del Atlántico sur. PPRM: Ratio de la distribución posterior y de la distribución previa de las medias; PPRV: Ratio de la distribución posterior y de la distribución previa de las varianzas.

Figura 57. Diagrama de residuos conjuntos para los ajustes de los índices y los perfiles de verosimilitud para R0 para los modelos SS3 del pez espada del Atlántico sur. Paneles superiores ("Sel_Asym_model"); Paneles inferiores ("Sel_DN_model").

Figura 58. Ajustes de CPUE para cada flota para los modelos SS3 del pez espada del Atlántico sur. Paneles izquierdos ("Sel_Asym_model"); Paneles derechos ("Sel_DN_model").

Figura 59. Pruebas de ensayos para evaluar cuantitativamente la aleatoriedad de la serie temporal de los residuos de CPUE por flota para los modelos SS3. Los paneles verdes indican que no hay evidencias de la falta de aleatoriedad de los residuos de la serie temporal ($p>0,05$) mientras que los paneles rojos indican lo contrario. La zona sombreada interior muestra tres errores estándar de la media global y los círculos rojos identifican un año específico con residuos superiores a este valor umbral (norma de 3 sigmas). Paneles superiores (“Sel_Asym_model”); Paneles inferiores (“Sel_DN_model”).

Figura 60. Análisis retrospectivo para el modelo SS3 del pez espada del Atlántico sur (“Sel_Asym_model” – paneles superiores y “Sel_DN_model” – paneles inferiores), eliminando un año cada vez de forma secuencial ($n=8$) y prediciendo las tendencias de la biomasa y la mortalidad por pesca relativa.

Figura 61. Resultados de validación cruzada de la simulación retrospectiva para los dos modelos SS3 para el pez espada del Atlántico sur (“Sel_Asym_model” – paneles superiores y “Sel_DN_model” – paneles inferiores), que muestran las previsiones de los valores de CPUE con un año de antelación (2013-2020), realizadas con ocho ensayos del modelo de simulación retrospectiva con respecto a la CPUE prevista. Las observaciones de CPUE, usadas para la validación cruzada, están resaltadas como círculos sólidos con código de colores con el intervalo de confianza asociado del 95 % sombreado en gris claro. El año de referencia del modelo se refiere a los puntos finales de cada previsión a un año vista y a la observación correspondiente (es decir, el año de eliminación + 1).

Figura 62. Ajustes del modelo a las composiciones por talla agregadas para cada flota (paneles superiores a la izquierda), diagrama de residuos conjuntos para los ajustes de la composición por tallas (panel superior a la derecha) y pruebas de ensayos de los ajustes de la composición por tallas (paneles inferiores) para SS3 del pez espada del Atlántico sur (“Sel_Asym_model”). Los paneles verdes indican que no hay evidencias de la falta de aleatoriedad de los residuos de la serie temporal ($p>0,05$) mientras que los paneles rojos indican lo contrario. La zona sombreada interior muestra tres errores estándar de la media global y los círculos rojos identifican un año específico con residuos superiores a este valor umbral (norma de 3 sigmas).

Figura 63. Ajustes del modelo a las composiciones por talla agregadas para cada flota (paneles superiores a la izquierda), diagrama de residuos conjuntos para los ajustes de la composición por tallas (panel superior a la derecha) y pruebas de ensayos de los ajustes de la composición por tallas (paneles inferiores) para SS3 del pez espada del Atlántico sur (“Sel_DN_model”). Los paneles verdes indican que no hay evidencias de la falta de aleatoriedad de los residuos de la serie temporal ($p>0,05$) mientras que los paneles rojos indican lo contrario. La zona sombreada interior muestra tres errores estándar de la media global y los círculos rojos identifican un año específico con residuos superiores a este valor umbral (norma de 3 sigmas).

Figura 64. Formas de selectividades por talla para el modelo “Sel_Asym_model” (panel superior) y modelo alternativo (“Sel_DN_model”; panel inferior).

Figura 65. Comparaciones de B/B_{RMS} y F/F_{RMS} estimadas en los modelos de evaluación del stock de 2013, 2017 y 2022 (S1 – S3, no se incluyen modelos SS) para el stock de pez espada del Atlántico sur.

Figura 66. Biomasa y mortalidad por pesca (paneles superiores), biomasa relativa a B_{RMS} (B/B_{RMS}) y mortalidad por pesca relativa a F_{RMS} (F/F_{RMS}) (paneles medios) y biomasa relativa a K (B/K) y curva de producción excedente (paneles inferiores) para el caso de referencia del modelo JABBA para el pez espada del Atlántico sur.

Figura 67. Diagrama de fase de Kobe de JABBA para el caso de referencia que muestra las trayectorias de las capturas en relación con B_{RMS} y RMS para el pez espada del Atlántico sur.

Figura 68. Tendencias en biomasa reproductora relativa a SSB_{RMS} (SSB/SSB_{RMS}) y mortalidad por pesca relativa a F_{RMS} (F/F_{RMS}), y desviaciones de reclutamiento estimadas anualmente de los modelos SS3 del pez espada del Atlántico sur.

Figura 69. Curva de rendimiento por niveles de merma de la biomasa reproductora para los dos modelos SS3 para el pez espada del Atlántico sur.

Figura 70. Comparación de la biomasa relativa a B_{RMS} (B/B_{RMS}) para el caso de referencia del modelo SS3 para el pez espada del Atlántico norte en 2022 (base v2h88) y los casos de referencia de 2013 y 2017.

Figura 71. Comparación de la mortalidad por pesca relativa a F_{RMS} (F/F_{RMS}) para el caso de referencia del modelo SS3 para el pez espada del Atlántico norte en 2022 (base v2h88) y los casos de referencia de 2013 y 2017.

Figura 72. Comparaciones de B/B_{RMS} y F/F_{RMS} entre el caso de referencia de JABBA y dos ensayos de Stock Synthesis para el stock de pez espada del Atlántico sur.

Figura 73. Tendencias de evaluación de stock de 2022 (B/B_{RMS} y F/F_{RMS}) para el caso de referencia del modelo JABBA para el pez espada del Atlántico sur.

Figura 74. Diagrama de Kobe que muestra las trayectorias estimadas (1950-2020) de B/B_{RMS} y F/F_{RMS} para el caso de referencia del modelo JABBA para la evaluación del pez espada del Atlántico sur. La probabilidad de que los puntos del año terminal recaigan dentro de cada cuadrante se indica en el diagrama de tarta.

Figura 75. Comparación de las desviaciones de error de proceso del caso de referencia del modelo JABBA (izquierda) y desviaciones de error de proceso proyectadas resultantes de la configuración de proyección de AR1 de JABBA (derecha). Las líneas verticales discontinuas representan un periodo de 10 años en cada figura.

Figura 76. Proyecciones para B/B_{RMS} y F/F_{RMS} basadas en el caso de referencia del modelo JABBA para el pez espada del Atlántico sur para varios niveles de captura futura que oscilan entre 6.000 y 15.000 t, incluido un escenario de capturas cero. La captura inicial para los años 2021-2022 se fijó en la media de la captura comunicada de los últimos tres años (2018-2020): 9.826 t. Las proyecciones se realizaron hasta 2033. La línea discontinua indica B_{RMS} .

Figura 77. Distribuciones del histograma de proyecciones estocásticas para F/F_{RMS} (superior) y B/B_{RMS} (inferior) basadas en el caso de referencia del modelo JABBA para el pez espada del Atlántico sur para varios niveles de captura futura que oscilan entre 8.000 y 13.00 t. Las proyecciones se realizan hasta 2033 en plazos variables (2023-2028; 2030; 2033).

APÉNDICES

Apéndice 1. Orden del día

Apéndice 2. Lista de participantes

Apéndice 3. Lista de documentos y presentaciones.

Apéndice 4. Resúmenes de documentos y presentaciones SCRS tal y como fueron presentadas por los autores.

Table 1. Fleet structure for the N-SWO stock synthesis model.

North Atlantic swordfish

FL	Fishery ID	Description	Time	Catch/Size (FlagName*)	Catch/Size (GearGrpCode*)	CPUE	CPUE: Retained/Discards	Size: Retained/Discards
1	SPNLL	EU-Spain LL (longline)	1950-2020	EU-España	LL	1982-2019 by age	Retained	Retained
2	USALL	USA LL	1950-2020	USA	LL	1993-2020	Both	Both
3	CANLL	Canada LL	1950-2020	Canada	LL	1962-2020	Retained	Both
4	JPNLL1	Japan LL early	1950-1993	Japan	LL	1976-1993	Retained	Both
5	JPNLL2**	Japan LL late	1994-2020	Japan	LL	1994-2020 (no 2000-2005)	Retained	Both
6	PORLL	EU-Portugal LL	1950-2020	EU-Portugal	LL	1999-2020	Both	Both
7	CTPLL1	Chinese Taipei LL early	1950-1989	Chinese Taipei	LL	1968-1989	Retained	Both
8	CTPLL2	Chinese Taipei LL late	1990-2020	Chinese Taipei	LL	1997-2020	Retained	Both
9	MORLL	Morocco LL	1950-2020	Maroc	LL	2005-2020	Retained	Retained
10	Harpoon	Canada/USA Harpoon	1950-2020	Canada, USA	HP	-		
11	Others	LL by the other CPCs, and all other gears except HP	1950-2020	LL (except the flags listed above), and all other gears except HP	borrow USALL FL2	-		

*FlagName and GearGrpCode are in ICCAT database

**Time block is defined: 1994-2009, 2010-2020

Table 2. Fleet structure for the S-SWO stock synthesis model.

South Atlantic swordfish

FL	Fishery ID	Description	Time	Catch/Size (FlagName*)	Catch/Size (GearGrpCode*)	CPUE
1	SPNLL	EU-Spain LL	1950-2020	EU-Espana	LL	1989-2019
2	BRALL	Brazil LL	1950-2020	Brazil	LL	1994-2020
3	JPNLL1	Japan LL early	1950-1993	Japan	LL	1976-1993
4	JPNLL2	Japan LL late	1994-2020	Japan	LL	1994-2020
5	CTPLL1	Chinese Taipei LL early	1950-1990	Chinese Taipei	LL	1968-1990
6	CTPLL2	Chinese Taipei LL late	1991-2020	Chinese Taipei	LL	1997-2020
7	ZAFLL	South Africa LL	1950-2020	South Africa	LL	2004-2020
8	URYLL	Uruguay LL	1950-2013	Uruguay	LL	2001-2012
9	PORLL	Portugal LL	1950-2020	Portugal	LL	-
10	OthLL	LL by the other CPCs	1950-2020	all others	LL	-
11	Others	All others	1950-2020	all others	all	-

*FlagName and GearGrpCode in ICCAT database

Table 3. Model factors and their deviance profiles for the positive catch rate value component and the proportion positive component of the delta-lognormal model. Highlighted rows are for factors that explain a relatively high proportion of the total deviance i.e., approximately 5%.

Model factors positive catch rates values	d.f.	Residual deviance	Change in deviance	% of total deviance	p
1	0	67875.3			
Year	57	59072.9	8802.4	17.2%	< 0.001
Year Zone	13	52831.6	6241.3	12.2%	< 0.001
Year Zone Qtr	3	52456.8	374.7	0.7%	< 0.001
Year Zone Qtr FlagName	6	19399.0	33057.9	64.6%	< 0.001
Year Zone Qtr FlagName Year*Qtr	171	19111.4	287.5	0.6%	< 0.001
Year Zone Qtr FlagName Year*Qtr Zone*Qtr	39	19005.4	106.0	0.2%	< 0.001
Year Zone Qtr FlagName Year*Qtr Zone*Flagname	42	18019.7	1091.7	2.1%	< 0.001
Year Zone Qtr FlagName Year*Qtr Year*Zone	710	16729.0	2382.4	4.7%	< 0.001
Year Zone Qtr FlagName Year*Qtr Year*Flagname	205	16721.1	2390.3	4.7%	< 0.001

Model factors proportion positives	d.f.	Residual deviance	Change in deviance	% of total deviance	p
1	0	14245.7			
Year	57	12529.3	1716.4	20.8%	< 0.001
Year Qtr	3	12482.1	47.2	0.6%	< 0.001
Year Qtr Zone	13	11662.4	819.7	9.9%	< 0.001
Year Qtr Zone Flagname	6	7756.5	3905.8	47.4%	< 0.001
Year Qtr Zone Qtr*Zone	39	7645.2	111.4	1.4%	< 0.001
Year Qtr Zone Zone*Flagname	44	7213.4	543.1	6.6%	< 0.001
Year Qtr Zone Year*Zone	717	6196.6	1560.0	18.9%	< 0.001
Year Qtr Zone Year*Flagname	209	6006.0	1750.5	21.2%	< 0.001

Table 4. Summary statistics of fit regarding stepwise changes to the assessment of North Atlantic Swordfish in Stock Synthesis including an update of the maturity vector from initial model to Sharma and Arocha, (2017; Maturity), steepness fixed at 0.75 (Mat_h), and discard data being explicitly fit within the objective function (Mat_h_dis).

LIKELIHOOD	Base_v3	Maturity	Mat_h	Mat_h_dis
Component	logL*Lambda	logL*Lambda	logL*Lambda	logL*Lambda
TOTAL	2127.74	2127.84	2171.64	3438.33
Catch	1.24E-05	1.35E-05	1.48E-06	8.72E-06
Equil_catch	0	0	0	0
Survey	-332.297	-330.955	-332.004	-324.211
Discard	0	0	0	243.836
Mean_body_wt	123.529	123.527	123.833	128.692
Length_comp	2373.26	2372.04	2414.29	3413.24
Recruitment	-37.5346	-37.5408	-35.6646	-29.2278
SSB_MSY	23,213	23,590	20,927	22,669
SPR_MSY	0.218	0.223	0.219	0.246
annF_MSY	0.164	0.164	0.167	0.151
Dead_Catch_MSY	12,792	12,796	11,378	11,607
Ret_Catch_MSY	12,014	12,021	10,622	11,187
B_MSY/SSB_unfished	0.191	0.196	0.148	0.178
Bratio_2020	1.115	1.112	1.731	1.009
F_2020	0.777	0.783	0.620	0.890

Table 5. JABBA model setting scenarios evaluated for the North Atlantic stock.

Scenario	Steepness	CPUE indices used	Production curve	Notes
S1	$r = 0.424$; s.e. 0.4	All except combined	Schaefer	JABBA 2017 assumptions but with CPC-provided indices
S2	$r = 0.424$; s.e. 0.4	Only combined	Schaefer	2017 continuity with updated data (BSP2/JABBA)
S3	$h = 0.75$	All except combined	Pella-Tomlinson	Steepness sensitivity
S4	$h = 0.88$	All except combined	Pella-Tomlinson	Steepness sensitivity; continuity with a SS3 run
S5	$h = 0.60$	All except combined	Pella-Tomlinson	Steepness sensitivity
S6	$h = 0.75$	Grp 1 indices: US, Canada, EU_Portugal, EU_Spain	Pella-Tomlinson	Grp 1 correlated indices, median steepness
S7	$h = 0.75$	Grp 2 indices: Japan (1&2), Chinese Taipei (1&2), Morocco	Pella-Tomlinson	Grp 2 correlated indices, median steepness
S8	$h = 0.75$	Only combined	Pella-Tomlinson	Only combined, median steepness

REUNIÓN DE EVALUACIÓN DE STOCK DE ATL-SWO – EN LÍNEA, 2022

Table 6. Abundance indices used in the stock assessment for the North Atlantic in 2022.

series	CAN LL		PRT LL		w_SPN LL		SPN LL Age1		SPN LL Age2		SPN LL Age3		SPN LL Age4		SPN LL Age5+		JPN LL1		JPN LL2		USA LL		CTP LL1		CTP LL2		MOR LL		Combined LL (T2CE)			
Use in 2022 stock assessment	Yes		Yes		Only for production models		Only for Stock Synthesis		Only for Stock Synthesis		Only for Stock Synthesis		Only for Stock Synthesis		Only for Stock Synthesis		Yes		Yes		Yes		Yes		Yes		Yes		Yes			
units of index source	number		weight		weight		number		number		number		number		number		number		number		number		number		number		weight		weight			
Year	SCRS/2022/048		SCRS/2022/054		SCRS/2021/087		SCRS/2021/089		SCRS/2021/089		SCRS/2021/089		SCRS/2021/089		SCRS/2021/089		SCRS/2022/046		SCRS/2022/046		SCRS/2022/055		SCRS/2022/050		SCRS/2022/050		SCRS/2022/050		SCRS/2022/056		SCRS/2022/115	
	Std.	CV	Std.	CV	Std.	CV	Std.	CV	Std.	CV	Std.	CV	Std.	CV	Std.	CV	Std.	CV	Std.	CV	Std.	CV	Std.	CV	Std.	CV	Std.	CV	Std.	CV	Std.	CV
1959																																
1960																																
1961																																
1962	116.907	0.192																														
1963	215.329	0.074																													1.353	0.182
1964	83.145	0.060																													1.122	0.163
1965	57.614	0.060																													1.417	0.152
1966	60.041	0.056																													1.459	0.161
1967	80.199	0.054																													1.491	0.160
1968	53.968	0.050																					0.176	0.118							1.370	0.164
1969	52.049	0.052																				0.222	0.098								1.433	0.162
1970	66.685	0.057																				0.168	0.084								1.609	0.152
1971																						0.226	0.091								1.881	0.149
1972																						0.212	0.120								2.081	0.157
1973																						0.231	0.122								2.447	0.159
1974																						0.214	0.096								2.447	0.150
1975																						0.116	0.102								1.407	0.157
1976																	0.520	0.115				0.055	0.098								0.981	0.163
1977																	0.660	0.152				0.056	0.093								1.023	0.168
1978																	0.800	0.175				0.063	0.112								1.321	0.169
1979	95.109	0.099															0.640	0.156				0.072	0.146								1.409	0.182
1980	81.564	0.076															0.490	0.143				0.150	0.130								1.102	0.172
1981	86.259	0.102															0.650	0.154				0.147	0.107								1.198	0.158
1982	67.354	0.109					0.201	0.323	0.851	0.233	0.784	0.211	1.251	0.218	1.354	0.207	0.580	0.121				0.140	0.105								1.246	0.159
1983	57.796	0.113					0.312	0.254	0.728	0.185	0.828	0.170	0.993	0.176	1.042	0.156	0.560	0.179				0.132	0.098								0.935	0.160
1984	58.151	0.110					0.306	0.254	0.595	0.183	0.822	0.168	1.024	0.174	1.099	0.154	0.610	0.148				0.100	0.091								0.948	0.156
1985	67.649	0.107					0.302	0.247	0.848	0.181	0.898	0.166	1.047	0.172	1.010	0.152	0.560	0.161				0.085	0.088								1.074	0.156
1986	113.244	0.110				253.193	0.025	0.439	0.240	1.075	0.177	0.993	0.163	0.986	0.169	0.914	0.148	0.390	0.154			0.097	0.087								0.729	0.158
1987	81.966	0.105				273.806	0.030	0.677	0.246	1.591	0.181	1.248	0.167	1.097	0.173	0.926	0.153	0.380	0.132			0.082	0.113								1.090	0.148
1988	78.358	0.105				240.088	0.030	0.834	0.238	1.339	0.176	1.071	0.162	0.930	0.168	0.799	0.147	0.370	0.162			0.060	0.219								1.214	0.140
1989	73.796	0.098				245.296	0.028	0.693	0.238	1.550	0.176	0.957	0.162	0.847	0.168	0.724	0.147	0.420	0.167			0.058	0.252								1.149	0.139
1990	106.685	0.092				240.257	0.026	0.391	0.239	1.726	0.176	1.272	0.162	0.869	0.168	0.688	0.147	0.480	0.229												1.102	0.140
1991	71.231	0.067				245.875	0.026	0.350	0.238	1.270	0.176	1.330	0.162	1.025	0.168	0.782	0.146	0.490	0.265												0.912	0.140
1992	83.744	0.066				243.178	0.026	0.381	0.237	1.238	0.175	1.215	0.162	1.063	0.167	0.887	0.146	0.430	0.326												0.802	0.140
1993	72.766	0.052				213.719	0.027	0.467	0.237	1.244	0.175	1.053	0.162	0.861	0.167	0.757	0.146	0.570	0.351					0.890	0.090						0.757	0.141
1994	52.189	0.044				208.285	0.025	0.469	0.237	1.350	0.175	0.906	0.161	0.740	0.167	0.641	0.145			0.640	0.469	0.930	0.090								0.666	0.140
1995	64.597	0.045				232.781	0.023	0.490	0.235	1.727	0.174	1.246	0.160	0.852	0.166	0.677	0.145			0.480	0.333	0.940	0.090								0.640	0.140
1996	39.607	0.050				198.582	0.023	0.492	0.235	1.108	0.174	0.917	0.161	0.678	0.166	0.537	0.145			0.500	0.400	0.740	0.100								0.514	0.142
1997	56.902	0.051				201.665	0.022	1.023	0.236	1.302	0.175	0.747	0.161	0.576	0.167	0.440	0.146			0.530	0.377	0.940	0.090			0.227	0.128				0.549	0.138
1998	78.927	0.054				209.816	0.021	0.900	0.236	1.823	0.175	0.781	0.161	0.523	0.167	0.447	0.146			0.590	0.661	1.330	0.100			0.246	0.151				0.646	0.138
1999	105.153	0.053	174.444	0.164	227.905	0.022	1.067	0.239	2.132	0.177	1.130	0.163	0.603	0.169	0.374	0.148			0.570	0.246	1.310	0.100			0.085	0.102					0.621	0.140
2000	77.968	0.056	255.882	0.202	313.035	0.020	1.074	0.240	2.537	0.177	1.435	0.163	0.847	0.169	0.641	0.148					1.010	0.090			0.108	0.128					0.571	0.149
2001	89.886	0.052	200.413	0.212	290.929	0.021	1.156	0.239	2.431	0.177	1.332	0.163	0.686	0.169	0.501	0.147					1.010	0.090			0.109	0.109					0.587	0.154
2002	142.518	0.058	179.819	0.188	274.227	0.023	0.838	0.239	1.881	0.176	1.192	0.163	0.700	0.168	0.539	0.147					0.890	0.090			0.128	0.098					0.608	0.152
2003	99.170	0.055	243.856	0.203	282.560	0.025	0.833	0.240	2.042	0.178	1.340	0.164	0.842	0.170	0.622	0.149					0.790	0.090			0.108	0.107					0.642	0.153
2004	91.752	0.053	368.221	0.204	287.224	0.025	0.812	0.243	1.451	0.179	0.867	0.165	0.657	0.171	0.517	0.149					0.810	0.090			0.066	0.087					0.722	0.142
2005	108.850	0.052	324.088	0.217	286.596	0.026	0.808	0.244	1.518	0.180	0.856	0.166	0.519	0.172	0.497	0.151					0.720	0.090			0.095	0.088	460.410	0.120			0.730	0.140
2006	94.680	0.052	282.679	0.176	261.191	0.030	1.222	0.246	1.593	0.182	0.768	0.168	0.503	0.174	0.510	0.153			0.320	0.344	1.070	0.090			0.154	0.090	260.970	0.107			0.764	0.139
2007	88.354	0.057	324.212	0.170	303.696	0.030	1.499	0.252	2.152	0.186	0.846	0.172	0.407	0.178	0.534	0.158			0.520	0.327	1.340	0.090			0.090	0.110	220.150	0.114			0.835	0.139
2008	111.881	0.059	312.692	0.180	347.409	0.029	1.350	0.253	3.113	0.187	1.177	0.172	0.560	0.179	0.586	0.159			0.570	0.316	1.210	0.090			0.060	0.114	344.510	0.116			0.889	0.141
2009	96.165	0.061	350.800	0.187	313.178	0.028	0.609	0.256	2.360	0.188	1.282	0.173	0.643	0.																		

Table 7. Life history parameters used to estimate r prior distributions and median shape parameter with corresponding B_{MSY}/K values for the North Atlantic swordfish JABBA assessment. The priors are generated using an Age-Structured Equilibrium Model (ASEM).

Parameter	Mean	CV	Distribution	Description	Source
M	0.2	0.35	Lognormal	Natural Mortality (1/year)	-
L_{inf} (cm) female	312.27	0.1	Lognormal	Von Bertalanffy asymptotic length	Arocha et al. (2003)
L_{inf} (cm) male	223.12				
K female	0.0926	0.1	Normal	Von Bertalanffy growth parameter	Arocha et al. (2003)
K male	0.1522				
t_0 female	-3.762	0.2	Normal	Von Bertalanffy age at zero length	Arocha et al. (2003)
t_0 male	-3.4875				
A female	3.4E-06	-	Exponential	Weight at length parameter (GG-LJFL)	Arocha et al. (2003)
A male	3.4E-6				
B female	3.2623	-	Exponential	Weight at length parameter (GG-LJFL)	Arocha et al. (2003)
B male	3.2623				
L_{50} (cm) female	179	0.2	Lognormal	Length at 50% maturity	Arocha et al. (1996)
L_{50} (cm) male	135				
t_{max} (y)	15	0.2	Lognormal	Longevity	FishLife
L_c (cm)	119	Fixed	Lognormal	Length at 50% selectivity	25 th percentile LF
	0.6,				
h	0.75, 0.88	Range	Fixed	Steepness	-

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

Diagnostic	Index	type	Statistic	Value	Result
Runs Test	CAN_3	cpue	p-value	0.00	Failed
Runs Test	JPN_ERLY_4	cpue	p-value	0.03	Failed
Runs Test	JPN_LATE_5	cpue	p-value	0.07	Passed
Runs Test	CHT_EARLY_7	cpue	p-value	0.01	Failed
Runs Test	CHT_LATE_8	cpue	p-value	0.02	Failed
Runs Test	MOR_9	cpue	p-value	0.15	Passed
Runs Test	US_Survey_12	cpue	p-value	0.03	Failed
Runs Test	PORT_Survey_13	cpue	p-value	0.20	Passed
Runs Test	Age-1	cpue	p-value	0.51	Passed
Runs Test	Age-2	cpue	p-value	0.00	Failed
Runs Test	Age-3	cpue	p-value	0.03	Failed
Runs Test	Age-4	cpue	p-value	0.10	Passed
Runs Test	Age-5+	cpue	p-value	0.01	Failed
Runs Test	SPN_1	len	p-value	0.00	Failed
Runs Test	US_2	len	p-value	0.00	Failed
Runs Test	CAN_3	len	p-value	0.00	Failed
Runs Test	JPN_ERLY_4	len	p-value	0.02	Failed
Runs Test	JPN_LATE_5	len	p-value	0.32	Passed
Runs Test	PORT_6	len	p-value	0.00	Failed
Runs Test	CHT_EARLY_7	len	p-value	0.00	Failed
Runs Test	CHT_LATE_8	len	p-value	0.00	Failed
Runs Test	MOR_9	len	p-value	0.00	Failed
Runs Test	HRPN_10	len	p-value	0.01	Failed
Retrospective analysis		SSB	Mohn's rho	-0.11	Passed
Retrospective analysis		Bratio	Mohn's rho	0.00	Passed
Retrospective analysis		Fratio	Mohn's rho	0.16	Passed
Hcxval	CAN_3	CPUE	MASE	1.74	Fail
Hcxval	JPN_LATE_5	CPUE	MASE	0.70	Pass
Hcxval	CHT_LATE_8	CPUE	MASE	0.72	Pass
Hcxval	MOR_9	CPUE	MASE	1.61	Fail
Hcxval	US_Survey_12	CPUE	MASE	1.53	Fail
Hcxval	PORT_Survey_13	CPUE	MASE	2.90	Fail
Hcxval	Age-2	CPUE	MASE	2.53	Fail
Hcxval	Age-3	CPUE	MASE	0.58	Pass
Hcxval	Age-4	CPUE	MASE	1.18	Fail
Hcxval	Age-5+	CPUE	MASE	1.77	Fail

Table 9. Comparison of the ASPIC estimates and benchmarks from the continuity runs for the N-SWO stock updating the catch series (1950 – 2020) and using the 2017 Combined biomass index (Cont1), or updating the catch series and using the 2022 Combined biomass index (SCRS/2022/119) (Continuity). These runs assumed a logistic surplus production function and fixed the B1/K at 0.85, the same settings as the ASPIC base case for the 2017 assessment.

	Base 2017	Continuity	Cont 1
power	2	2	2
B1.K	0.85	0.85	0.85
MSY	13.358	11.223	13.387
Fmsy	0.1956	0.0786	0.1965
Bmsy	68.281	142.742	68.118
K	136.563	285.484	136.236
r	0.391	0.157	0.393
phi	0.5	0.5	0.5
q.01	0.01192523	0.005745929	0.011947
B.Bmsy	1.050	0.835	1.259
F.Fmsy	0.775	1.120	0.629
Y.eq	13.324557	10.91717	12.48666
Y.Fmsy	13.959813	9.429214	16.46778

Table 10. N-SWO ASPIC diagnostic Jackknife test on indices of abundance for Group 1 and 2A. Estimated parameter and derived benchmarks. Yellow highlighted cells indicated runs with solutions that hit boundary conditions and should be considered with caution.

Group 1 index					Group 2A index					
	RM_CanLL	RM_PORLL	RM_SPNLL	RM_USALL		RM_JPN1LL	RM_JPN2LL	RM_CTP1LL	RM_CTP2LL	RM_MARLL
power	2	2	2	2	power	2	2	2	2	2
B1.K	0.85	0.85	0.85	0.85	B1.K	0.85	0.85	0.85	0.85	0.85
MSY	15.875	19.017	20.235	16.552	MSY	18.965	13.517	19.947	15.208	12.517
Fmsy	0.2125	0.3586	0.2875	0.3145	Fmsy	2.0000	0.1524	2.0000	0.3107	0.0964
Bmsy	74.716	53.034	70.394	52.628	Bmsy	9.483	88.710	9.974	48.950	129.873
K	149.432	106.069	140.788	105.257	K	18.965	177.420	19.947	97.899	259.747
r	0.4249	0.7172	0.5749	0.6290	r	4.0000	0.3047	4.0000	0.6214	0.1928
phi	0.5	0.5	0.5	0.5	phi	0.5	0.5	0.5	0.5	0.5
q.01	0.00929	0.01160	0.00850	0.01270	q.01	0.06772	0.00859	0.06765	0.01604	0.00571
q.02	0.01010	0.01245	0.00853	0.01256	q.02	0.06252	0.00683	0.06295	0.03202	0.00891
q.03	0.00985	0.01204	0.00885	0.01396	q.03	0.05722	0.01227	0.05351	0.01232	0.00464
q.04					q.04	0.06339	0.01333	0.05927	0.03100	0.00786
B.Bmsy	1.534	1.653	1.677	1.579	B.Bmsy	1.634	0.922	1.657	0.877	0.863
F.Fmsy	0.455	0.352	0.326	0.424	F.Fmsy	0.366	0.924	0.344	0.887	1.058
Y.eq	11.343	10.900	10.963	11.009	Y.eq	11.337	13.434	11.341	14.979	12.281
Y.Fmsy	23.150	28.548	31.235	24.189	Y.Fmsy	23.111	12.534	24.433	13.576	10.870

Table 11. Summary of posterior quantiles presented in the form of marginal posterior medians and associated the 95% credibility intervals (5% LCI and 95% UCI) of parameters for the reference case JABBA model for North Atlantic swordfish.

	Median	LCI	UCI
K	184345.6	117248	306311.6
r	0.277828	0.160736	0.454829
Initial depletion	0.963947	0.815413	0.998656
σ_{proc}	0.057	0.036	0.1
m	2	2	2
F_{MSY}	0.139	0.08	0.227
B_{MSY}	92172.8	58623.99	153155.8
MSY	12799.37	10863.85	15289.38
B_{MSY}/K	0.5	0.5	0.5
B_{1950}/K	0.963	0.814	1.007
B_{2020}/K	0.456	0.336	0.615
B_{2020}/B_{MSY}	0.912	0.672	1.229
F_{2020}/F_{MSY}	0.899	0.599	1.313

Table 12. N-SWO ASPIC estimated parameters and derived benchmarks from the runs to All nine indices, group 1, 2, and 2A of individual indices of abundance compared to the 2017 SA base case.

	Base2017	All index	Grp1	Grp2	Grp2A
power	2	2	2	2	2
B1.K	0.85	0.85	0.85	0.85	0.85
MSY	13.358	21.555	18.102	19.496	13.592
Fmsy	0.1956	1.1471	0.3026	2.0000	0.1400
Bmsy	68.281	18.790	59.831	9.748	97.064
K	136.563	37.580	119.662	19.496	194.129
r	0.391	2.294	0.605	4.000	0.280
phi	0.5	0.5	0.5	0.5	0.5
B.Bmsy	0.01192523	1.639	1.614	1.635	0.886
F.Fmsy	1.050	0.364	0.389	0.366	0.979

Table13. N-SWO ASPIC estimated parameters and derived benchmarks from the 2017 base case stock assessment and the 2022 runs of models with the estimated B1/K parameter and combined index (Cont B1/K) and the MLE estimation and fixed B1/K (Cont MLE) parameter at 0.85.

	Base 2017 SA	Cont B1/K	Cont MLE
power	2	2	2
B1.K	0.85	1.327136	0.85
MSY	13.358	10.959	11.633
Fmsy	0.1956	0.0700	0.0935
Bmsy	68.281	156.486	124.466
K	136.563	312.973	248.931
r	0.391	0.140	0.187
phi	0.5	0.5	0.5
q.01	0.01192523	0.0050419	0.006717919
B.Bmsy	1.050	0.861	0.859
F.Fmsy	0.775	1.112	1.053
Y.eq	13.324557	10.74594	11.39983
Y.Fmsy	13.959813	9.47655	10.05161

Table. 14. Kobe 2 Strategic Matrices for the JABBA reference case. Top: probability that overfishing is not occurring ($F \leq F_{MSY}$); middle: probability that the stock is not overfished ($B \geq B_{MSY}$); and bottom: the joint probability of being in the green quadrant of the Kobe plot (i.e. $F \leq F_{MSY}$ and $B \geq B_{MSY}$)

Probability $F \leq F_{MSY}$											
TAC (t)	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033
0	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%
9000	88%	88%	88%	88%	88%	88%	88%	88%	88%	88%	88%
10000	80%	80%	80%	80%	80%	80%	80%	80%	80%	80%	80%
11000	69%	69%	70%	70%	70%	70%	70%	70%	70%	70%	70%
12000	58%	58%	58%	59%	59%	59%	59%	59%	59%	59%	58%
12500	53%	53%	53%	53%	53%	53%	53%	53%	53%	53%	53%
12600	52%	52%	52%	52%	52%	52%	52%	52%	52%	52%	51%
12700	50%	51%	51%	51%	51%	51%	51%	51%	51%	50%	50%
12800	49%	50%	50%	50%	50%	50%	50%	50%	49%	49%	49%
12900	48%	48%	49%	49%	49%	49%	49%	48%	48%	48%	48%
13000	47%	47%	47%	47%	47%	47%	47%	47%	47%	47%	46%
13100	46%	46%	46%	46%	46%	46%	46%	46%	46%	45%	45%
13200	45%	45%	45%	45%	45%	45%	45%	45%	45%	44%	44%
13300	44%	44%	44%	44%	44%	44%	44%	44%	43%	43%	43%
13400	43%	43%	43%	43%	43%	43%	43%	43%	42%	42%	42%
13500	42%	42%	42%	42%	42%	42%	42%	42%	41%	41%	41%
13600	41%	41%	41%	41%	41%	41%	41%	40%	40%	40%	39%
13700	40%	40%	40%	40%	40%	40%	40%	39%	39%	38%	38%
13800	39%	39%	39%	39%	39%	39%	39%	38%	38%	38%	37%
14000	37%	37%	37%	37%	37%	37%	37%	36%	36%	35%	35%
15000	29%	28%	28%	28%	28%	27%	27%	27%	26%	26%	25%
16000	21%	21%	21%	21%	20%	20%	19%	19%	18%	18%	17%

REUNIÓN DE EVALUACIÓN DEL STOCK DE ATL-SWO - EN LÍNEA, 2022

Probability $B \geq B_{MSY}$

TAC (t)	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033
0	49%	69%	81%	88%	92%	94%	96%	97%	97%	98%	98%
9000	49%	55%	60%	63%	66%	68%	70%	71%	73%	74%	75%
10000	49%	54%	57%	60%	62%	64%	65%	66%	67%	68%	68%
11000	49%	52%	54%	56%	58%	59%	60%	61%	61%	61%	61%
12000	49%	51%	52%	53%	53%	54%	54%	55%	55%	55%	55%
12500	49%	50%	51%	51%	51%	51%	51%	51%	51%	51%	51%
12600	49%	50%	50%	51%	51%	51%	51%	51%	51%	50%	50%
12700	49%	50%	50%	50%	50%	50%	50%	50%	50%	50%	49%
12800	49%	50%	50%	50%	50%	50%	50%	49%	49%	49%	49%
12900	49%	50%	49%	49%	49%	49%	49%	49%	49%	48%	48%
13000	49%	49%	49%	49%	49%	49%	48%	48%	48%	47%	47%
13100	49%	49%	49%	49%	48%	48%	48%	48%	47%	47%	46%
13200	49%	49%	49%	48%	48%	48%	48%	47%	47%	46%	46%
13300	49%	49%	49%	48%	47%	47%	47%	47%	46%	46%	45%
13400	49%	49%	48%	48%	47%	47%	46%	46%	45%	45%	44%
13500	49%	49%	48%	47%	47%	46%	46%	45%	45%	44%	44%
13600	49%	49%	48%	47%	46%	46%	45%	45%	44%	44%	43%
13700	49%	48%	48%	47%	46%	45%	45%	44%	43%	43%	42%
13800	49%	48%	47%	46%	45%	45%	44%	43%	43%	42%	42%
14000	49%	48%	47%	46%	45%	44%	43%	42%	42%	41%	40%
15000	49%	46%	44%	42%	40%	39%	38%	37%	36%	35%	34%
16000	49%	45%	42%	39%	37%	34%	33%	31%	30%	29%	27%

Probability $F \leq F_{MSY}$ and $B \geq B_{MSY}$

TAC (t)	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033
0	49%	69%	81%	88%	92%	94%	96%	97%	97%	98%	98%
9000	49%	55%	60%	63%	66%	68%	70%	71%	73%	74%	75%
10000	49%	54%	57%	60%	62%	64%	65%	66%	67%	68%	68%
11000	49%	52%	54%	56%	58%	59%	60%	60%	61%	61%	61%
12000	48%	50%	51%	52%	53%	53%	53%	54%	54%	54%	54%
12500	47%	48%	49%	49%	49%	50%	50%	50%	50%	50%	50%
12600	46%	47%	48%	48%	49%	49%	49%	49%	49%	49%	49%
12700	46%	47%	47%	48%	48%	48%	48%	48%	48%	48%	48%
12800	45%	46%	47%	47%	47%	47%	47%	47%	47%	47%	47%
12900	45%	45%	46%	46%	46%	46%	46%	46%	46%	46%	46%
13000	44%	45%	45%	45%	45%	45%	46%	46%	45%	45%	45%
13100	44%	44%	44%	45%	44%	45%	45%	45%	44%	44%	44%
13200	43%	43%	44%	44%	44%	44%	44%	44%	43%	43%	43%
13300	42%	43%	43%	43%	43%	43%	43%	43%	42%	42%	42%
13400	41%	42%	42%	42%	42%	42%	42%	42%	41%	41%	41%
13500	41%	41%	41%	41%	41%	41%	41%	41%	40%	40%	40%
13600	40%	40%	40%	40%	40%	40%	40%	40%	39%	39%	39%
13700	39%	39%	39%	39%	39%	39%	39%	39%	38%	38%	38%
13800	38%	38%	38%	38%	38%	38%	38%	38%	37%	37%	37%
14000	36%	37%	37%	37%	36%	36%	36%	36%	35%	35%	35%
15000	28%	28%	28%	28%	28%	27%	27%	26%	26%	26%	25%
16000	21%	21%	21%	21%	20%	20%	19%	19%	18%	18%	17%

Table 15. Estimates of benchmark by Stock Synthesis, ASPIC and JABBA.

Assessment model	JABBA	ASPIC	Stock Synthesis
unit	Biomass	Biomass	SSB
discards	Reported	Reported	reported plus estimated
K or B0	184,346	248,900	265,751
r or steepness	0.278	0.187	0.884
MSY	12,799	11,630	12,838
B _{MSY} or SSB _{MSY}	92,173	124,500	23,666
B ₂₀₂₀ /B _{MSY} or SSB ₂₀₂₀ /SSB _{MSY}	0.91	0.86	1.17
F ₂₀₂₀ /F _{MSY}	0.90	1.05	0.78

Table 16. Summary of prior values, and associated distributions, used in the JABBA reference case model for the South Atlantic swordfish.

Parameter	Description	Prior	<i>m</i>	CV
<i>K</i>	Unfished biomass	lognormal	175,000	100%
ψ (<i>psi</i>)	Initial depletion	beta	0.95	5%
s^2 (<i>proc</i>)*	Process error variance	inverse-gamma	0.001	0.001
<i>r</i>	Population growth rate	lognormal	0.155	12%
<i>h</i>	steepness	fixed	0.7	-
<i>B_{MSY}/K</i>	Ratio of BMSY to K	fixed	0.38	-
<i>q</i>	CPUE catchability coefficient	uniform	-	-
<i>Observation error</i>	Std. Dev for CPUE	fixed	0.25	-

* both scaling parameters set at 0.001 as Obs. Error is fixed at 0.25.

Table 17. Life history parameters used to estimate r prior distributions and median shape parameter with corresponding B_{MSY}/K values for S2 (Garcia *et al.* growth model) of the for South Atlantic swordfish assessment. The priors are generated using an Age-Structured Equilibrium Model (ASEM).

Parameter	Mean	CV	Distributio n	Description	Source
M	0.2	0.35	Lognormal	Natural Mortality (1/year)	-
L_{inf} (cm) female	307.86	0.1	Lognormal	Von Bertalanffy asymptotic length	Garcia et al. (2016)
L_{inf} (cm) male	238.91				
K female	0.093	0.1	Normal	Von Bertalanffy growth parameter	Garcia et al. (2016)
K male	0.145				
t_0 female	-2.246	0.2	Normal	Von Bertalanffy age at zero length	Garcia et al. (2016)
t_0 male	-1.736				
A female	1.69E-06	-	Exponentia l	Weight at length parameter (GG-LJFL)	SCRS/2017/079 Forselledo et al.(2017)
A male	4.61E-06				
B female	3.32	-	Exponentia l	Weight at length parameter (GG-LJFL)	SCRS/2017/079 Forselledo et al.(2017)
B male	3.12				
L_{50} (cm) female	156	0.2	Lognormal	Length at 50% maturity	Hazin et al. (2002)
L_{50} (cm) male	125				
D	$L_{50} \times 0.05$	0.2	Lognormal	Logistic maturity ogive	Knife-edge
t_{max} (y)	15	0.2	Lognormal	Longevity	FishLife
L_c (cm)	119	fixed	Fixed	Length at 50% selectivity	25 th percentile LF
H	0.6-0.8	fixed	Range	Steepness	-

Table 18. Life history parameters used to estimate r prior distributions and median shape parameter with corresponding B_{MSY}/K values for S3 (Quelle *et al.* growth model) of the for South Atlantic swordfish assessment. The priors are generated using an Age-Structured Equilibrium Model (ASEM).

Parameter	Mean	CV	Distributio n	Description	Source
M	0.2	0.35	Lognormal	Natural Mortality (1/year)	-
L_{inf} (cm)	358.7	0.1	Lognormal	Von Bertalanffy asymptotic length	Quelle et al. (2014)
K	0.092	0.1	Normal	Von Bertalanffy growth parameter	Quelle et al. (2014)
t_0	-1.929	0.2	Normal	Von Bertalanffy age at zero length	Quelle et al. (2014)
A female	1.69E-06	-	Exponentia l	Weight at length parameter (GG-LJFL)	SCRS/2017/079 Forselledo et al.(2017)
A male	4.61E-06				
B female	3.32	-	Exponentia l	Weight at length parameter (GG-LJFL)	SCRS/2017/079 Forselledo et al.(2017)
B male	3.12				
L_{50} (cm) female	156	0.2	Lognormal	Length at 50% maturity	Hazin et al. (2002)
L_{50} (cm) male	125				
D	$L_{50} \times 0.05$	0.2	Lognormal	Logistic maturity ogive	Knife-edge
t_{max} (y)	15	0.2	Lognormal	Longevity	FishLife
L_c (cm)	119	fixed	Fixed	Length at 50% selectivity	25 th percentile LF
H	0.6-0.8	fixed	Range	Steepness	-

Table 19. Results for r prior distributions and median shape parameter with corresponding B_{MSY}/K values generated an Age-Structured Equilibrium Model (ASEM).

Parameter	Scenario		
	S1 (Continuity)	S2 (Garcia)	S3 (Quelle)
r	0.42	0.155	0.138
sd of log(r)	0.37	0.117	0.1
B_{MSY}/K	0.4	0.38	0.37
shape m	2	1.05	1.03

Table 20. Abundance indices used in the stock assessment for the South Atlantic in 2022.

series Use in 2022 stock assessment	BRA LL		w_SPN LL1		w_SPN LL2		JPN LL1		JPN LL2		JPN LL3*		URU LL**		ZAF LL		CTP LL1		CTP LL2	
units of index source	Yes		Yes		Yes		Yes		Yes		Yes		Yes		Yes		Yes		Yes	
	count		weight		weight		count		count		count		count		count		count		count	
Year	SCRS/2022/057		SCRS/2021/088		SA meeting		SCRS/2022/046		SCRS/2022/046		SA meeting		SCRS/2017/078		SCRS/2022/049		SCRS/2022/051		SCRS/2022/051	
	Std.	CV	Std.	CV	Std.	CV	Std.	CV	Std.	CV	Std.	CV	Std.	CV	Std.	CV	Std.	CV	Std.	CV
1968																	0.329	0.091		
1969																	0.264	0.067		
1970																	0.275	0.064		
1971																	0.324	0.069		
1972																	0.249	0.068		
1973																	0.270	0.091		
1974																	0.250	0.075		
1975																	0.212	0.079		
1976							1.110	1.045									0.117	0.076		
1977							1.260	1.151									0.127	0.068		
1978							1.090	1.229									0.145	0.068		
1979							1.210	0.686									0.191	0.079		
1980							1.430	0.531									0.190	0.070		
1981							1.020	0.343									0.204	0.067		
1982							0.910	0.253									0.180	0.067		
1983							0.890	0.247									0.176	0.080		
1984							1.210	0.207									0.207	0.088		
1985							1.610	0.224									0.155	0.077		
1986							1.210	0.364									0.142	0.070		
1987							2.010	0.219									0.161	0.074		
1988							1.600	0.144									0.188	0.092		
1989			522.857	0.053			1.190	0.143									0.213	0.093		
1990			396.324	0.037			1.750	0.143									0.181	0.077		
1991			384.849	0.034			0.810	0.136												
1992			349.279	0.031			0.740	0.176												
1993			302.030	0.026			0.800	0.250												
1994	1.052	0.106	345.977	0.027					0.680	0.353										
1995	1.436	0.078	395.588	0.026					0.580	0.310										
1996	1.581	0.071	355.344	0.025					0.560	0.196										
1997	1.492	0.075	337.808	0.022					0.470	0.170										
1998	1.261	0.089	328.532	0.024					0.460	0.174									0.149	0.076
1999	1.056	0.106	355.546	0.025					0.470	0.170									0.103	0.061
2000	0.948	0.118			429.918	0.027			0.450	0.156									0.126	0.056
2001	0.884	0.127			380.510	0.024			0.460	0.174			6.47						0.101	0.051
2002	0.901	0.124			364.596	0.024			0.480	0.167			4.13	0.76					0.101	0.048
2003	1.042	0.107			320.908	0.026			0.390	0.205			6.17	0.43					0.099	0.054
2004	0.842	0.133			312.412	0.034			0.370	0.270			5.22	0.42	541.840	0.094			0.075	0.045
2005	0.858	0.130			379.162	0.033			0.480	0.250			5.21	0.43	465.709	0.093			0.071	0.046
2006	0.980	0.114			382.244	0.032					0.720	0.208	5.50	0.34	396.897	0.090			0.101	0.052
2007	1.205	0.093			371.557	0.033			0.650	0.262	4.96	0.39	387.234	0.088					0.079	0.050
2008	1.097	0.102			359.345	0.029			0.590	0.237	3.23	0.44	324.829	0.092					0.093	0.052
2009	1.080	0.104			393.047	0.028			0.490	0.265	3.51	0.41	314.951	0.087					0.076	0.051
2010	1.060	0.120			381.832	0.029			0.550	0.255	3.29	0.45	355.085	0.091					0.063	0.053
2011	1.038	0.122			369.940	0.028			0.340	0.265	2.00	0.43	239.930	0.095					0.067	0.049
2012	0.991	0.113			394.411	0.031			0.450	0.356	5.08	0.47	250.163	0.104					0.065	0.053
2013	0.871	0.128			397.743	0.032			0.480	0.292			379.342	0.090					0.089	0.055
2014	0.953	0.117			416.847	0.033			0.600	0.317			319.594	0.091					0.072	0.054
2015	1.120	0.100			450.238	0.034			0.580	0.362			406.649	0.090					0.075	0.058
2016	0.993	0.113			491.217	0.037			0.630	0.381			436.313	0.091					0.078	0.057
2017	0.793	0.141			479.270	0.036			0.720	0.375			323.263	0.089					0.072	0.056
2018	0.877	0.127			421.234	0.033			0.670	0.522			263.436	0.089					0.063	0.055
2019	0.684	0.164			419.139	0.028			0.710	0.648			376.817	0.087					0.060	0.057
2020	0.628	0.178							0.780	0.731			240.583	0.091					0.070	0.058

* the 2020 year value was not used in the final stock assessment

** this index was not updated because the fishery has ceased.

Table 21. Life-history parameters for the South Atlantic swordfish SS3 models.

	Females	Males	Reference
<i>Linf</i>	308	239	Garcia et al. (2016)
<i>K</i>	0.093	0.145	Garcia et al. (2016)
<i>t0</i>	-2.246	-1.736	Garcia et al. (2016)
<i>a</i>	1.69e-06	4.61e-06	Forselledo et al. (2017)
<i>b</i>	3.32	3.12	Forselledo et al. (2017)
<i>L50</i>	156	-	Hazin et al. (2002)
<i>L100</i>	180	-	Hazin et al. (2002)
<i>A50</i>	5	-	ICCAT (2017, 2022)
<i>A100</i>	6	-	ICCAT (2017, 2022)
<i>M</i>	0.2	0.2	ICCAT (2017, 2022)
<i>MaxAge</i>	25	25	ICCAT (2017, 2022)

Table 22. Summary of posterior quantiles presented in the form of marginal posterior medians and associated the 95% credibility intervals (5% LCI and 95% UCI) of the parameters for the reference case JABBA model for South Atlantic swordfish. σ_{proc} is the process error, m is the Pella-Tomlinson shape parameter, F_{MSY} is the fishing mortality rate that produces Maximum Sustainable Yield (MSY), B_{MSY} is the biomass at MSY, and K is the unfished biomass.

	Median	LCI	UCI
K	196401.3	158348.5	244567.7
r	0.163942	0.132067	0.202944
Initial depletion	0.96357	0.825653	0.998642
σ_{proc}	0.066	0.027	0.116
m	1.068	1.068	1.068
F_{MSY}	0.154	0.124	0.19
B_{MSY}	74641.26	60179.47	92946.64
MSY	11480.9	9793.981	13265.93
B_{MSY}/K	0.38	0.38	0.38
B_{1950}/K	0.954	0.782	1.11
B_{2020}/K	0.293	0.203	0.423
B_{2020}/B_{MSY}	0.772	0.534	1.113
F_{2020}/F_{MSY}	1.027	0.666	1.51

Table 23. Summaries of parameters and benchmarks with the standard deviations for the South Atlantic swordfish SS3 models.

	Sel_Asym_Model		Sel_DN_Model	
	<i>estimate</i>	<i>std dev</i>	<i>estimate</i>	<i>std dev</i>
SSB_0	9.03E+04	4.10E+03	1.04E+05	3.74E+03
Total biomass at virgin conditions	2.05E+05	9.34E+03	2.38E+05	8.52E+03
SSB_{MSY}	2.47E+04	1.14E+03	2.82E+04	1.02E+03
F_{MSY}	1.28E-01	1.47E-03	1.24E-01	1.47E-03
MSY	9.56E+03	4.16E+02	1.04E+04	3.51E+02
SSB_{MSY}/SSB_0	2.74E-01	7.07E-04	2.70E-01	9.35E-04
SSB_{2020}/SSB_{MSY}	7.93E-01	8.74E-02	8.35E-01	1.15E-01
F_{2020}/F_{MSY}	1.31E+00	1.41E-01	1.14E+00	0.153227

Table 24. Estimated projection probabilities (%) of stock depletion ($B < 10\%$ of B_{MSY}) for the reference case model for South Atlantic swordfish. Stochastic projections were conducted over the period 2023-2033 with a range of fixed TACs (6,000 – 15,000 t), including a zero catch-scenario.

Probability of Stock Depletion ($B < 10\%$ of B_{MSY})											
TAC (t)	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033
0	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
6000	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
6500	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
7000	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
7500	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
8000	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
8500	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
9000	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	1%	1%
9500	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	1%	1%	1%	1%
9826	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	1%	1%	1%	2%
10000	0%	0%	0%	0%	0%	0%	1%	1%	1%	2%	2%
10500	0%	0%	0%	0%	0%	0%	1%	1%	2%	3%	3%
11000	0%	0%	0%	0%	0%	1%	1%	2%	3%	4%	5%
11500	0%	0%	0%	0%	0%	1%	2%	3%	4%	6%	8%
12000	0%	0%	0%	0%	1%	1%	2%	4%	6%	8%	11%
12500	0%	0%	0%	0%	1%	2%	4%	6%	8%	12%	15%
13000	0%	0%	0%	0%	1%	2%	5%	8%	12%	16%	21%
13500	0%	0%	0%	0%	1%	4%	7%	10%	15%	21%	27%
14000	0%	0%	0%	1%	2%	5%	8%	14%	20%	27%	33%
14500	0%	0%	0%	1%	2%	6%	11%	18%	25%	33%	41%
15000	0%	0%	0%	1%	3%	8%	14%	22%	31%	40%	49%

Table 25. Estimated projection probabilities (%) for the reference case model for South Atlantic swordfish. Projection probabilities are provided for $F \leq F_{MSY}$ (top); $B \geq B_{MSY}$ (middle); $F \leq F_{MSY}$ and $B \geq B_{MSY}$ (bottom). Stochastic projections were conducted over the period 2023-2033 with a range of fixed TACs (6,000 – 15,000 t), including a zero catch-scenario. 9826 tonnes is the mean of the last 3 years, taken as the current catch.

Probability $F \leq F_{MSY}$											
TAC (t)	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033
0	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%
6000	95%	97%	98%	98%	99%	99%	99%	99%	100%	100%	100%
6500	92%	94%	96%	97%	98%	98%	99%	99%	99%	99%	99%
7000	88%	91%	93%	95%	96%	97%	97%	98%	98%	98%	98%
7500	82%	86%	89%	91%	93%	94%	95%	96%	96%	97%	97%
8000	75%	80%	83%	86%	88%	90%	91%	92%	93%	94%	95%
8500	68%	72%	76%	79%	82%	84%	85%	87%	88%	89%	90%
9000	59%	64%	68%	71%	74%	76%	78%	80%	81%	83%	84%
9500	51%	55%	59%	62%	65%	67%	69%	71%	72%	74%	75%
9826	46%	50%	53%	56%	58%	60%	62%	64%	65%	67%	68%
10000	43%	47%	49%	52%	54%	57%	59%	60%	62%	64%	65%
10500	35%	38%	40%	42%	44%	46%	48%	49%	50%	52%	53%
11000	29%	31%	32%	33%	35%	36%	37%	38%	39%	40%	40%
11500	23%	24%	25%	25%	26%	27%	27%	28%	28%	29%	29%
12000	18%	18%	19%	19%	19%	19%	19%	20%	20%	20%	20%
12500	13%	14%	14%	14%	14%	14%	14%	13%	13%	13%	13%
13000	11%	10%	10%	10%	10%	10%	9%	9%	9%	9%	9%
13500	8%	8%	7%	7%	7%	6%	6%	6%	6%	6%	5%
14000	6%	6%	5%	5%	5%	4%	4%	4%	4%	3%	3%
14500	5%	4%	4%	3%	3%	3%	3%	2%	2%	2%	2%
15000	4%	3%	3%	2%	2%	2%	2%	2%	1%	1%	1%

Probability $B \geq B_{MSY}$											
TAC (t)	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033
0	21%	48%	74%	90%	96%	99%	99%	100%	100%	100%	100%
6000	21%	33%	46%	59%	70%	77%	83%	88%	92%	94%	95%
6500	21%	32%	44%	56%	66%	74%	80%	85%	88%	91%	93%
7000	21%	31%	41%	52%	62%	70%	75%	80%	85%	88%	90%
7500	21%	30%	39%	48%	57%	65%	70%	76%	80%	83%	86%
8000	21%	29%	37%	45%	53%	60%	65%	70%	74%	78%	81%
8500	21%	28%	34%	41%	48%	54%	59%	64%	68%	72%	75%
9000	21%	27%	32%	38%	44%	49%	53%	58%	61%	65%	68%
9500	21%	26%	31%	35%	39%	44%	48%	51%	55%	58%	60%
9826	21%	25%	29%	33%	36%	40%	43%	47%	50%	52%	55%
10000	21%	25%	29%	32%	35%	39%	41%	45%	47%	49%	52%
10500	21%	24%	27%	29%	31%	34%	36%	38%	40%	41%	43%
11000	21%	23%	25%	26%	28%	29%	30%	32%	33%	34%	35%
11500	21%	22%	23%	24%	24%	25%	25%	26%	26%	27%	27%
12000	21%	21%	21%	21%	21%	21%	21%	21%	21%	21%	21%
12500	21%	20%	19%	19%	18%	18%	17%	17%	16%	16%	16%
13000	21%	19%	18%	17%	16%	15%	14%	13%	13%	12%	12%
13500	21%	18%	17%	15%	14%	12%	11%	10%	10%	9%	9%
14000	21%	18%	15%	13%	12%	10%	9%	8%	7%	7%	6%
14500	21%	17%	14%	12%	10%	8%	7%	6%	6%	5%	4%
15000	21%	16%	13%	10%	8%	7%	6%	5%	4%	3%	3%

Probability $F \leq F_{MSY}$ and $B \geq B_{MSY}$											
TAC (t)	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033
0	21%	48%	74%	90%	96%	99%	99%	100%	100%	100%	100%
6000	21%	33%	46%	59%	70%	77%	83%	88%	92%	94%	95%
6500	21%	32%	44%	56%	66%	74%	80%	85%	88%	91%	93%
7000	21%	31%	41%	52%	62%	70%	75%	80%	85%	88%	90%
7500	21%	30%	39%	48%	57%	65%	70%	76%	80%	83%	86%
8000	21%	29%	37%	45%	53%	60%	65%	70%	74%	78%	81%
8500	21%	28%	34%	41%	48%	54%	59%	64%	68%	72%	75%
9000	21%	27%	32%	38%	44%	49%	53%	58%	61%	65%	68%
9500	21%	26%	31%	35%	39%	44%	48%	51%	55%	58%	60%
9826	21%	25%	29%	33%	36%	40%	43%	47%	50%	52%	55%
10000	20%	25%	28%	32%	35%	39%	41%	45%	47%	49%	52%
10500	20%	23%	26%	29%	31%	33%	35%	38%	40%	41%	43%
11000	20%	22%	24%	25%	27%	28%	30%	31%	32%	33%	35%
11500	18%	19%	21%	22%	23%	23%	24%	24%	25%	26%	26%
12000	16%	16%	17%	18%	18%	18%	18%	18%	19%	19%	19%
12500	13%	13%	13%	13%	13%	13%	13%	13%	13%	13%	13%
13000	10%	10%	10%	10%	9%	9%	9%	9%	9%	9%	8%
13500	8%	8%	7%	7%	7%	6%	6%	6%	6%	5%	5%
14000	6%	6%	5%	5%	5%	4%	4%	4%	4%	3%	3%
14500	5%	4%	4%	3%	3%	3%	3%	2%	2%	2%	2%
15000	4%	3%	3%	2%	2%	2%	2%	2%	1%	1%	1%

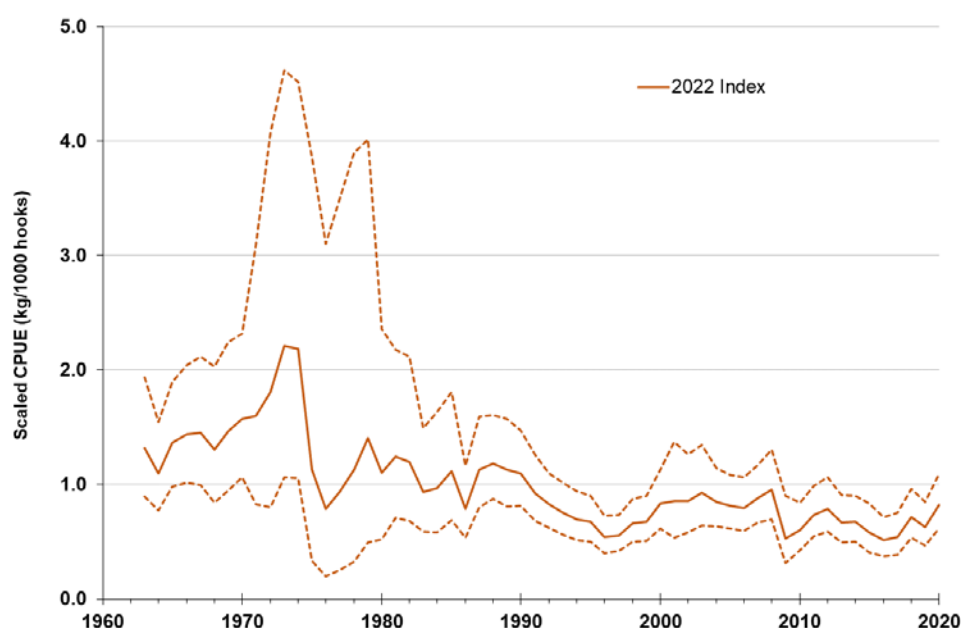


Figure 1. Standardized model trend for the 2022 combined index. The dashed line is the 95% confidence bounds of the model estimates.

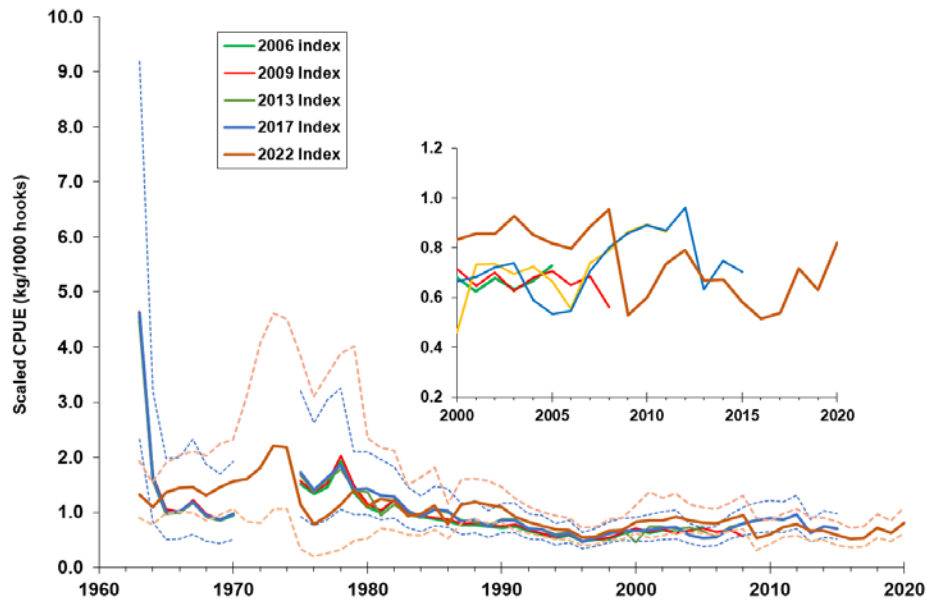


Figure 2. The 2022 standardized model plotted with previous standardization exercises. The 2017 and 2022 model confidence bounds are plotted as dashed lines.

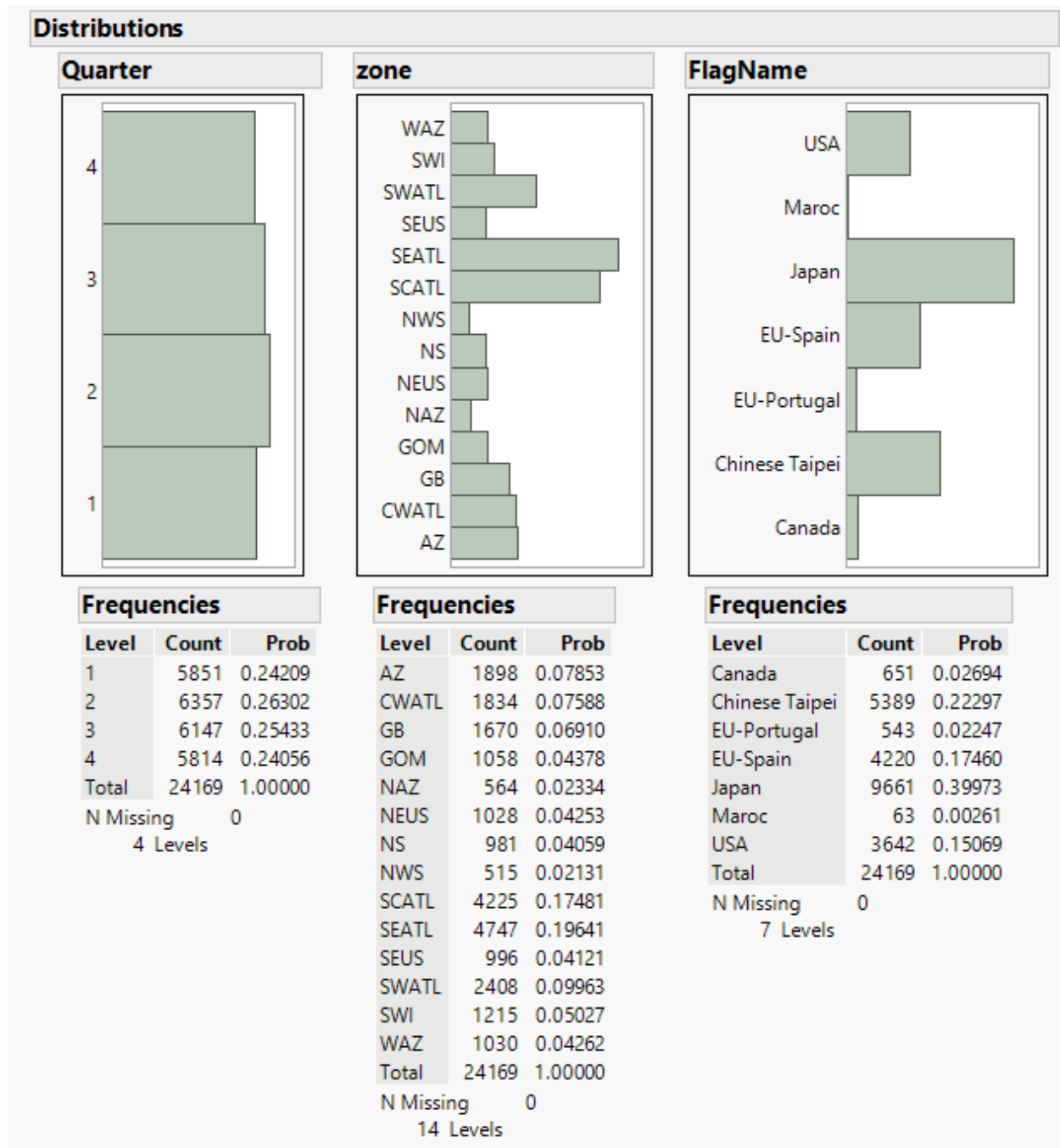


Figure 3. Data frequency input observations for the 2022 standardized index by factor used in the model: quarter, zone, and flag name.

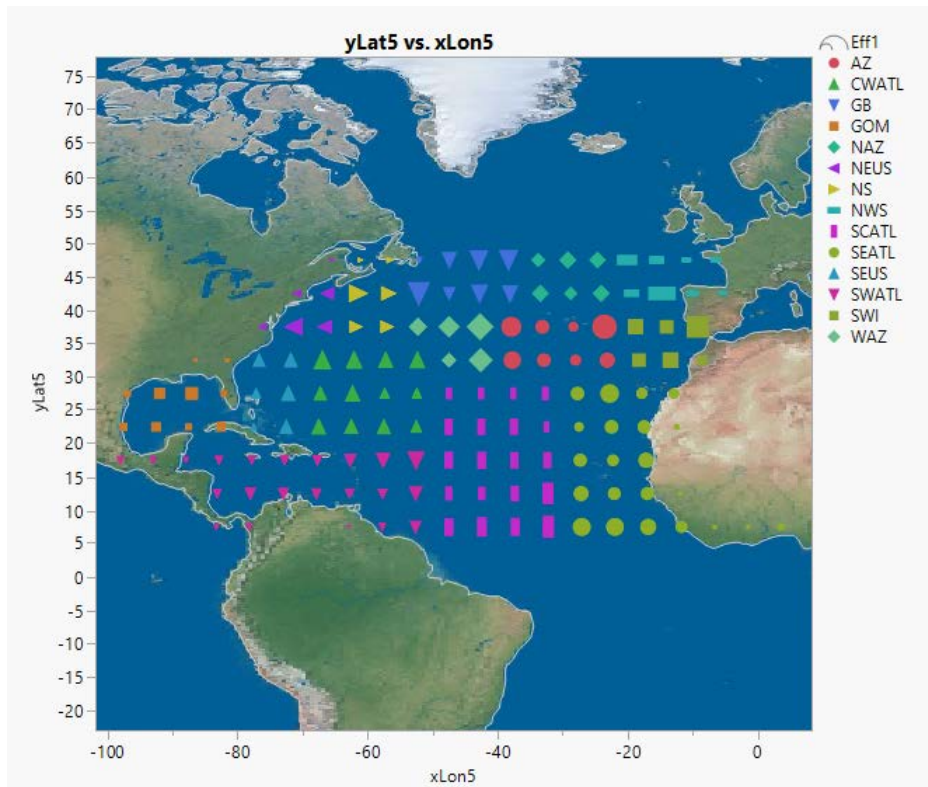


Figure 4. Spatial distribution of the fishing effort (task 2 CE) of the input CPUE for the N-SWO combined index. Size of marker is proportional to the sum of fishing effort (number of hooks) in each 5x5 cell. Color-shape of marker corresponds to the geographical areas considered in the standardization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

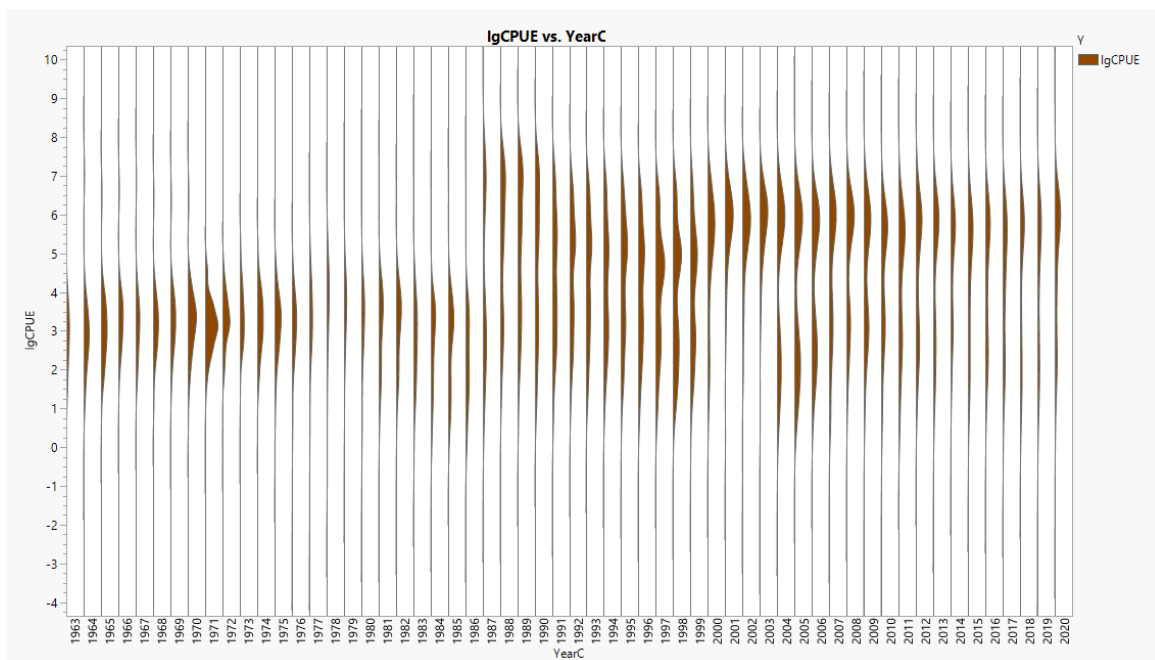


Figure 5. Nominal log(CPUE) distribution by year. N-SWO input Combined biomass index 2022.

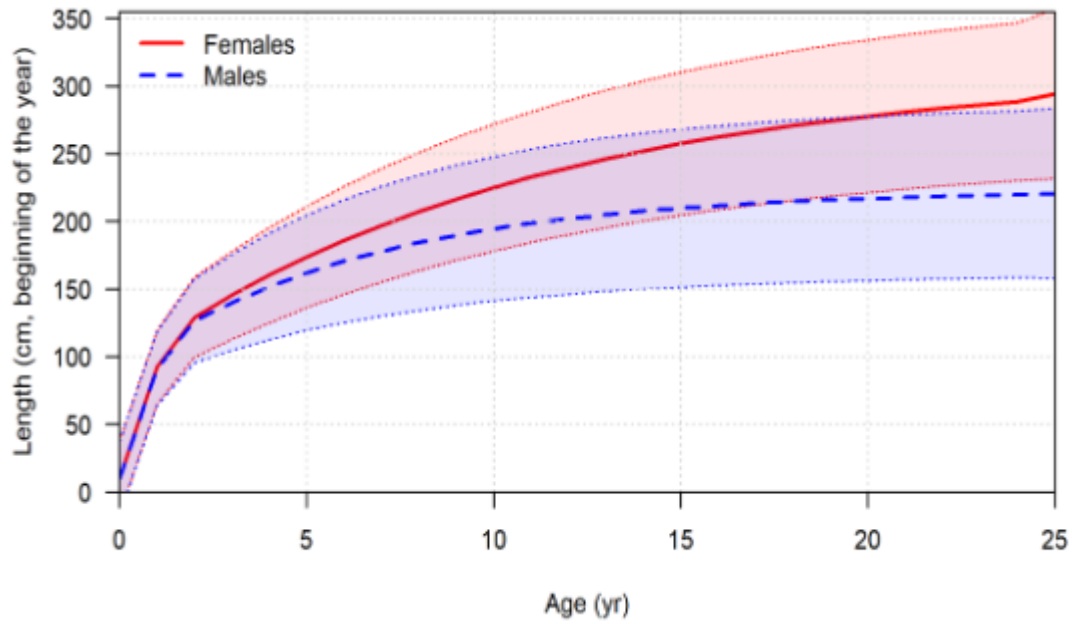


Figure 6. Sex specific growth assumed for the stock assessment of North Atlantic Swordfish conducted using stock synthesis.

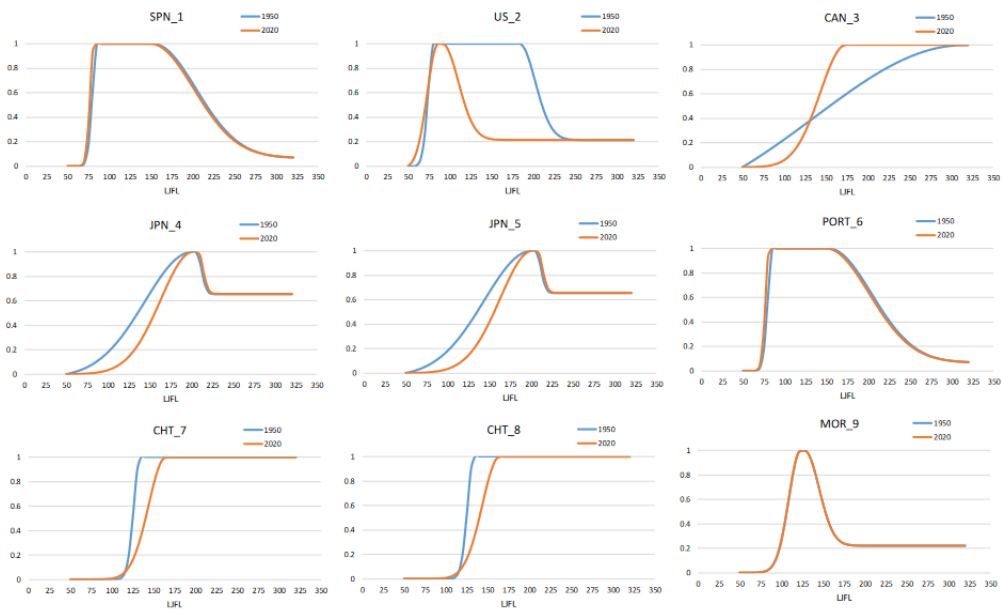


Figure 7. Model estimates of selectivity for each fleet in the NA-SWO stock assessment using stock synthesis. The blue lines depict selectivity prior to the minimum size regulation implemented in 1992 and the orange lines depicts electivity after this period.

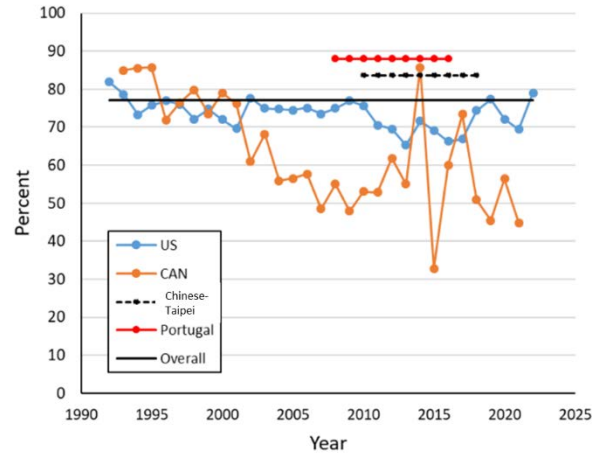


Figure 8. Direct observations of at-haulback mortality for swordfish from the US and CAN LL fleets, which estimated it from observer data, and from Chinese-Taipei longline and EU-Portugal longline fleets taken from previous studies (Coelho and Muñoz-Lechuga, 2019; Pan *et al.*, 2022) for the initial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

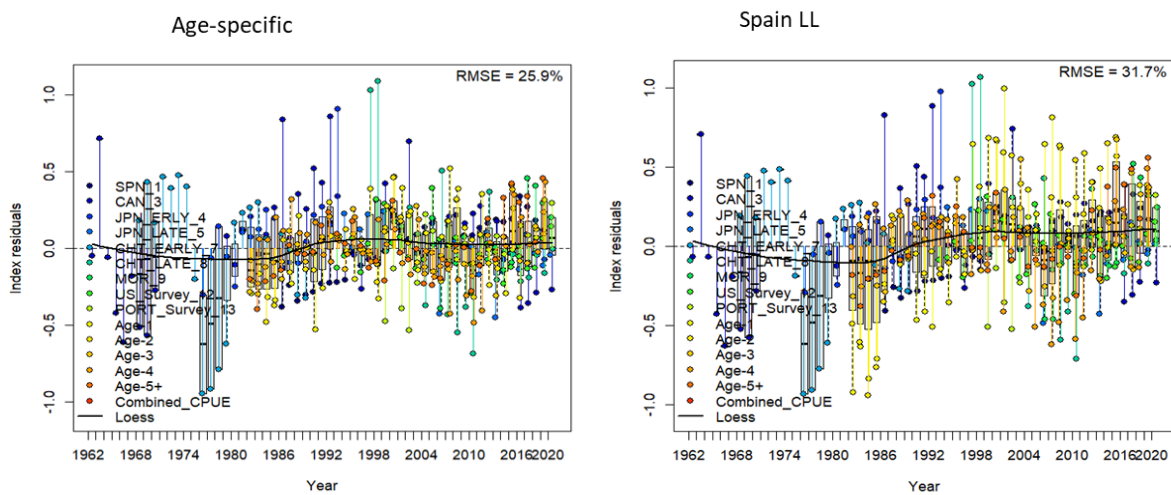


Figure 9. Comparison of RMSE for the models with age-specific (left) and age-aggregated (right) EU-Spain longline index.

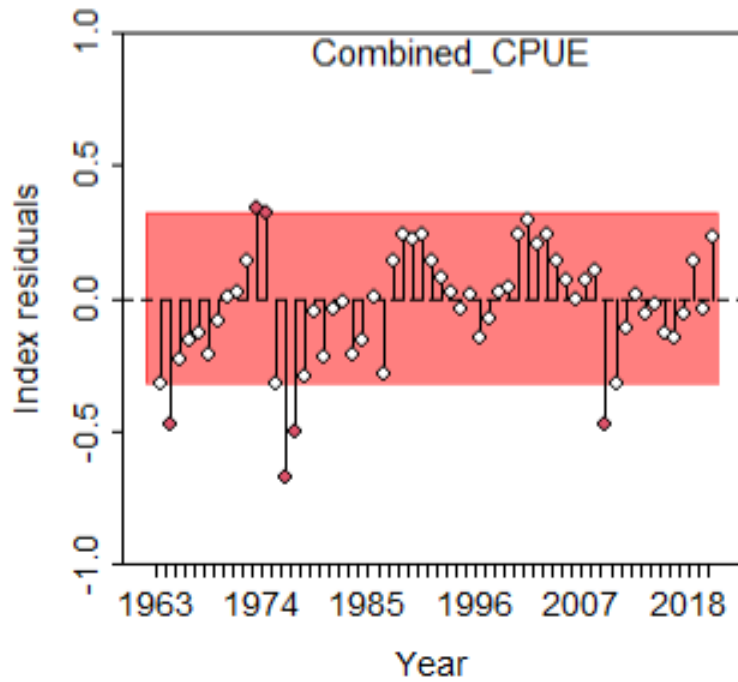


Figure 10. The result of the runs test for the model with fit with a combined index in the SS3 model (SCRS/2022/124).

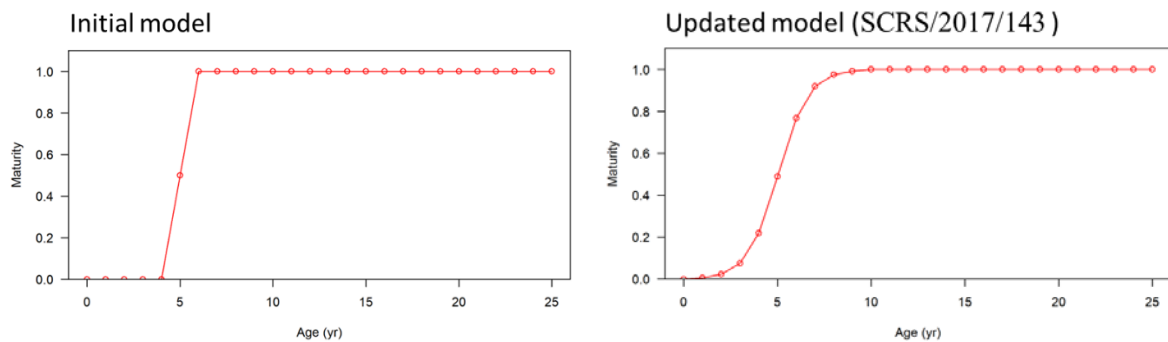


Figure 11. Two different maturity vectors used in the Stock Synthesis model: initial setting (left) and the vector from Sharma and Arocha, (2017).

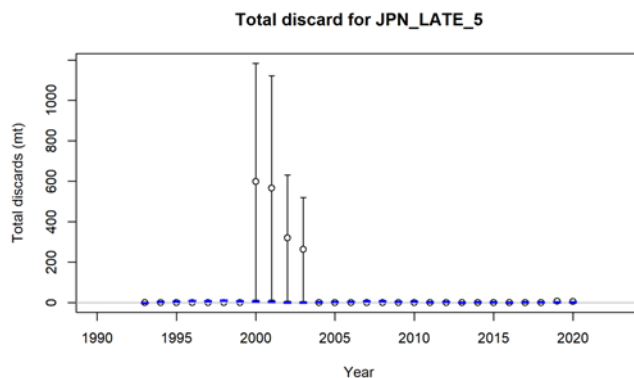


Figure 12. Japan longline fleet reported discards (black circles) and associated uncertainty (error bars of CVs) assigned in the Stock Synthesis model of swordfish in the North Atlantic. Blue dashes are estimated discards.

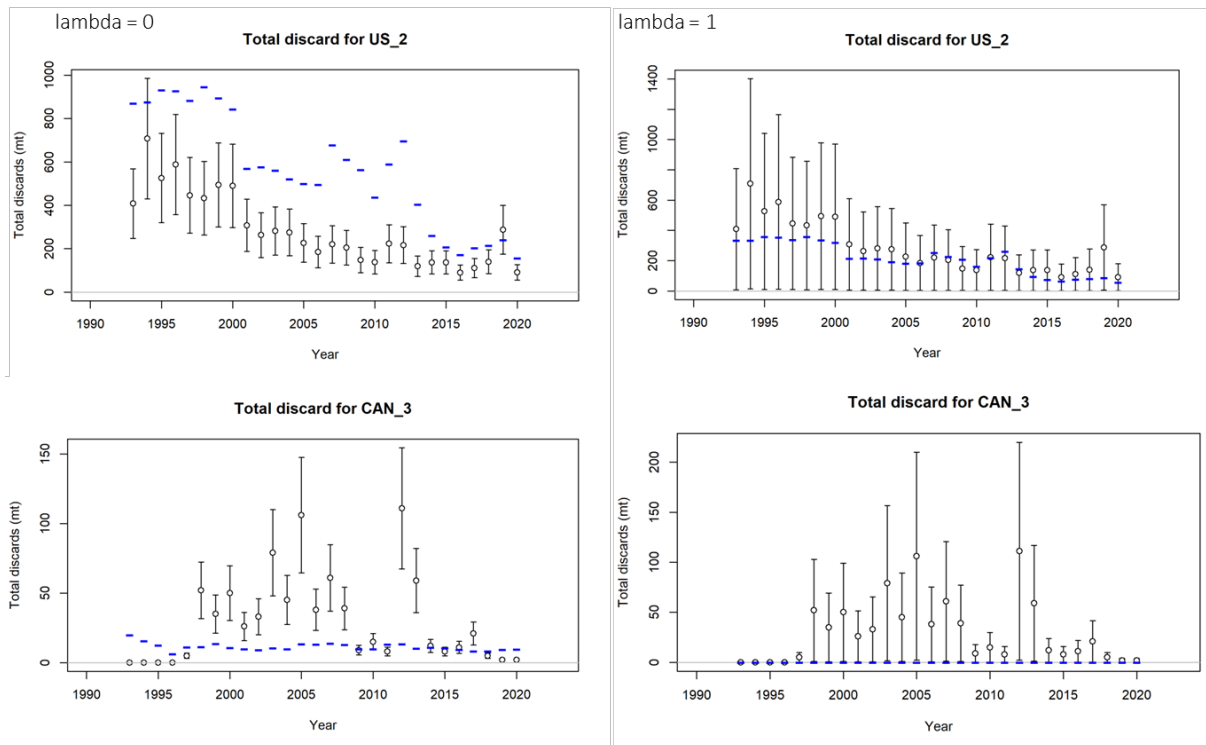


Figure 13. US and CAN reported discard data (black circles) with error bars (CVs) and estimated discards (blue dashes). The left panel represents a model where the discards were freely estimated for all fleets in the SS3 model (not fit in objective function) and the right panel represents a model where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

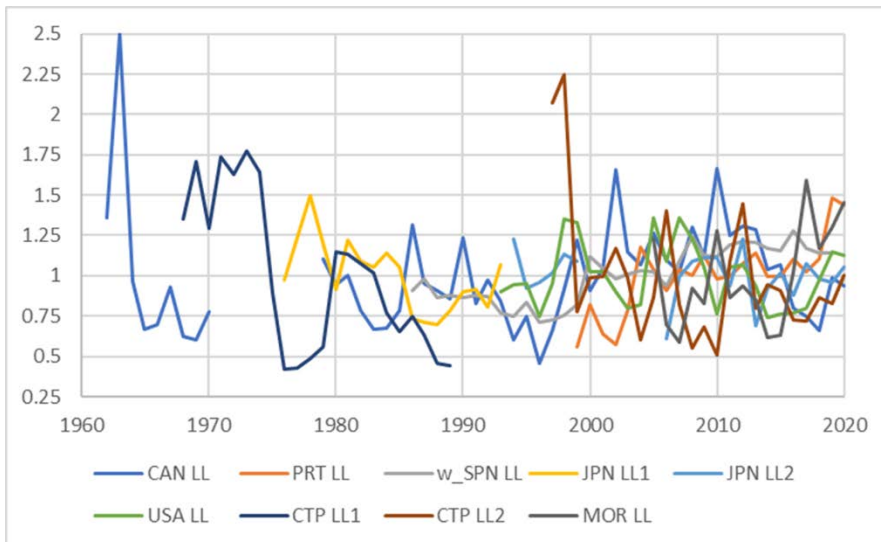


Figure 14. N-SWO indices of abundance available for the surplus production models. Plotted indices are scaled to each index's mean for comparison purposes.

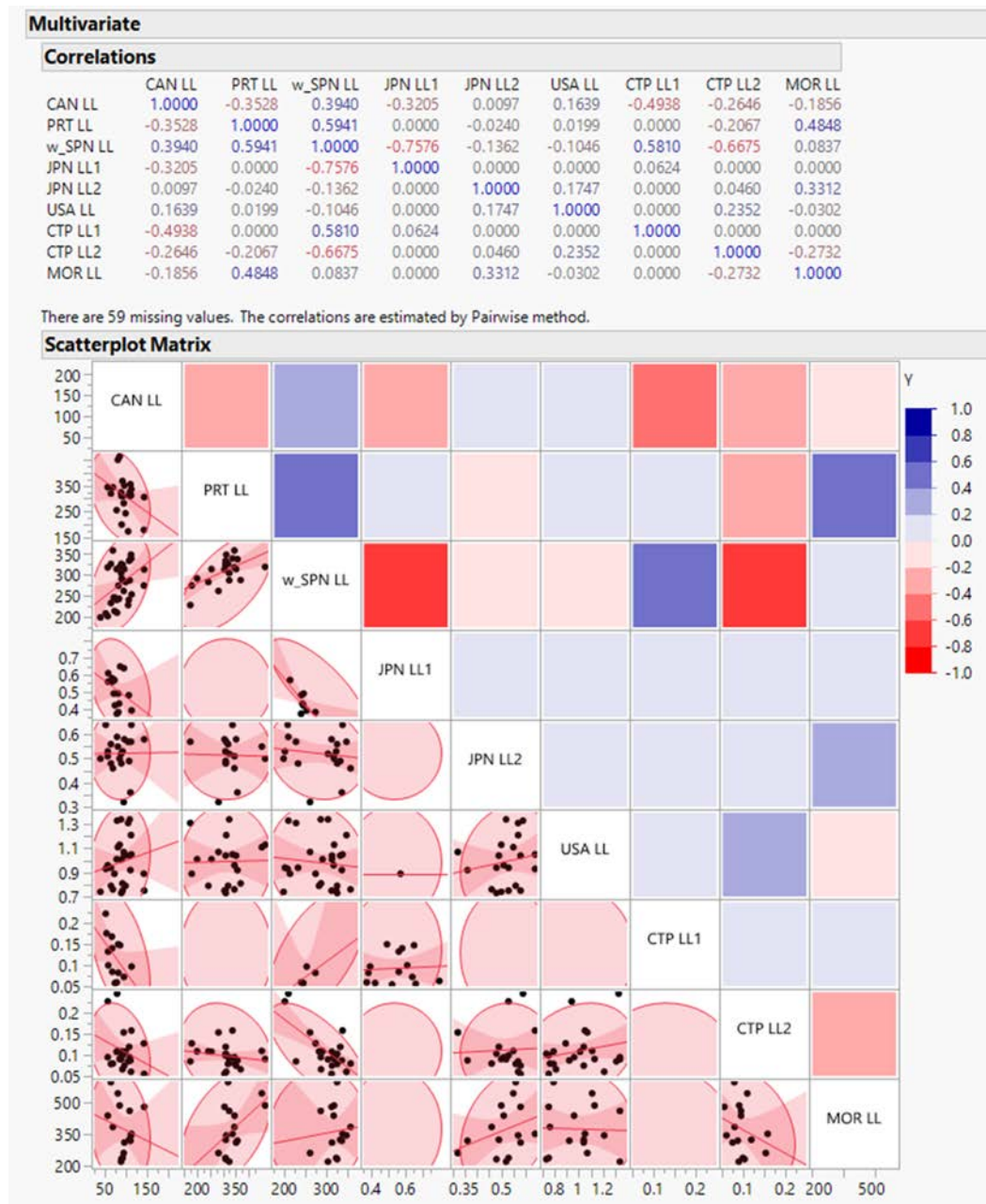


Figure 15. Correlation analysis performed on the nine indices of abundance available for the N-SWO stock. The top table shows the pair-wise correlation values. The lower diagonal matrix shows the actual correlation points and the predicted linear relationship, while the shade colors of the upper diagonal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

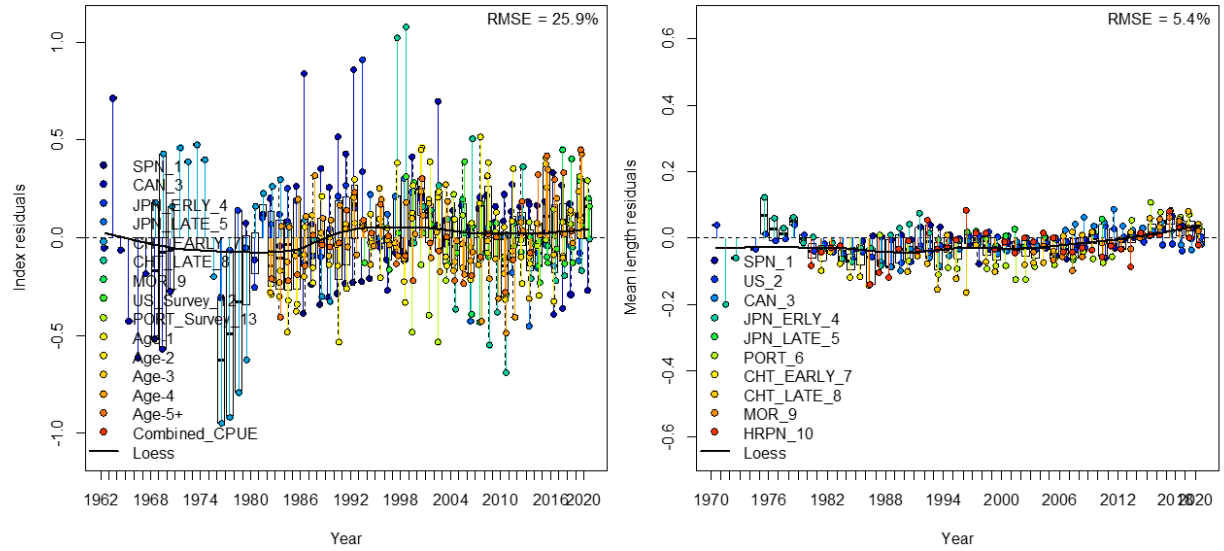


Figure 16. Root mean squared error for fits to the indices (left) and length compositions (right) for the North Atlantic swordfish reference stock assessment using stock synthesis.

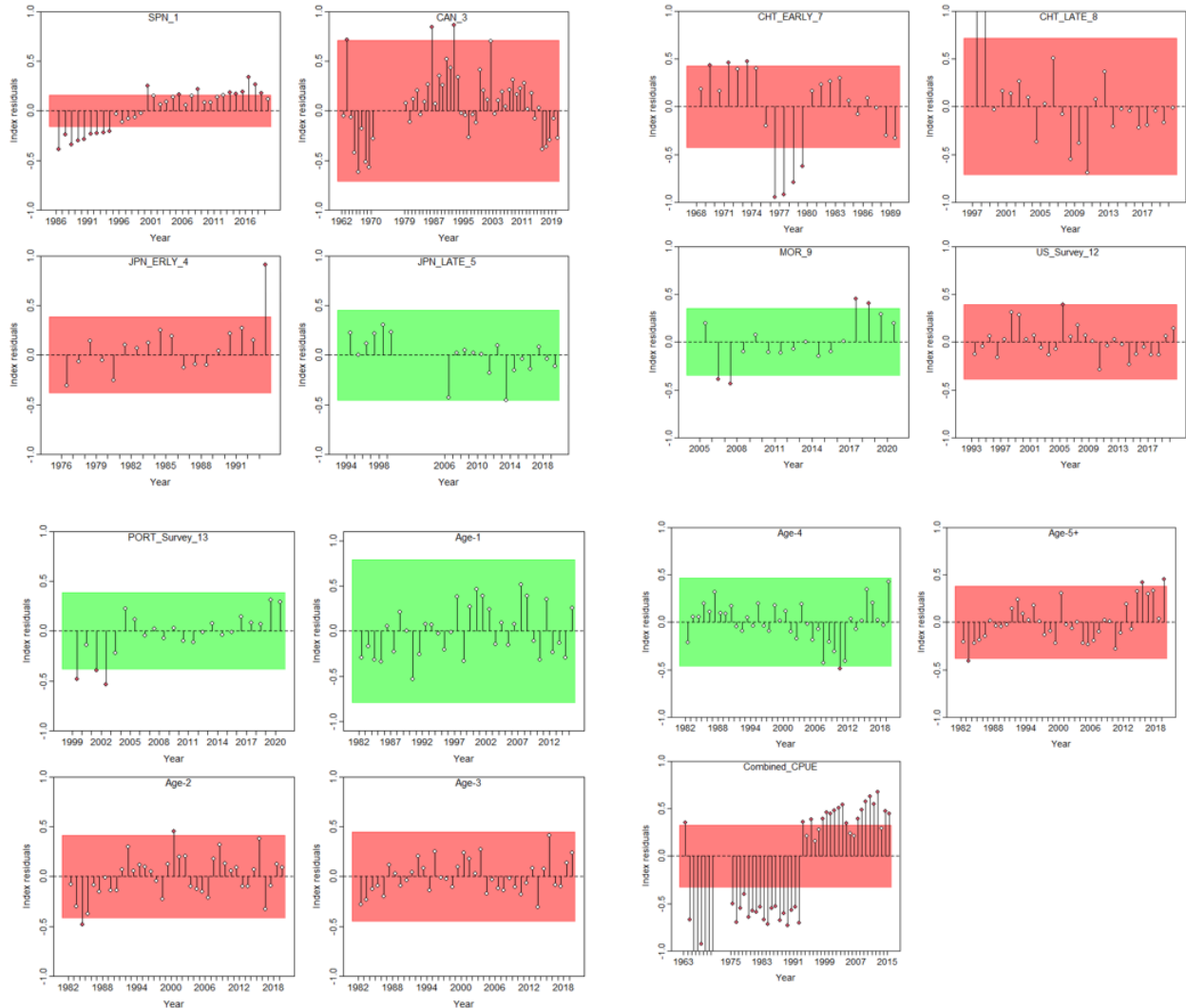


Figure 17. Runs tests for fits to the indices for the North Atlantic swordfish reference stock assessment using stock synthesis. SPN_1 and Combined_CPUE were not used in the SS3 model.

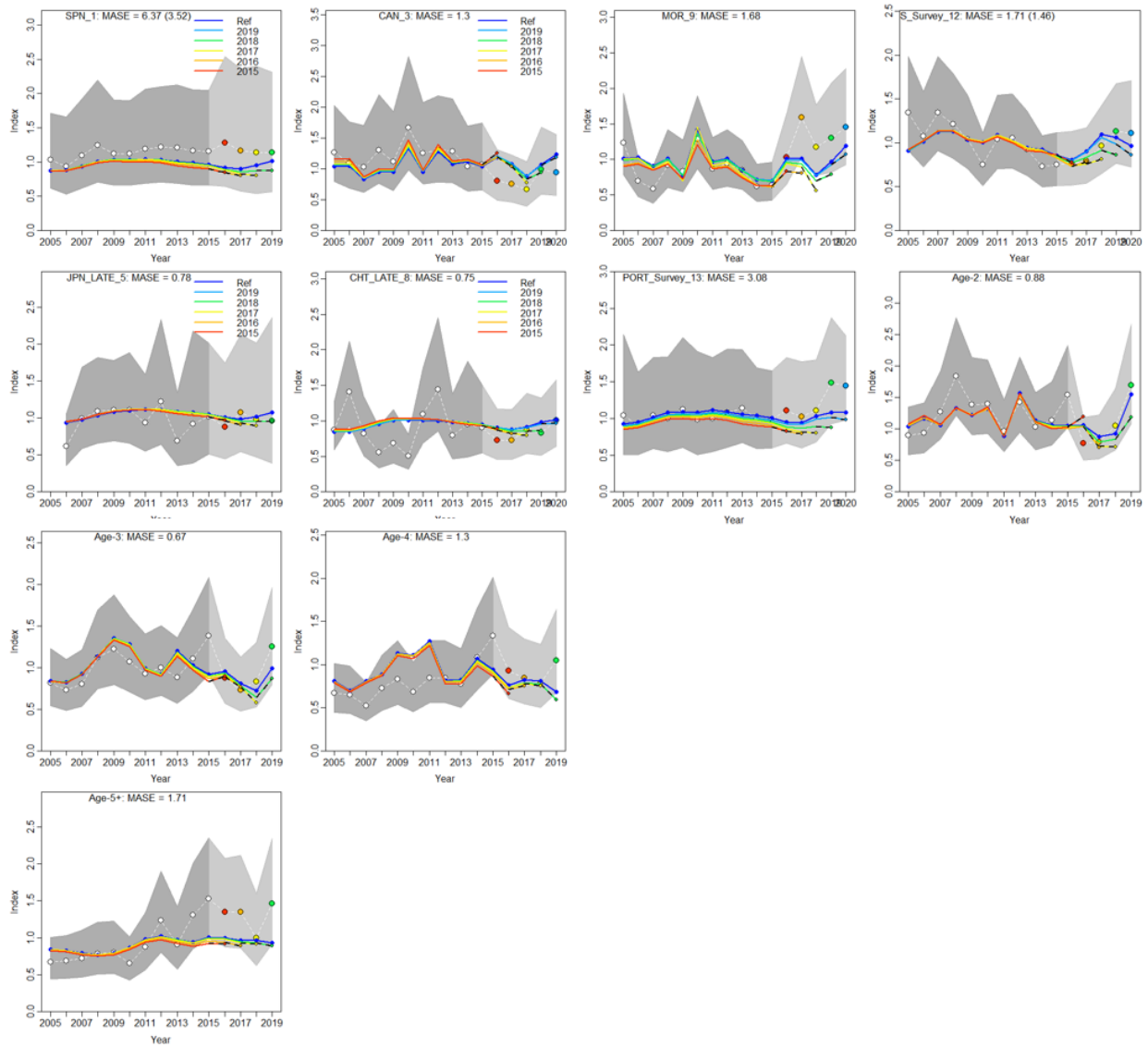


Figure 18. Hindcasting cross-validation (HCxval) results for three catch-per-unit-effort (CPUE) fits from the North Atlantic swordfish SS3 model, showing observed (large points connected with dashed line), fitted (solid lines) and one-year ahead forecast values (small terminal points). HCxval was performed using one reference model (Ref) and five hindcast model runs (solid lines) relative to the expected catch-per-unit effort (CPUE). The observations used for cross validation are highlighted as color-coded solid circles with associated 95% confidence intervals (light-gray shading). The model reference year refers to the endpoints of each one-year-ahead forecast and the corresponding observation (i.e., year of peel + 1). The mean absolute scaled error (MASE) score associated with each CPUE time series is denoted in each panel. The SPN_1 CPUE was not used in the final model.

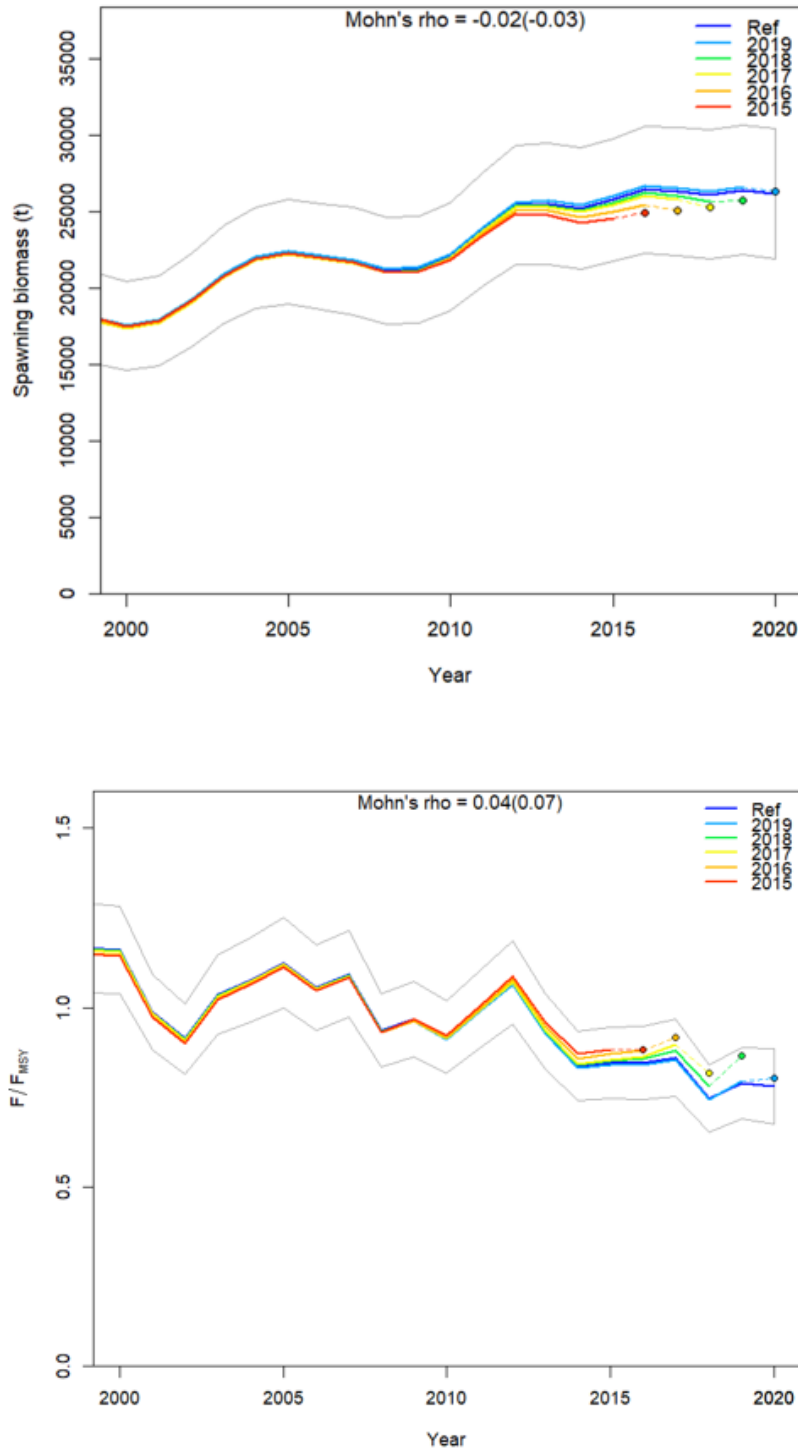


Figure 19. Retrospective analysis of spawning stock biomass (SSB) estimates for North Atlantic swordfish SS3 models conducted by re-fitting the reference model (Ref) after removing five years of observations, one year at a time sequentially. Mohn's rho statistic and the corresponding 'hindcast rho' values (in brackets) are printed at the top of the panels. One-year-ahead projections denoted by color-coded dashed lines with terminal points are shown for each model. Grey shaded areas are the 95 % confidence intervals from the reference model.

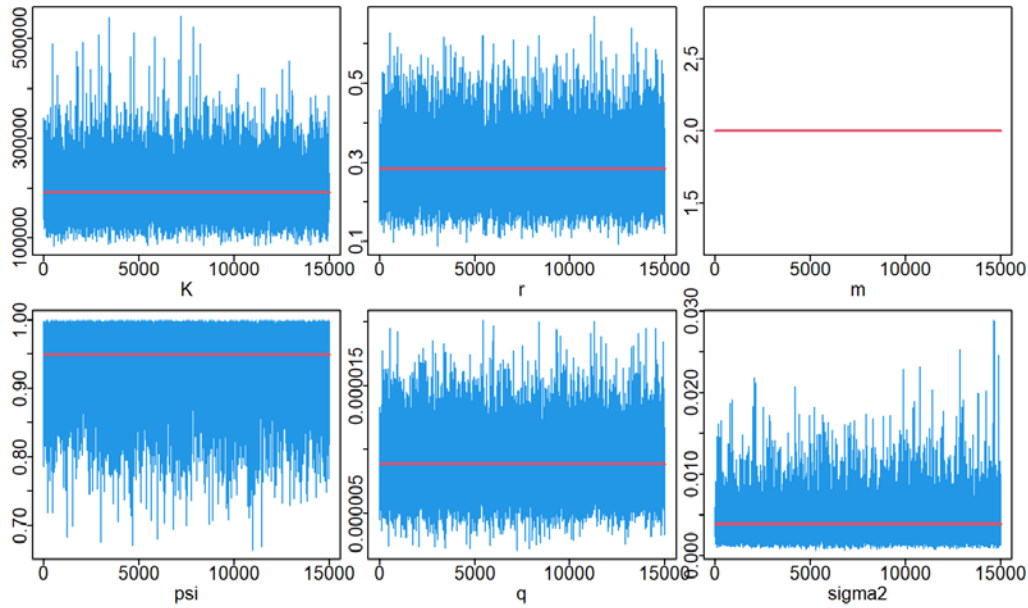


Figure 20. MCMC trace plots for the North Atlantic swordfish JABBA reference case model.

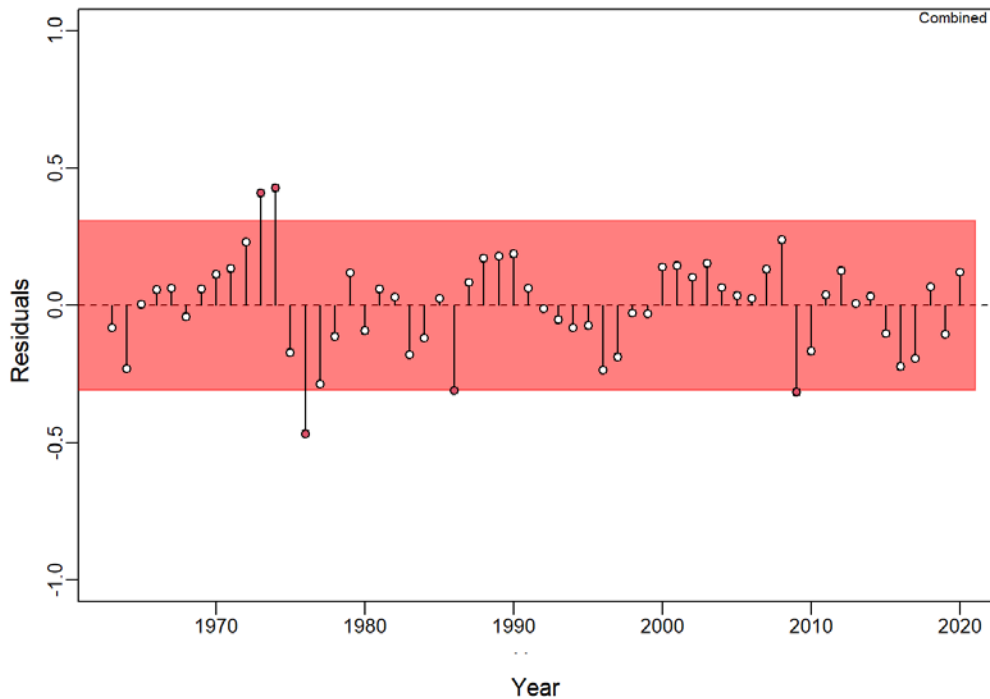


Figure 21. Runs test to evaluate the randomness of the time series of CPUE residuals for the reference case model for the North Atlantic swordfish JABBA assessment. A green panel would indicate no evidence of lack of randomness of time-series residuals ($p > 0.05$) while a red panel, as shown here, indicates possible autocorrelation. The inner shaded area shows three standard errors from the overall mean and red circles identify a specific year with residuals greater than this threshold value (3x sigma rule).

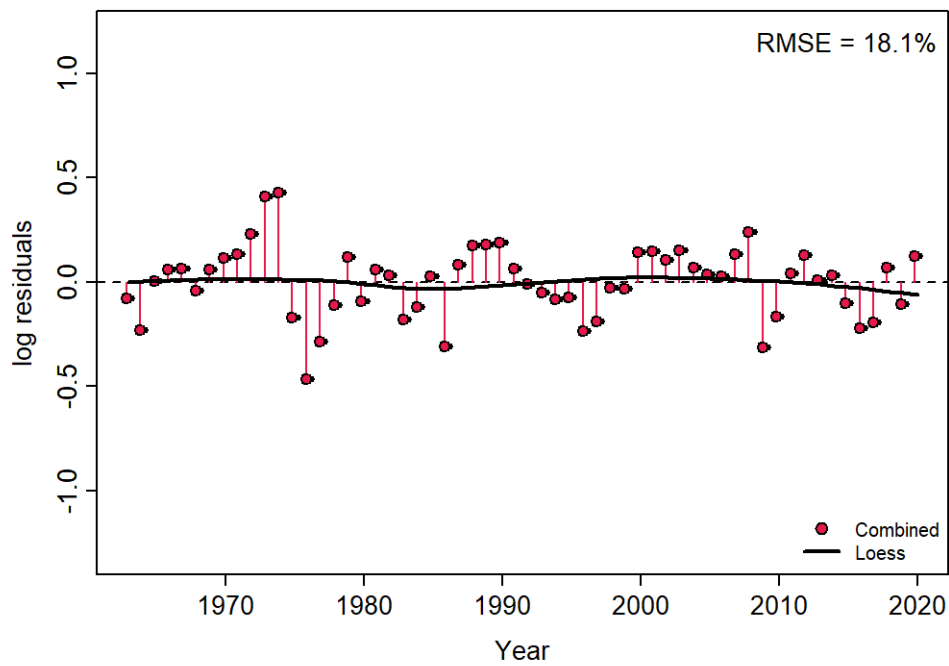


Figure 22. Residual diagnostic plots of CPUE indices for the North Atlantic swordfish JABBA reference case model. Lines indicate the residuals for the combined index for any given year, and solid black lines indicate a Loess smoother.

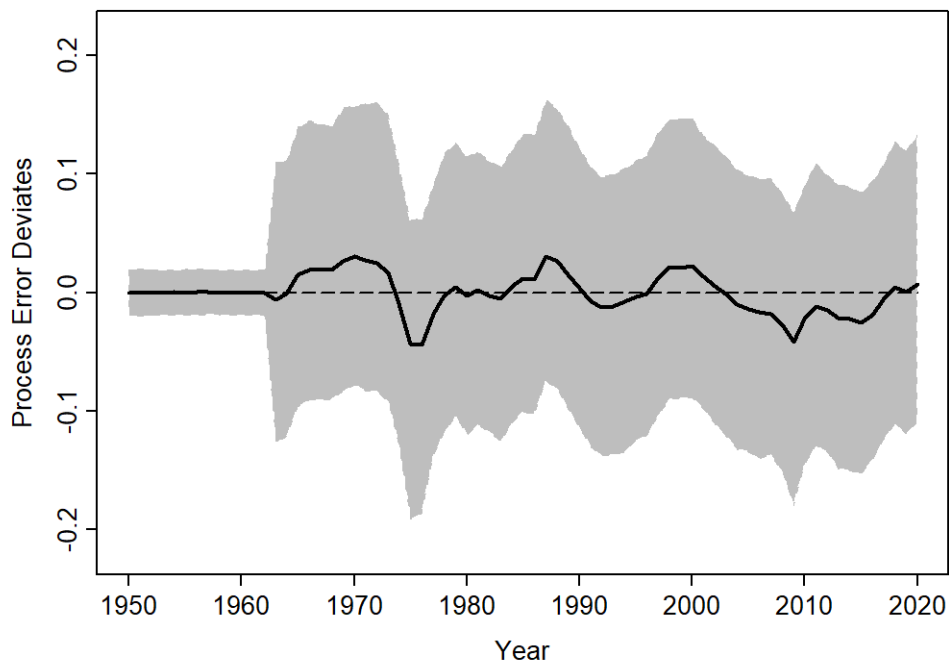


Figure 23. Process error deviations (median: solid line) from the reference case model for the North Atlantic swordfish JABBA assessment. Shaded grey area indicates 95% credibility intervals.

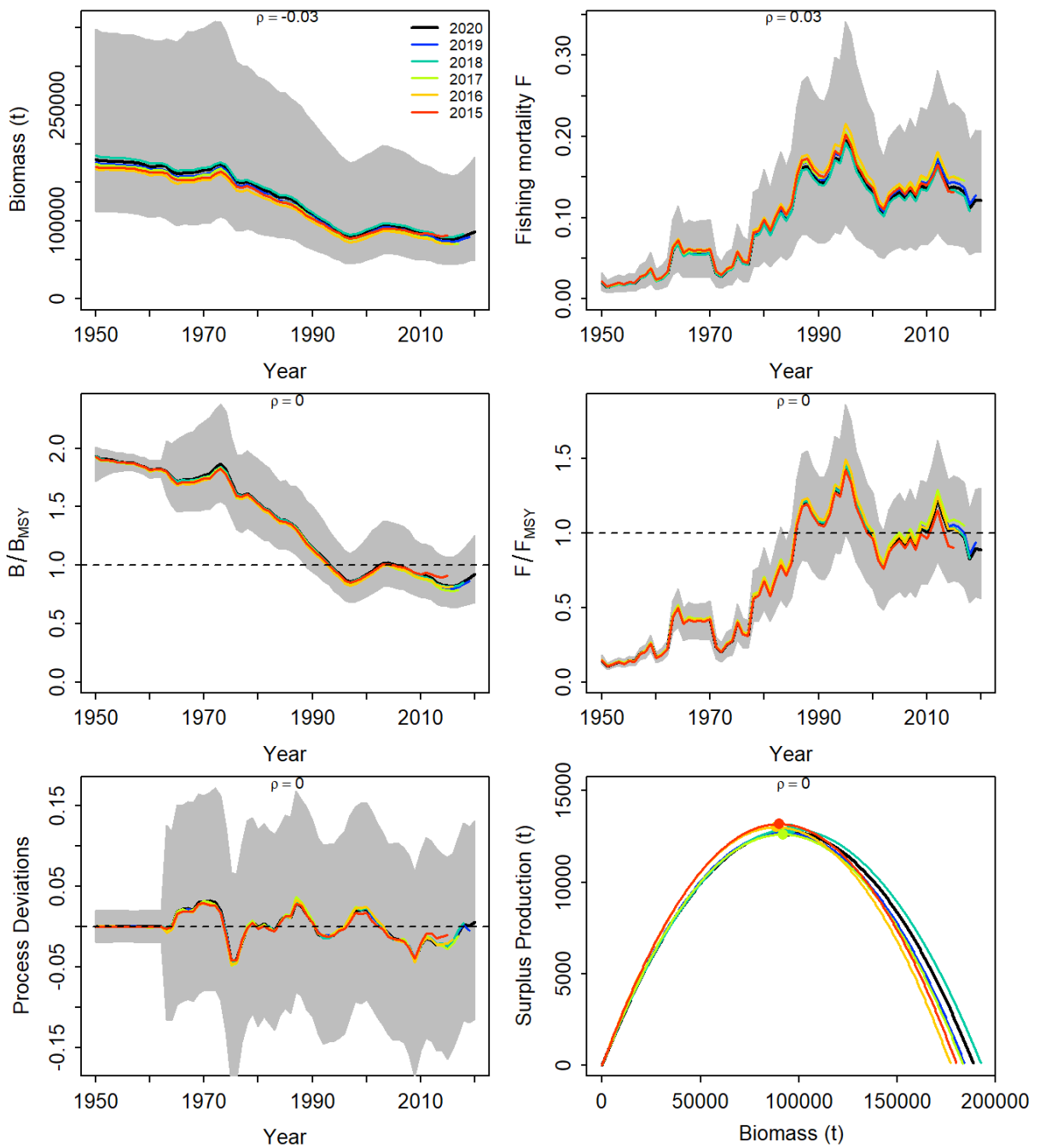


Figure24. Retrospective analysis performed to the reference case model of the North Atlantic swordfish assessment, by removing one year at a time sequentially ($n=5$) and predicting the trends in biomass and fishing mortality (upper panels), biomass relative to B_{MSY} (B/B_{MSY}) and fishing mortality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

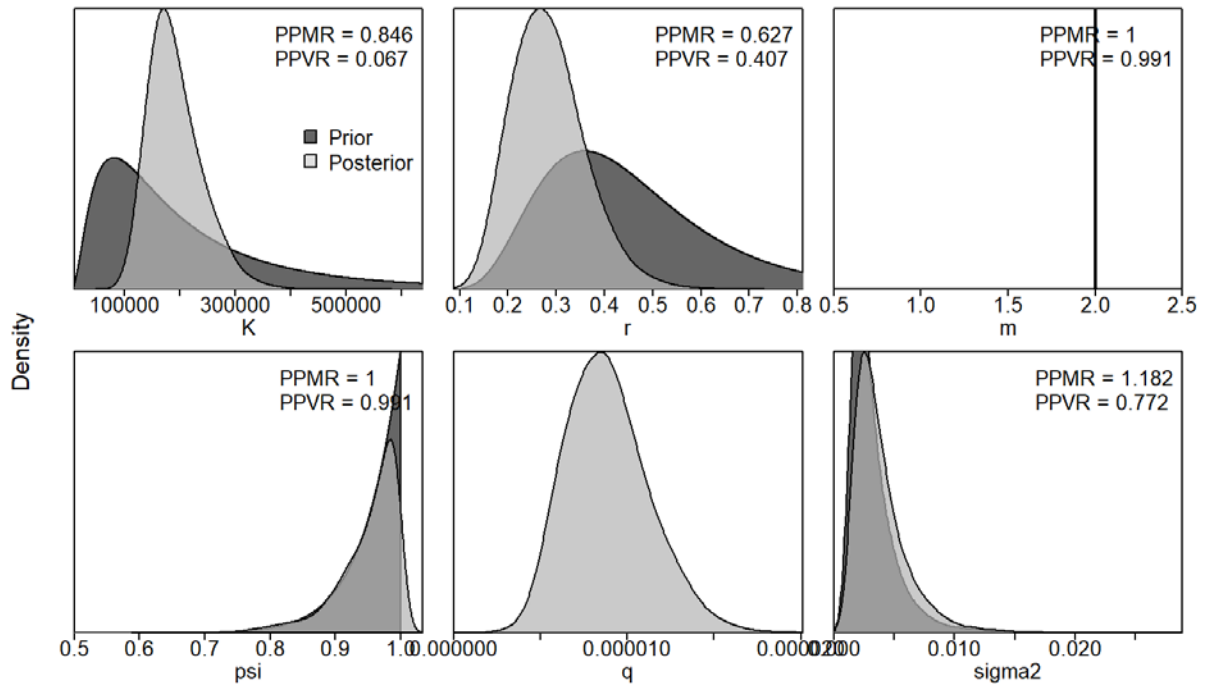


Figure 25. Prior and posterior distributions of various model and management parameters for the reference case model for the North Atlantic swordfish JABBA assessment. PPMR: Posterior to Prior Ratio of Means; PPVR: Posterior to Prior Ratio of Variances.

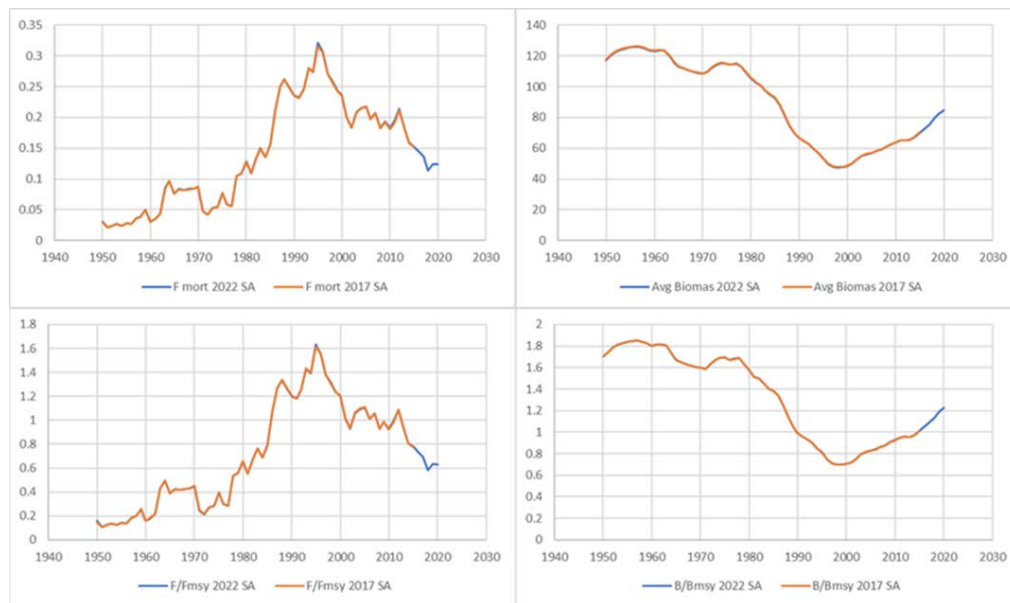


Figure 26. Comparison of the biomass and fishing mortality trends trajectories of the 2017 ASPIC base case (2017 SA) and the continuity case (2022 SA) when updating only the catch series (2016-2020) and using the 2017 Combined biomass index.

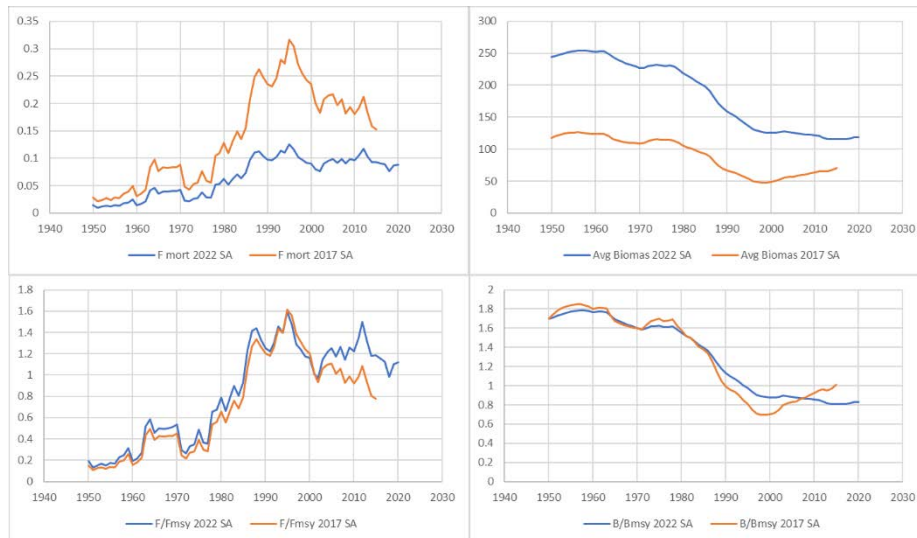


Figure 27. Comparison of the biomass and fishing mortality trends trajectories of the 2017 ASPIC base case (2017 SA) and the continuity case (2022 SA) when updating both the catch series (2016 – 2020) and using the 2022 Combined biomass index.

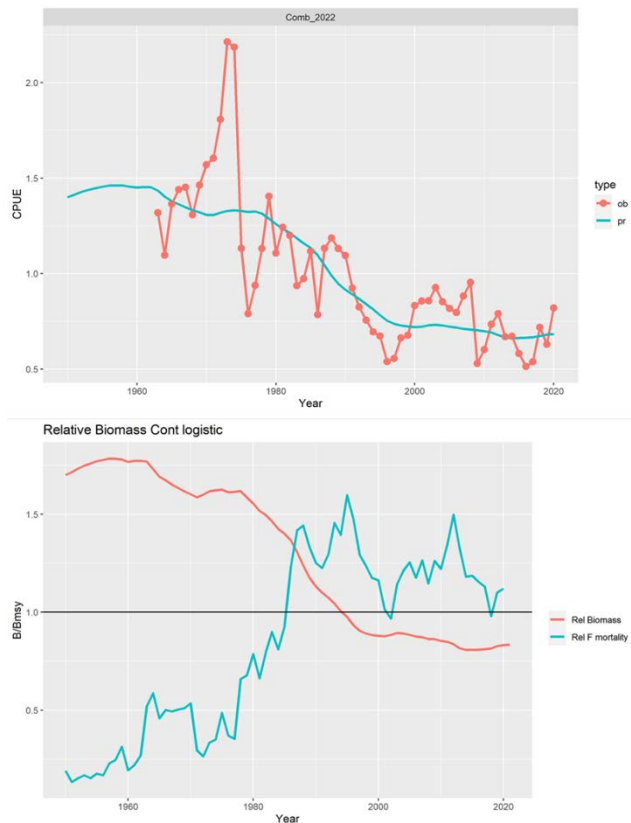


Figure 28. ASPIC continuity run with the 2022 combined index and catch series 1950 -2020. The top plot shows the fit to the index series (pr) and the index observed values (ob), and the bottom plot shows the relative biomass and fishing mortality trends estimated by the model.

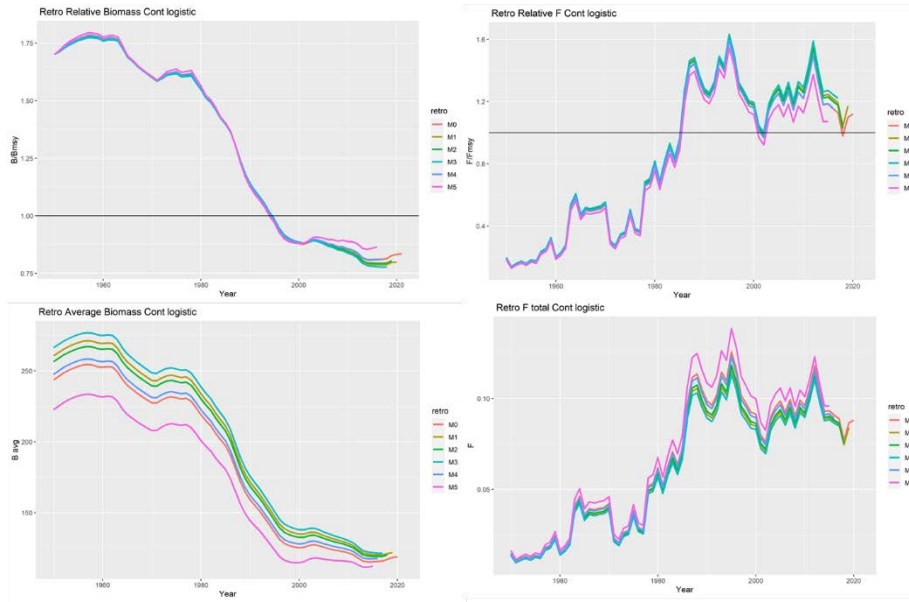


Figure 29. ASPIC continuity run: diagnostic plot. Five-year retrospective runs of the relative biomass and fishing mortality (top row) and absolute values (bottom row).

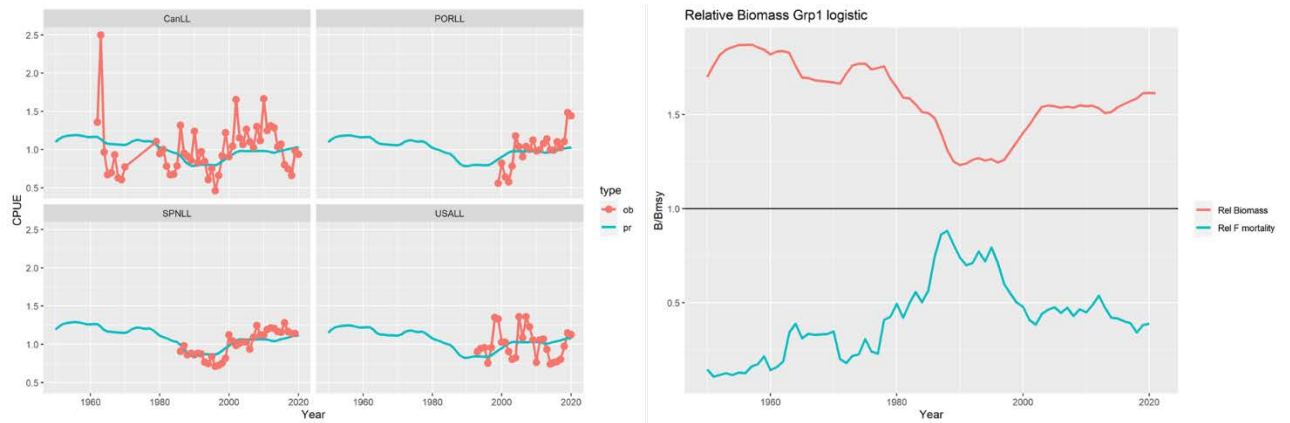


Figure 30. ASPIC group 1 indices run: left plot shows the fit to the indices of abundance and the right plot the relative biomass and fishing mortality trends.

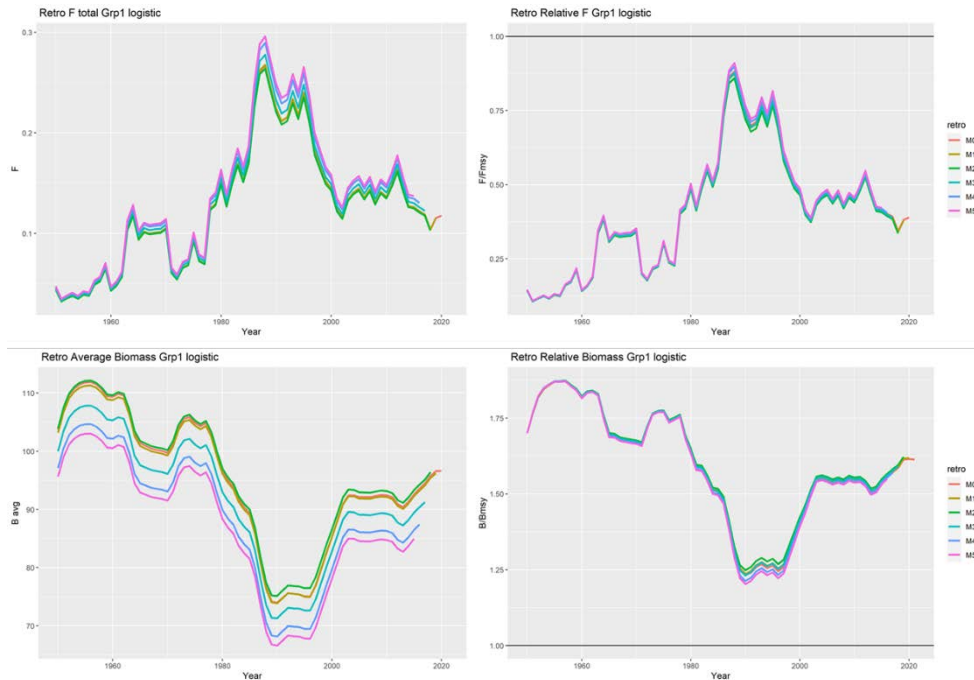


Figure 31. ASPIC group 1 indices run: diagnostic five-year retrospective run for the absolute (left column) and relative (right column) fishing mortality and biomass trends.

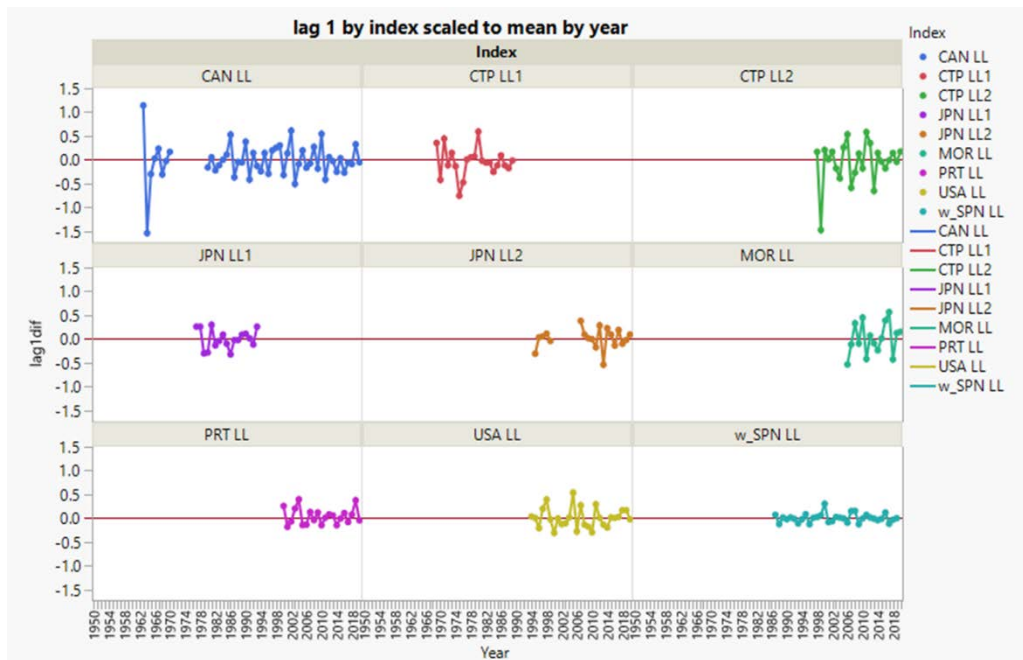


Figure 32. N-SWO indices of abundance lag 1-year analysis. Indices were scaled to their mean, large values (+, -) indicate a large variation of the relative stock biomass in one year.

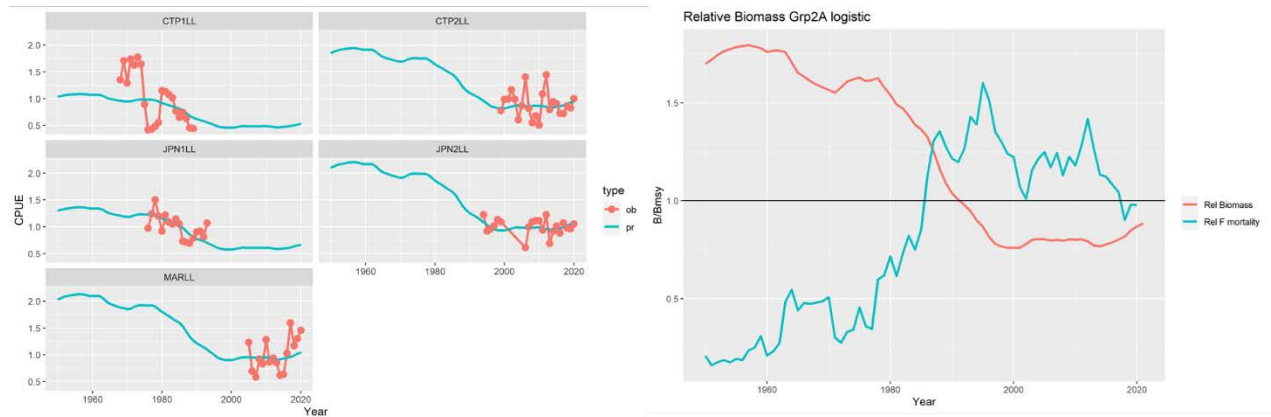


Figure 33. ASPIC group 2A indices run: left plot shows the fit to the indices of abundance and the right plot the relative biomass and fishing mortality trends.

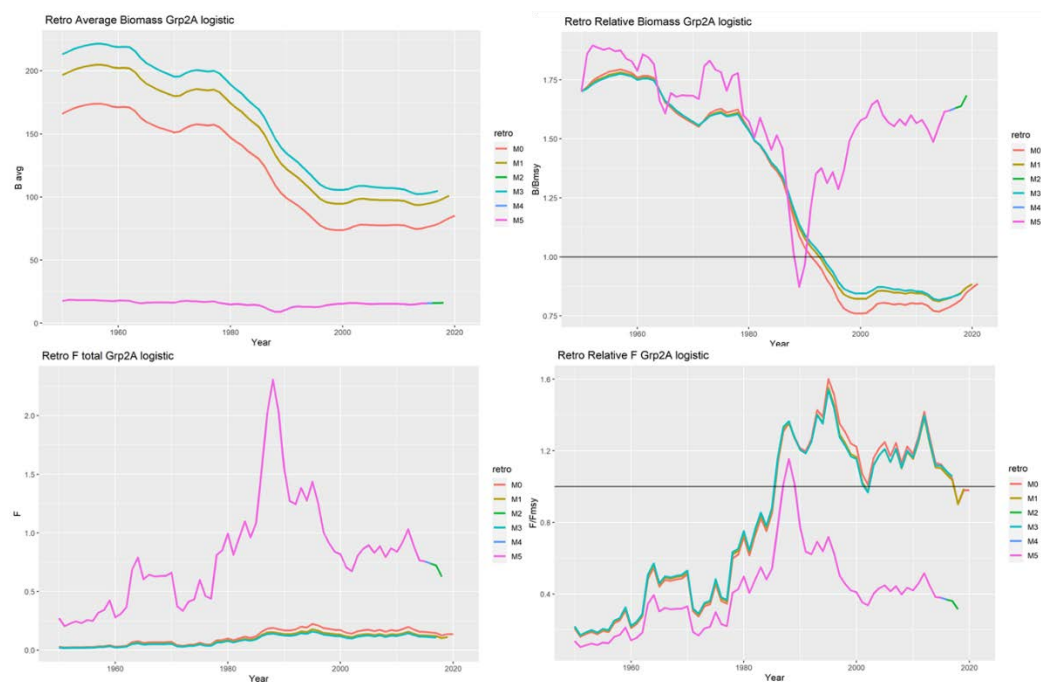


Figure 34. ASPIC group 2A indices run: diagnostic five-year retrospective run for the absolute (left column) and relative (right column) fishing mortality and biomass trends.



Figure 35. ASPIC diagnostic Jackknife test was performed on the Group 1 (Grp1, left column) and Group 2A (Grp2A, right column) indices of abundance. Plotted are the relative fishing (top row) and biomass (bottom row) trends, each line represents the run results when excluded the index indicated in the legend.

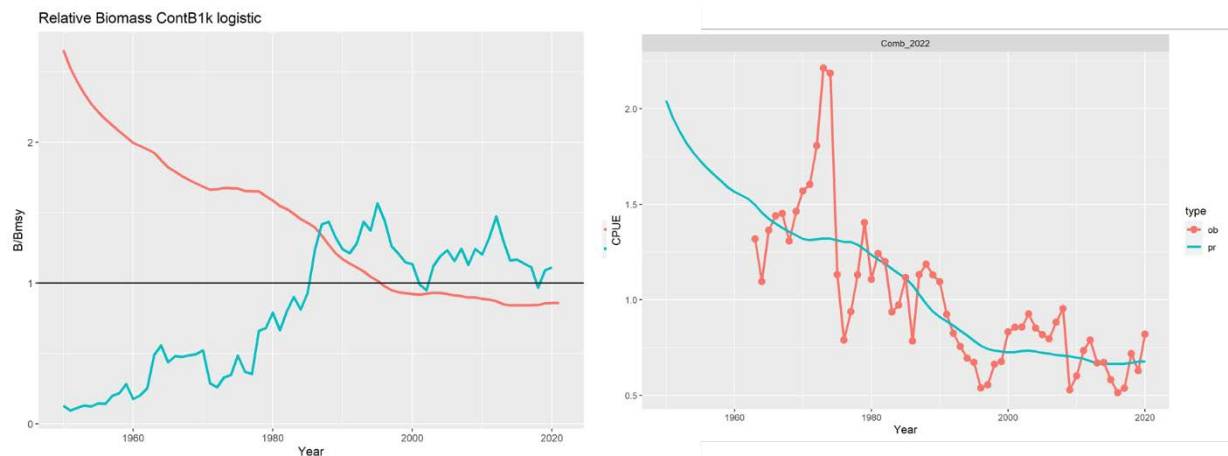


Figure 36. ASPIC fit 2022 combined biomass index and estimating B1/K parameter run: left plot shows the fit to the combined index of abundance and the right plot the relative biomass and fishing mortality trends.

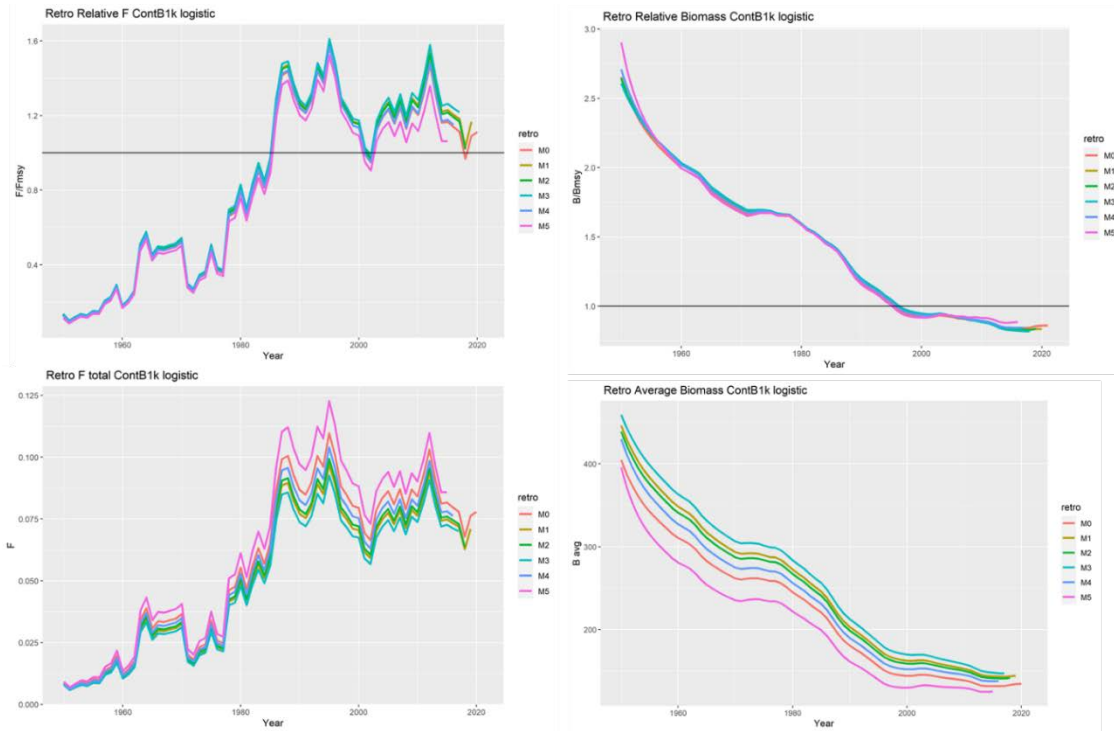


Figure 37. ASPIC fit 2022 combined biomass index and estimating B1/K parameter run: diagnostic five-year retrospective run for the relative (top row) and absolute (bottom row) fishing mortality and biomass trends.

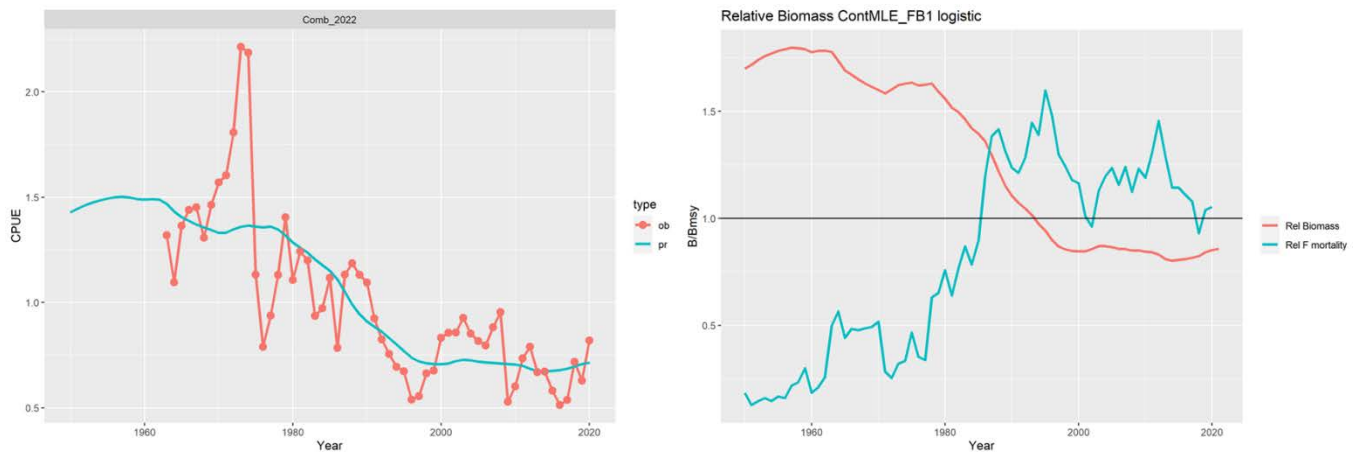


Figure 38. ASPIC fit 2022 combined biomass index with MLE estimation run: left plot shows the fit to the combined index of abundance and the right plot the relative biomass and fishing mortality trends.

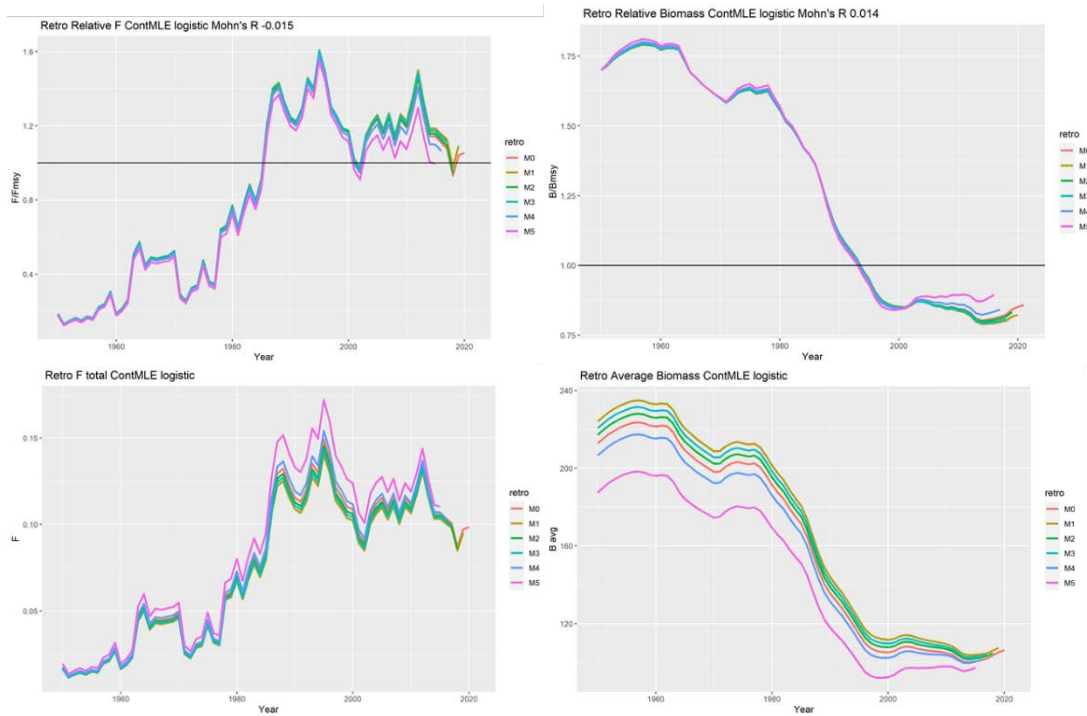


Figure 39. ASPIC fit 2022 combined biomass index with MLE estimation run: diagnostic five-year retrospective run for the relative (top row) and absolute (bottom row) fishing mortality and biomass trends

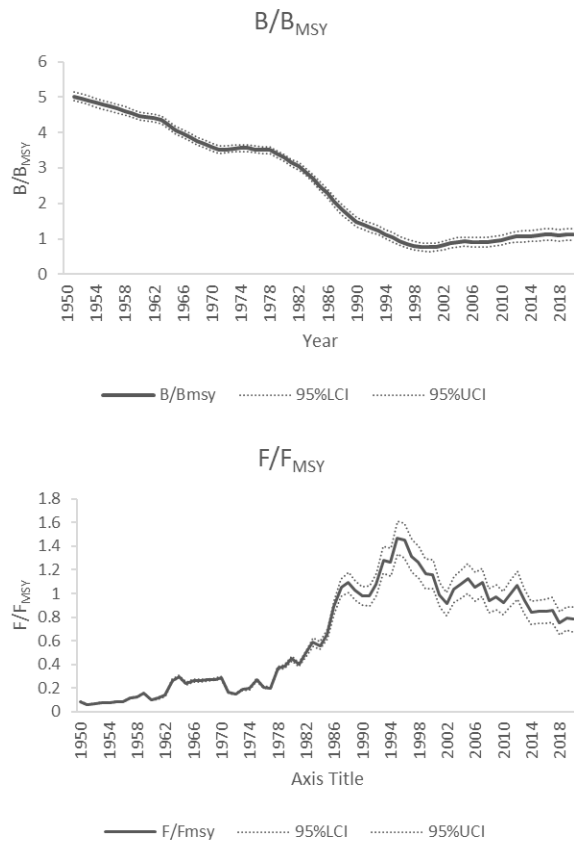


Figure 40. Stock Status (B/B_{MSY} and F/F_{MSY}) trajectories for the updated SS3 stock assessment for the North Atlantic Swordfish.

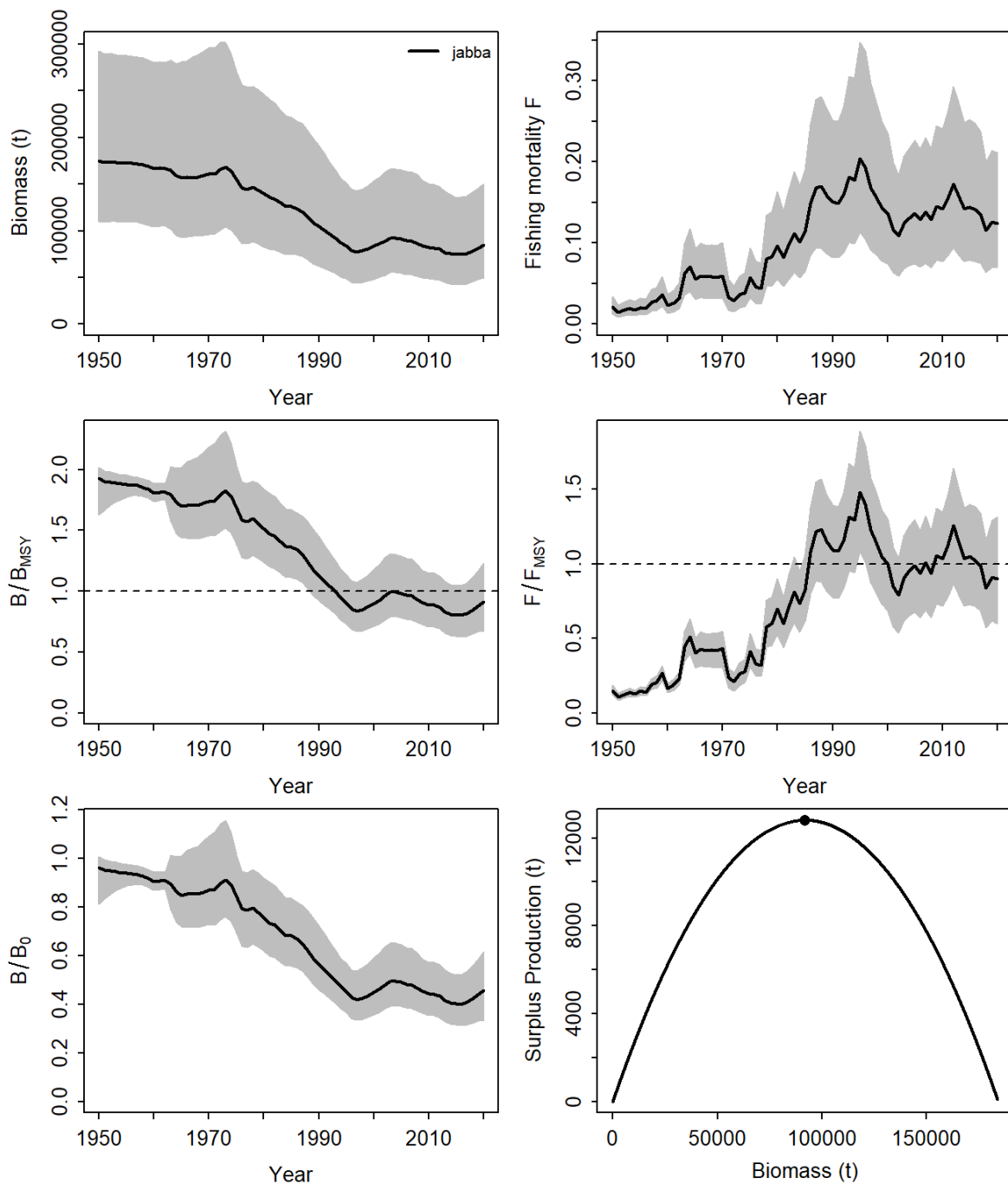


Figure 41. Biomass and fishing mortality (upper panels), biomass relative to B_{MSY} (B/B_{MSY}) and fishing mortality relative to F_{MSY} (F/F_{MSY}) (middle panels), and biomass relative to K (B/K) and surplus production curve (bottom panels) for the JABBA reference case model for North Atlantic swordfish.

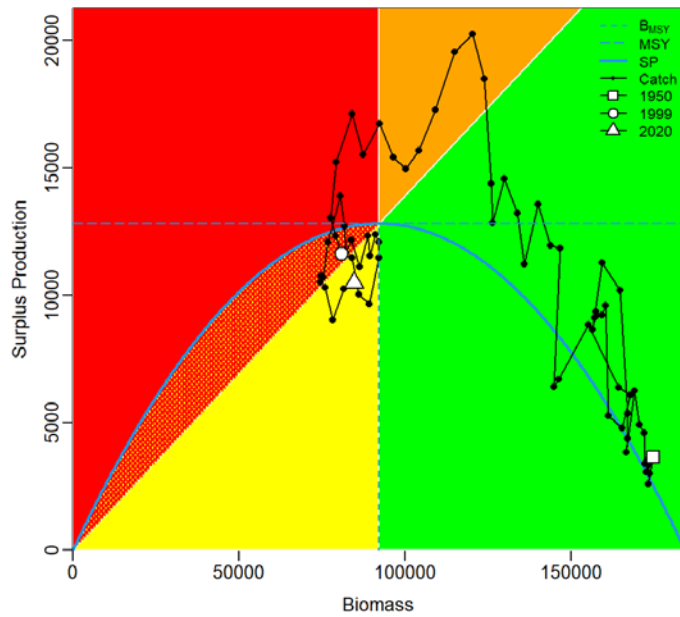


Figure 42. JABBA Kobe phase plot for the reference case showing trajectories of the catches in relation to B_{MSY} and MSY for the North Atlantic swordfish.

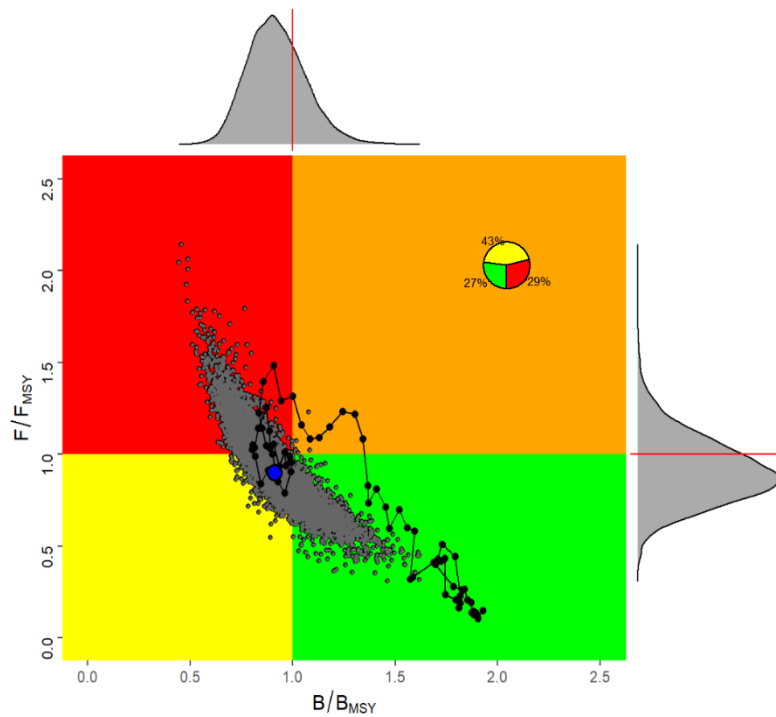


Figure 43. Kobe plot showing estimated trajectories (1950-2020) of B/B_{MSY} and F/F_{MSY} for the JABBA reference case model for the North Atlantic swordfish assessment. The probability of terminal year points falling within each quadrant is indicated in the pie chart.

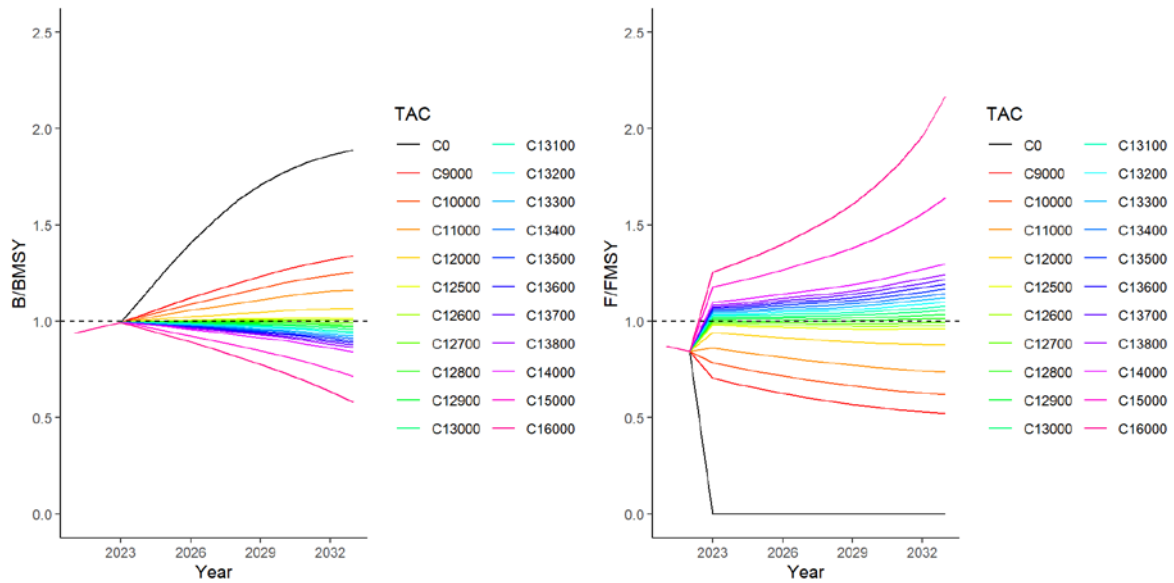


Figure 44. Projections for B/B_{MSY} and F/F_{MSY} based on the JABBA reference case model for North Atlantic swordfish for various levels of future catch ranging from 9,000 – 16,000 tons, including a zero-catch scenario. The initial catch for the years 2021-2022 were set to 10,476 t, which is the catch of the final year (2020) available in the catch data. The projections are run until 2033. The dashed lines denotes B_{MSY} and F_{MSY} .

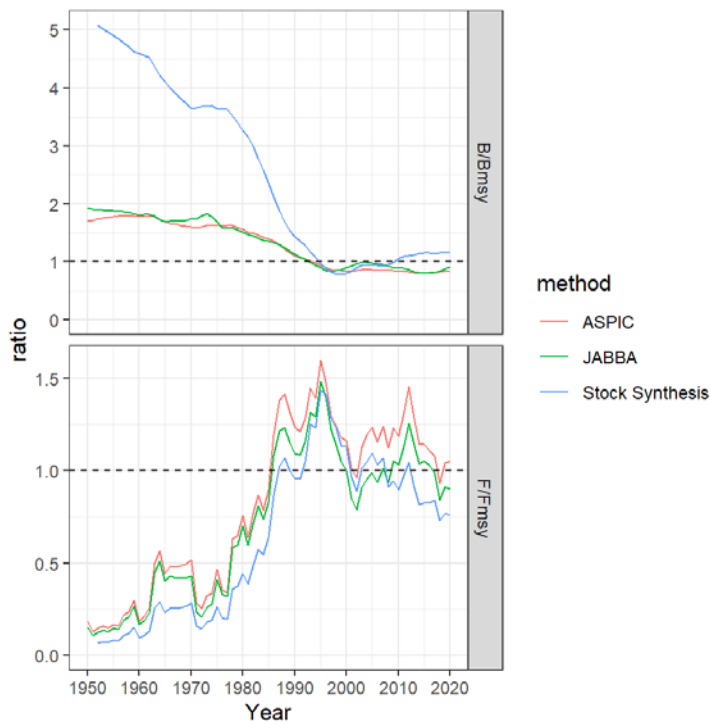


Figure 45. Trajectories of B/B_{MSY} (top panel) and F/F_{MSY} (bottom panel) using Stock Synthesis (blue), ASPIC (red) and JABBA (green).

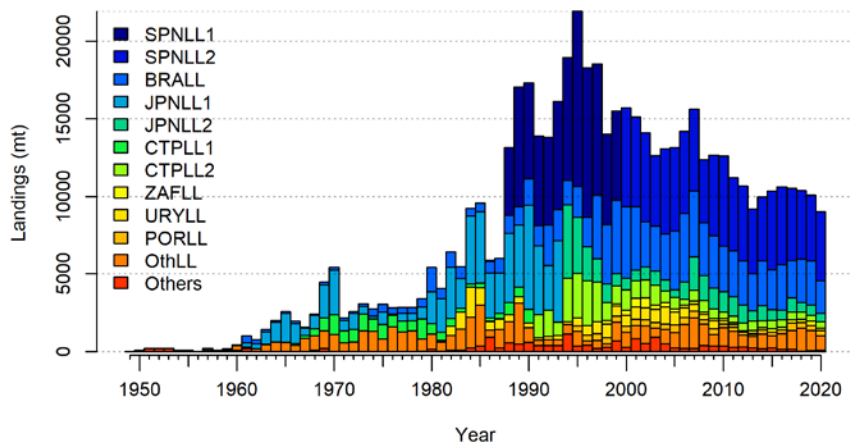


Figure 46. Catch (t) by fleet for South Atlantic swordfish.

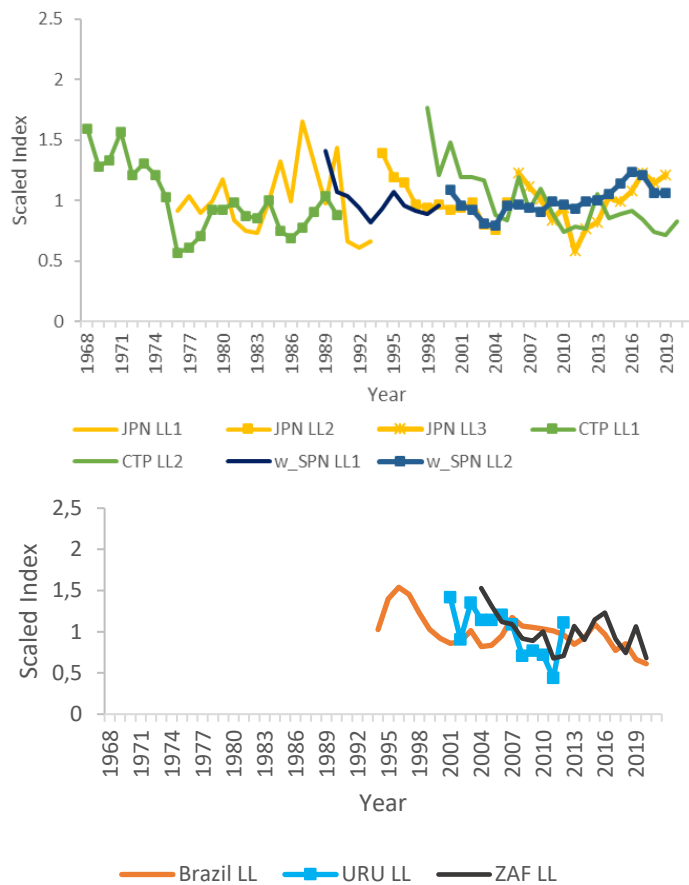


Figure 47. Normalized CPUE indices used in the reference case model for South Atlantic swordfish. Indices that were split (JPN, EU-SPN and CTP) are shown on the top, and the rest (BRA, URU and ZAF) are shown at the bottom.

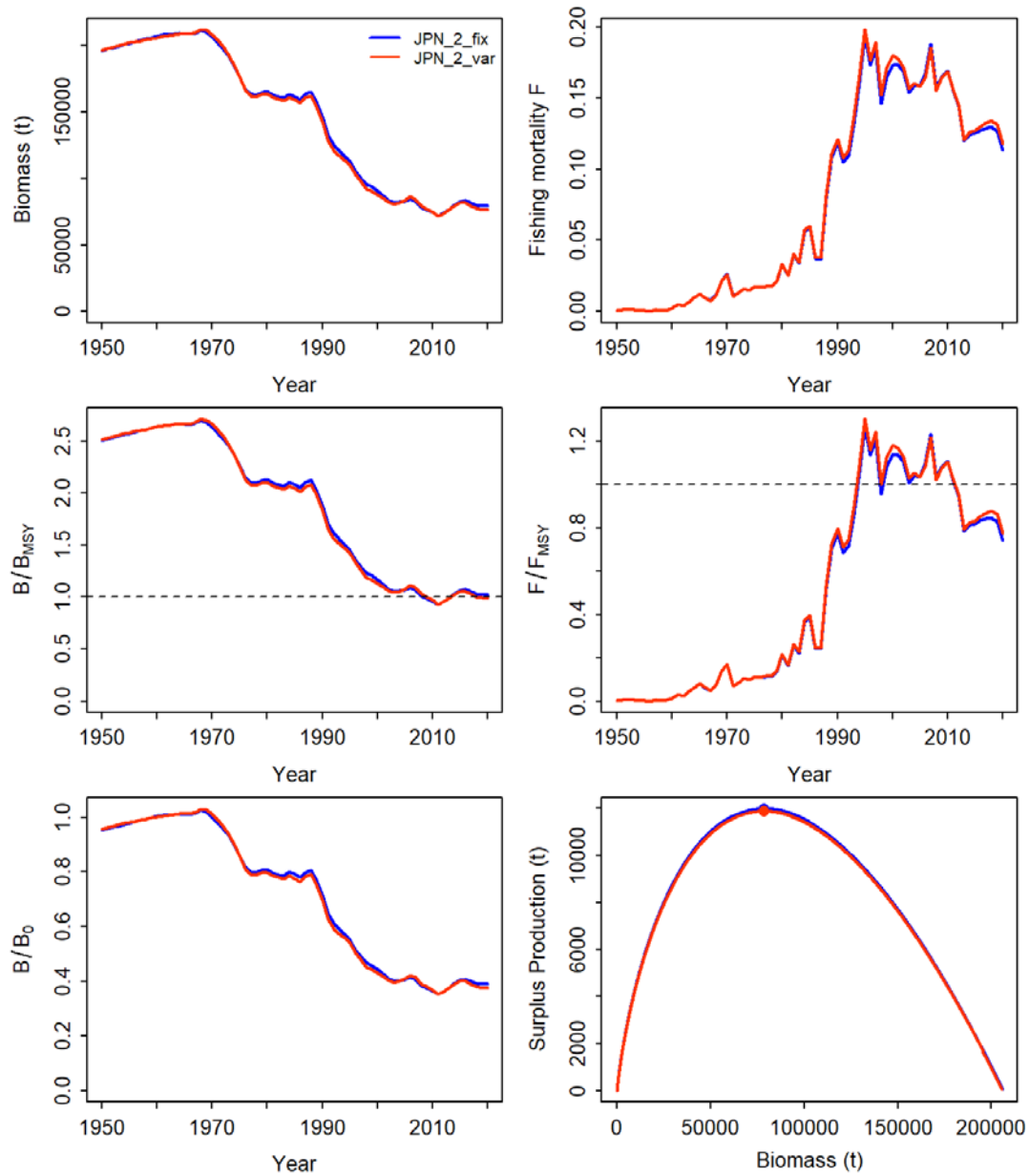
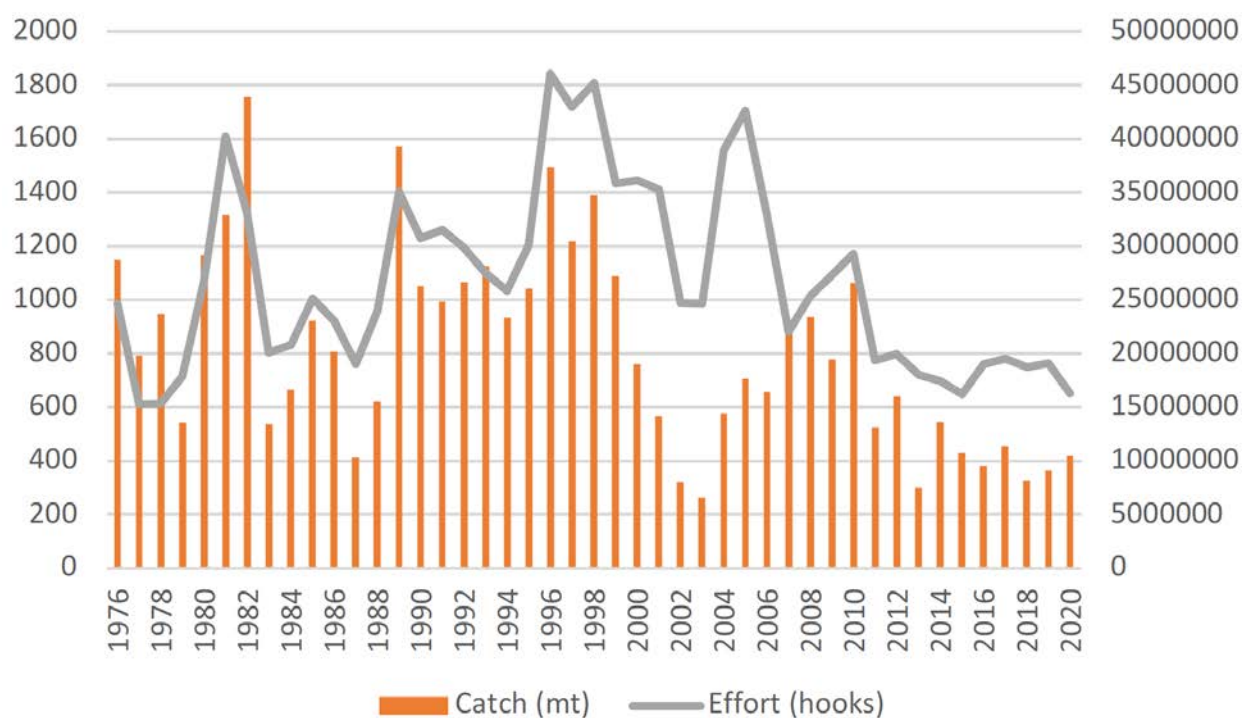


Figure 48. An additional run was suggested by weighting all indices with their coefficient variance to account for recent uncertainties.

North Atlantic



South Atlantic

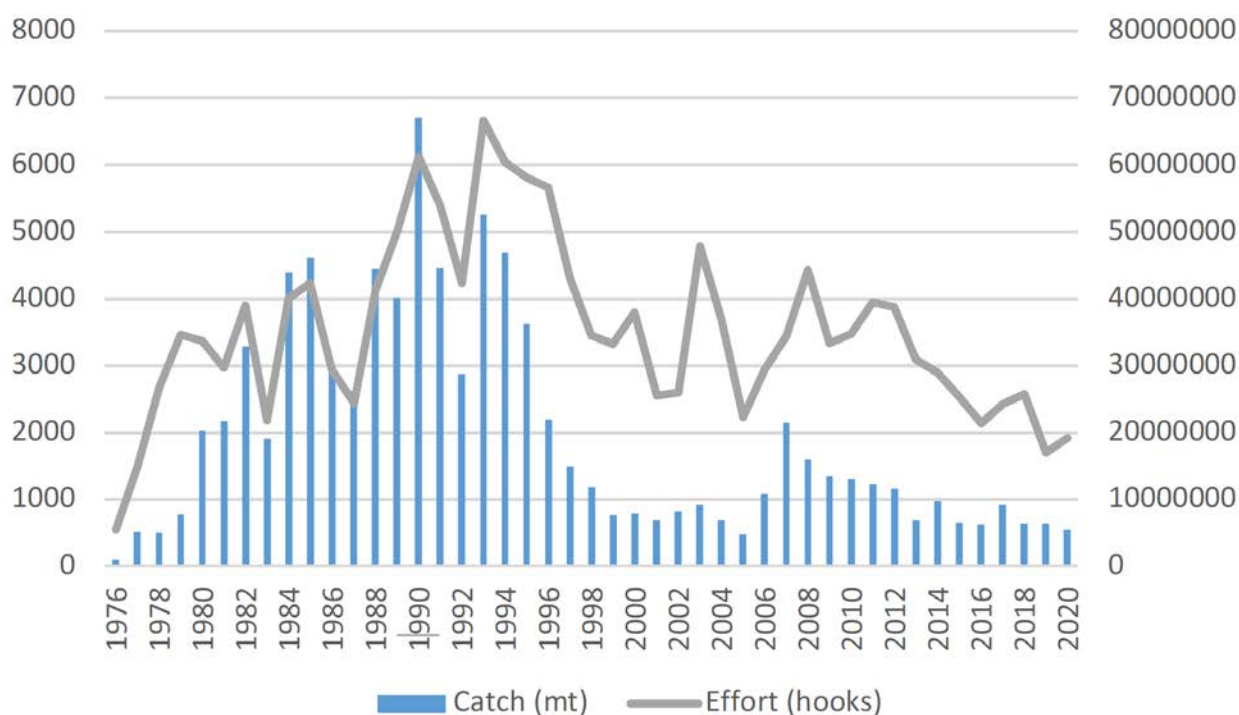


Figure 49. Nominal catch and effort by the Japan longline fleets in the North (top) and South (bottom) Atlantic.

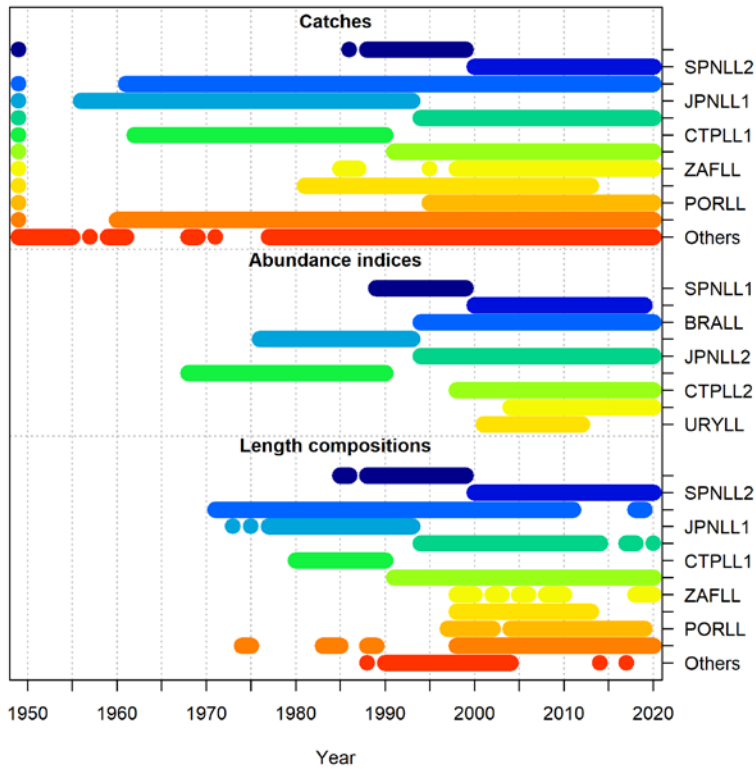


Figure 50. Summary of data available by year for southern swordfish for the SS model.

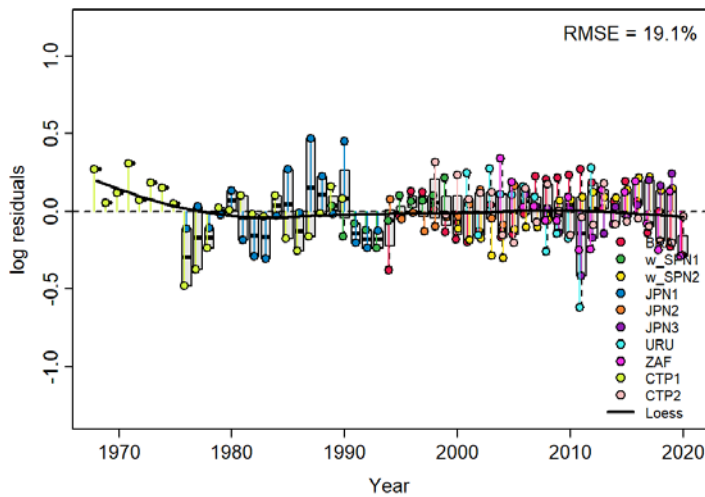


Figure 51. Residual diagnostic plots of CPUE indices for the South Atlantic swordfish JABBA reference case model. Boxplots indicate the median and quantiles of all residuals available for any given year, and solid black lines indicate a Loess smoother through all residuals.

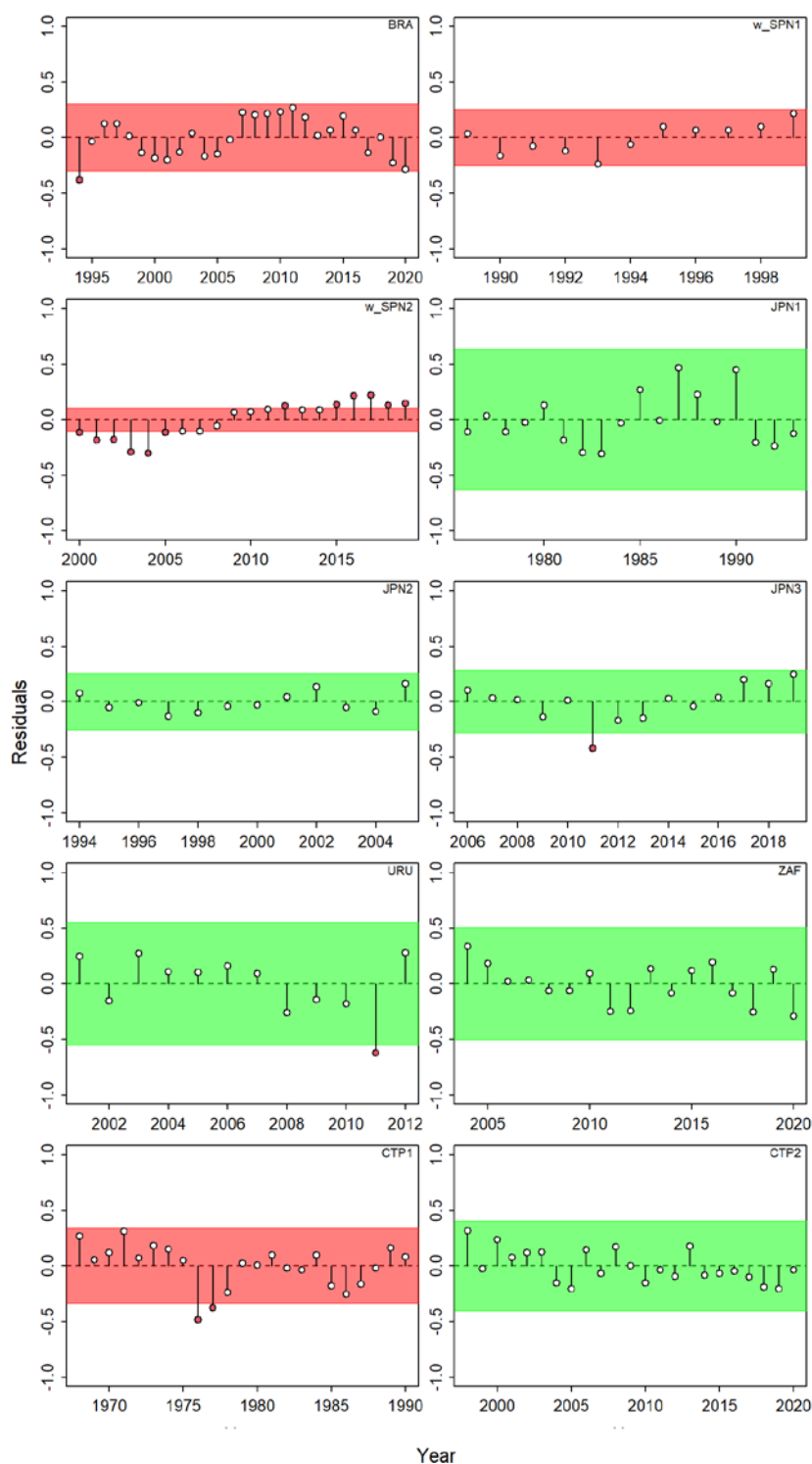


Figure 52. Runs tests to evaluate the randomness of the time series of CPUE residuals by fleet for the reference case model for the South Atlantic swordfish JABBA assessment. Green panels indicate no evidence of lack of randomness of time-series residuals ($p > 0.05$) while red panels indicate possible autocorrelation. The inner shaded area shows three standard errors from the overall mean and red circles identify a specific year with residuals greater than this threshold value (3x sigma rule).

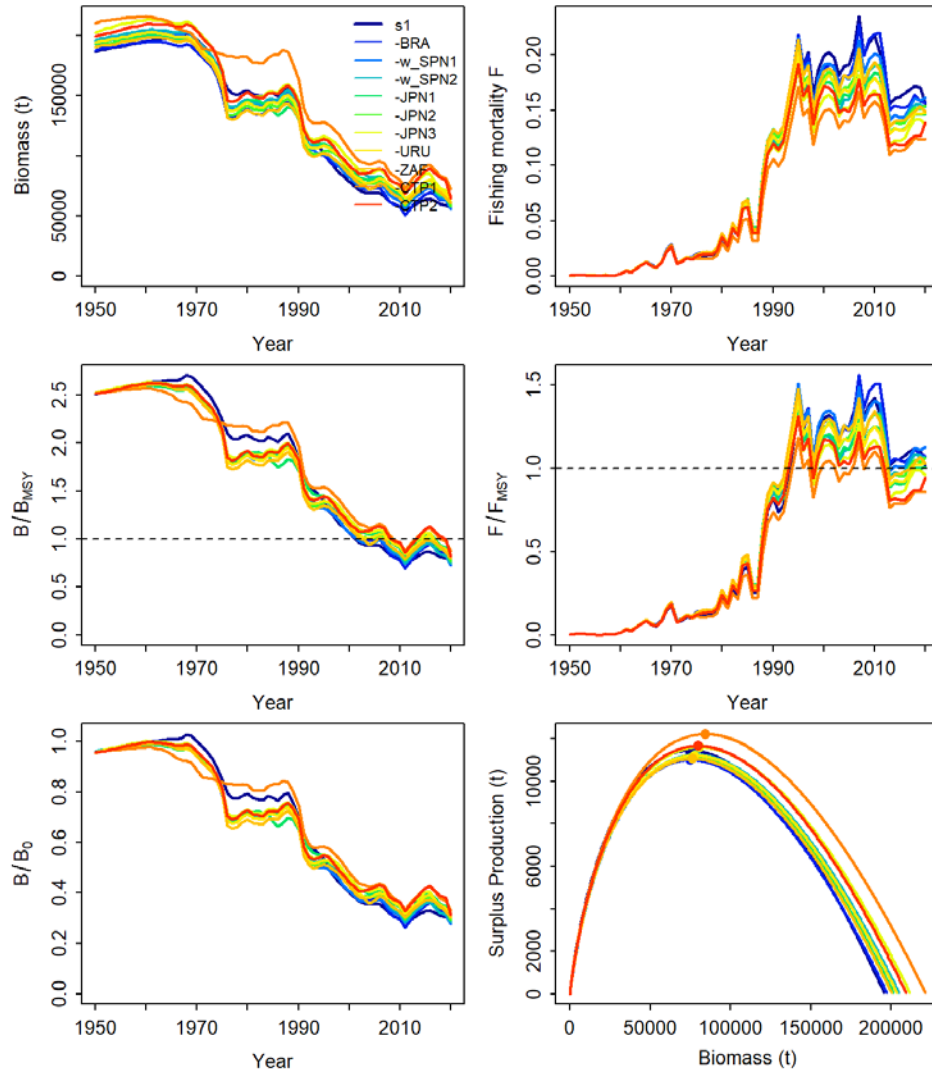


Figure 53. Jackknife index analysis performed to the reference case JABBA model of the South Atlantic swordfish assessment, by removing one CPUE fleet at a time and predicting the trends in biomass and fishing mortality (upper panels), biomass relative to B_{MSY} (B/B_{MSY}) and fishing mortality relative to F_{MSY} (F/F_{MSY}) (middle panels) and biomass relative to K (B/B_0) and surplus production curve (bottom panels).

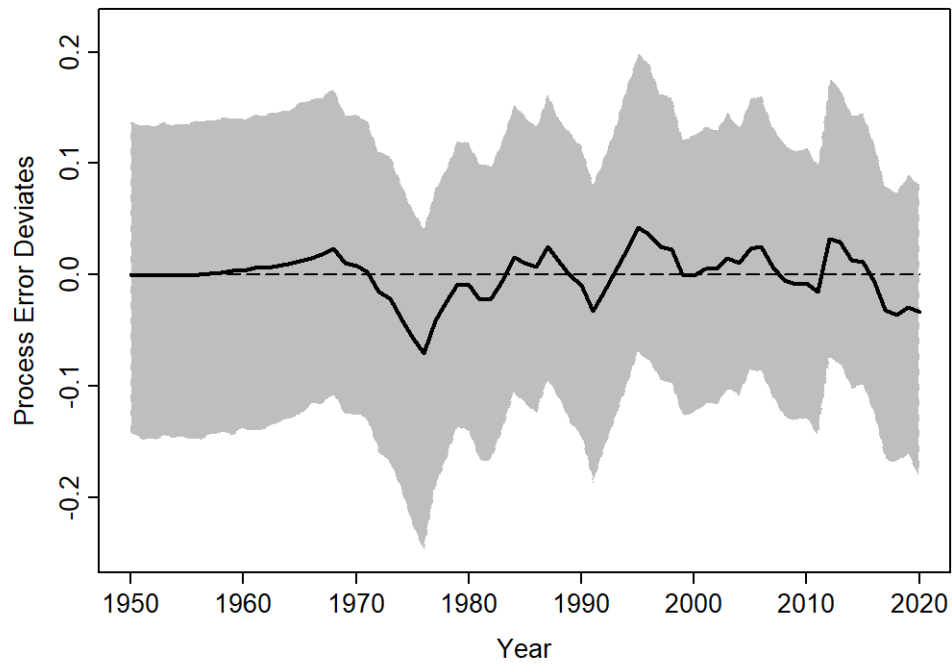


Figure 54. Process error deviates (median: solid line) from the reference case model for the South Atlantic swordfish JABBA assessment. Shaded grey area indicates 95% credibility intervals.

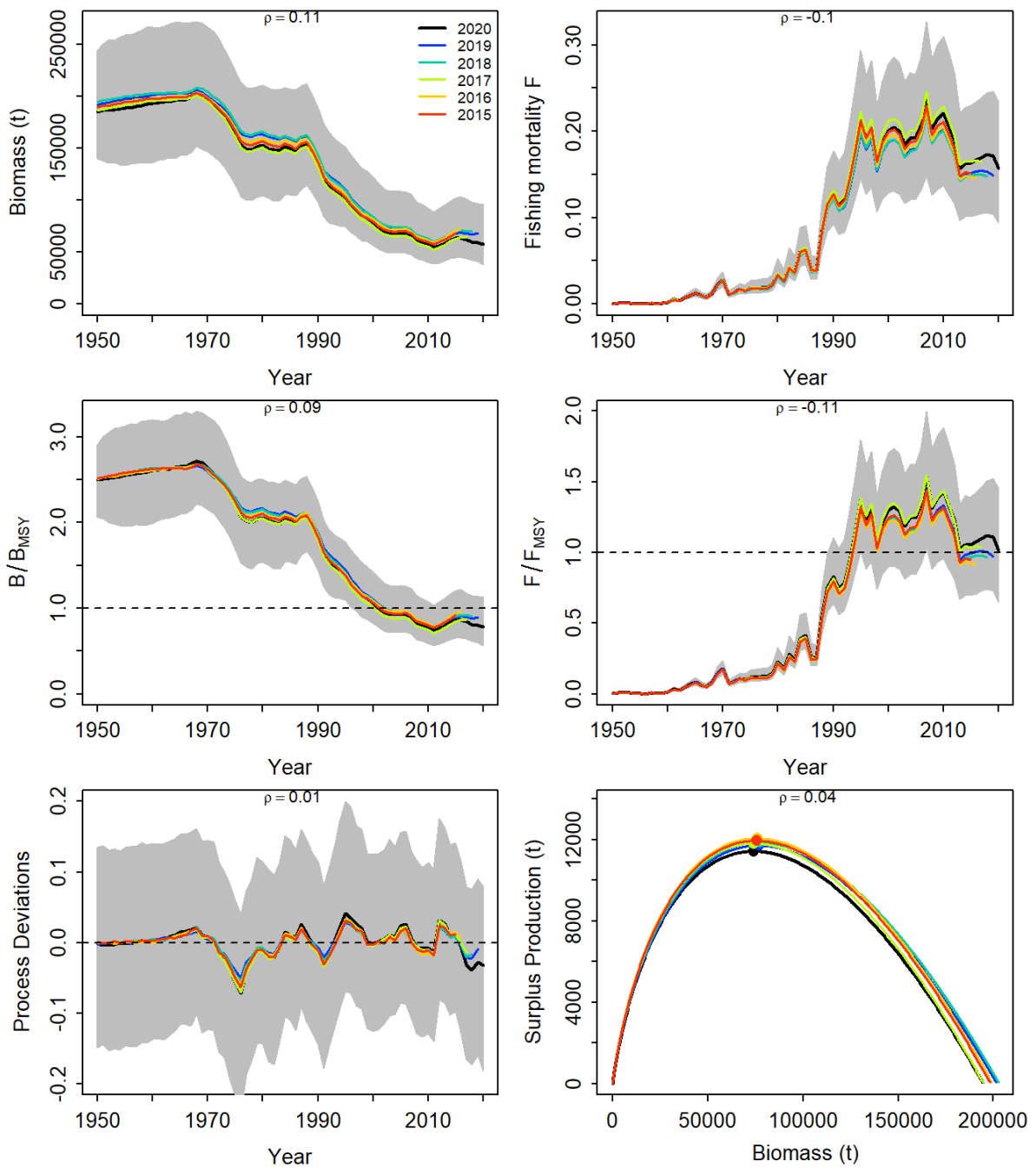


Figure 55. Retrospective analysis performed to the reference case model of the South Atlantic swordfish assessment, by removing one year at a time sequentially ($n=5$) and predicting the trends in biomass and fishing mortality (upper panels), biomass relative to B_{MSY} (B/B_{MSY}) and fishing mortality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

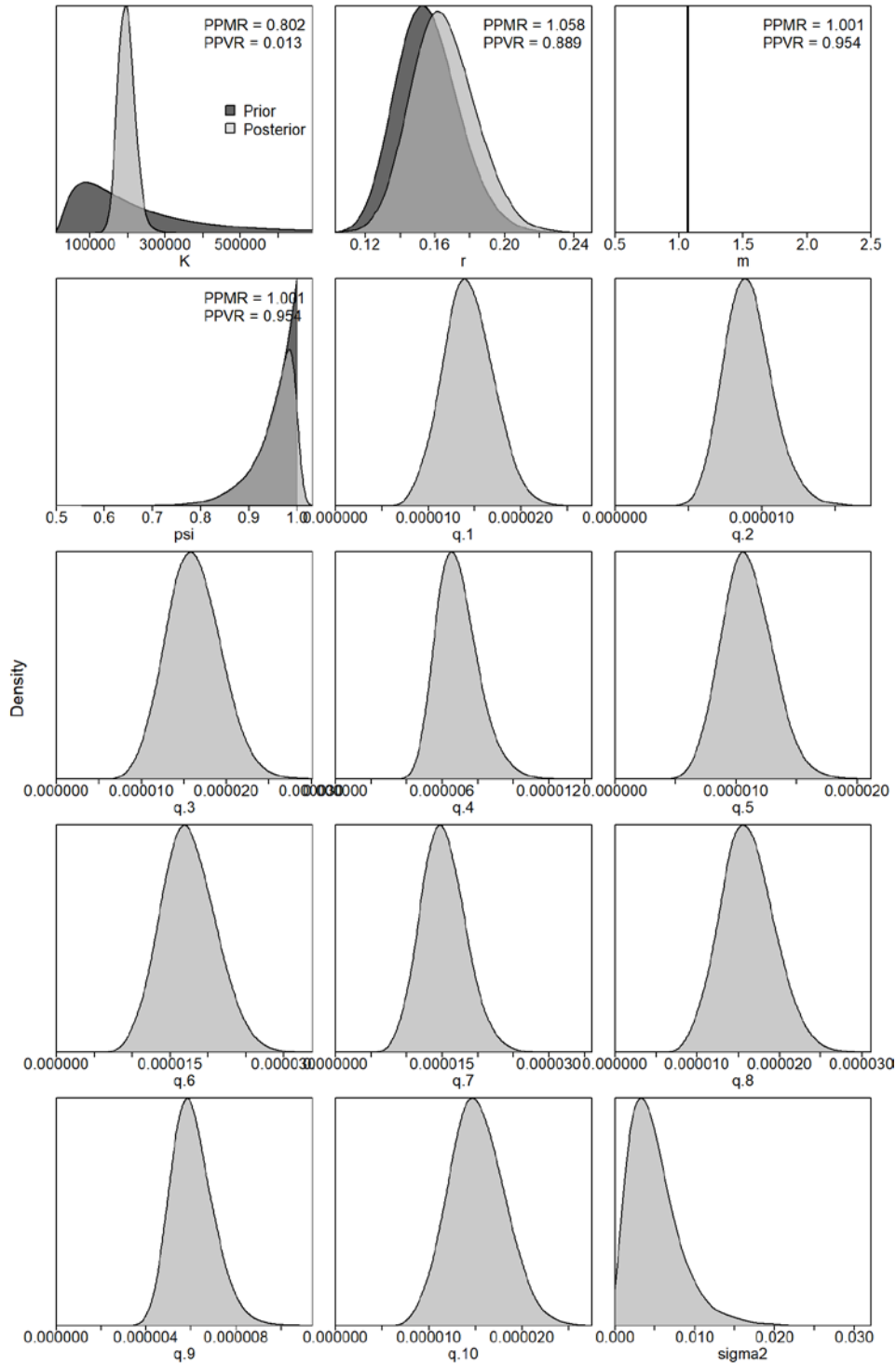


Figure 56. Prior and posterior distributions of various model and management parameters for the reference case model for the South Atlantic swordfish JABBA assessment. PPMR: Posterior to Prior Ratio of Means; PPVR: Posterior to Prior Ratio of Variances.

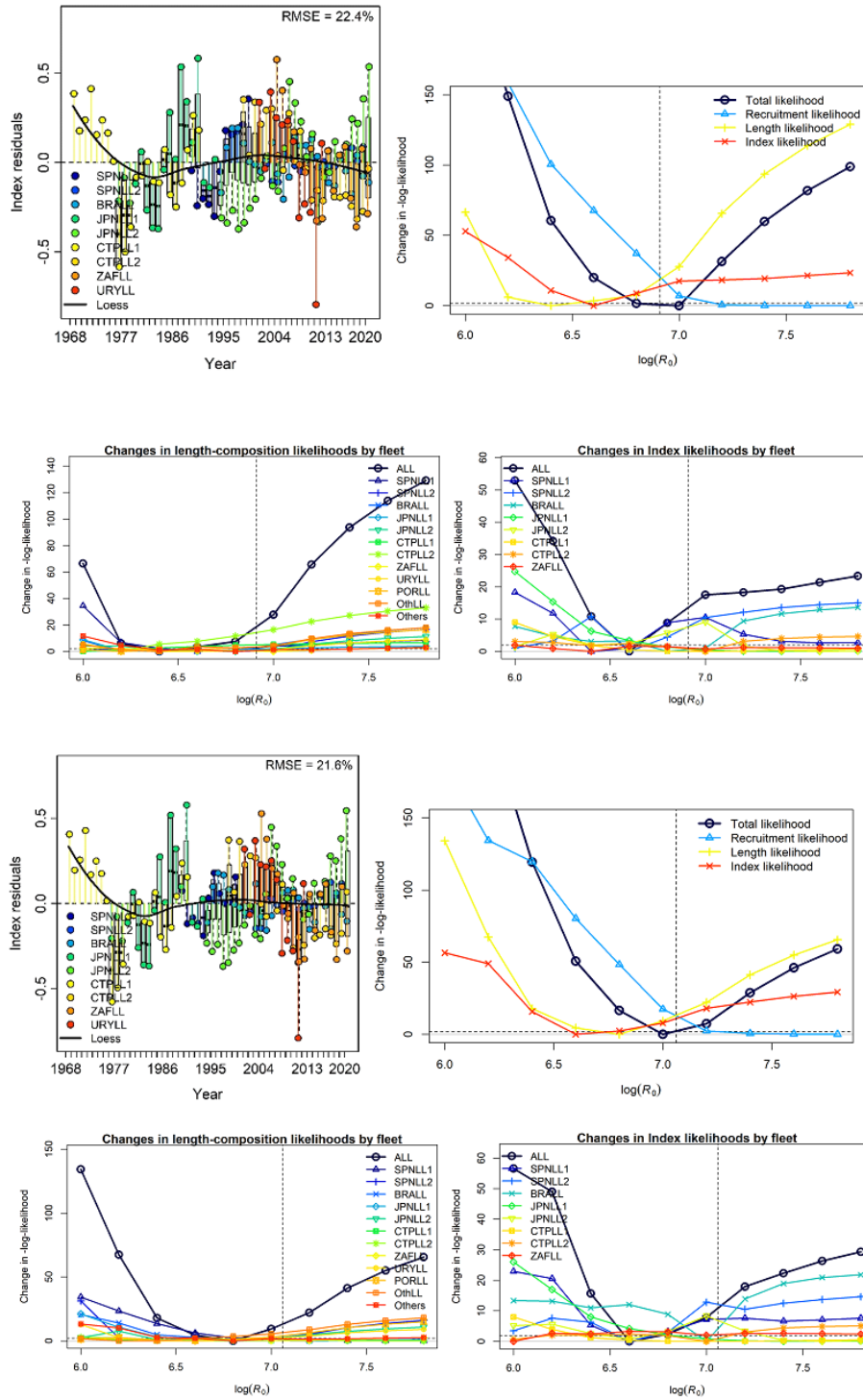


Figure 57. Joint residuals plot for the index fits and likelihood profiles for R_0 for the South Atlantic swordfish SS3 models. Upper panels ("Sel_Asym_model"): Lower panels ("Sel_DN model").

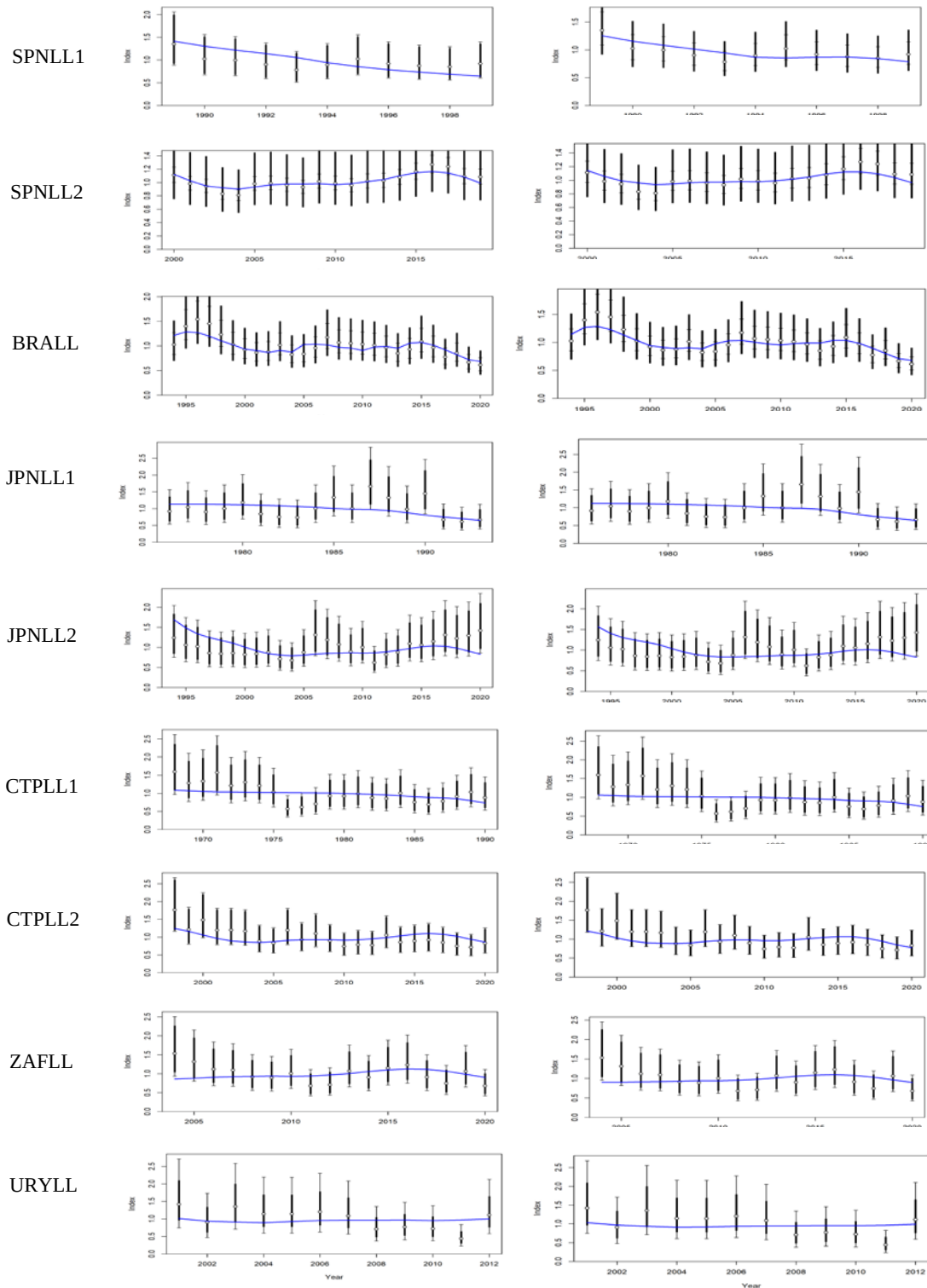


Figure 58. CPUE fits for each fleet for the South Atlantic swordfish SS3 models. Left panels ("Sel_Asym_model"); Right panels ("Sel_DN model").

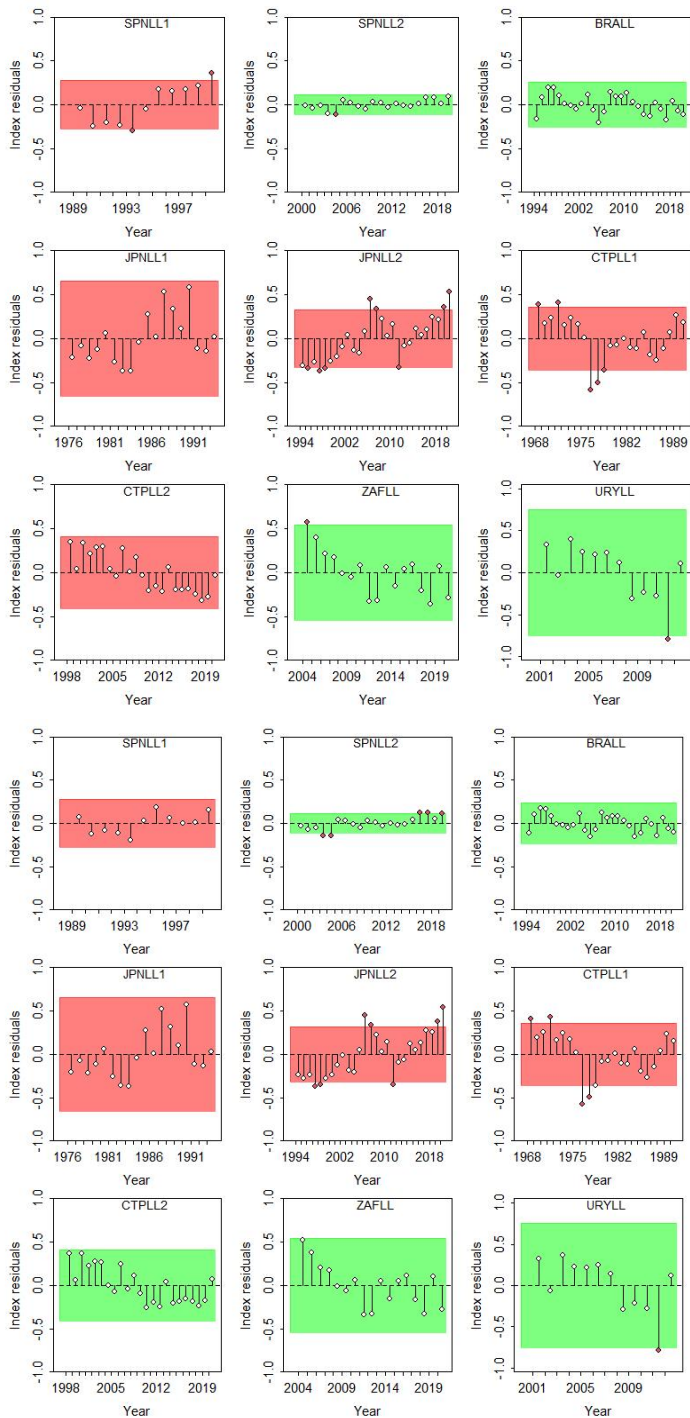


Figure 59. Runs tests to quantitatively evaluate the randomness of the time series of CPUE residuals by fleet for the SS3 models. Green panels indicate no evidence of lack of randomness of time-series residuals ($p > 0.05$) while red panels indicate the opposite. The inner shaded area shows three standard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

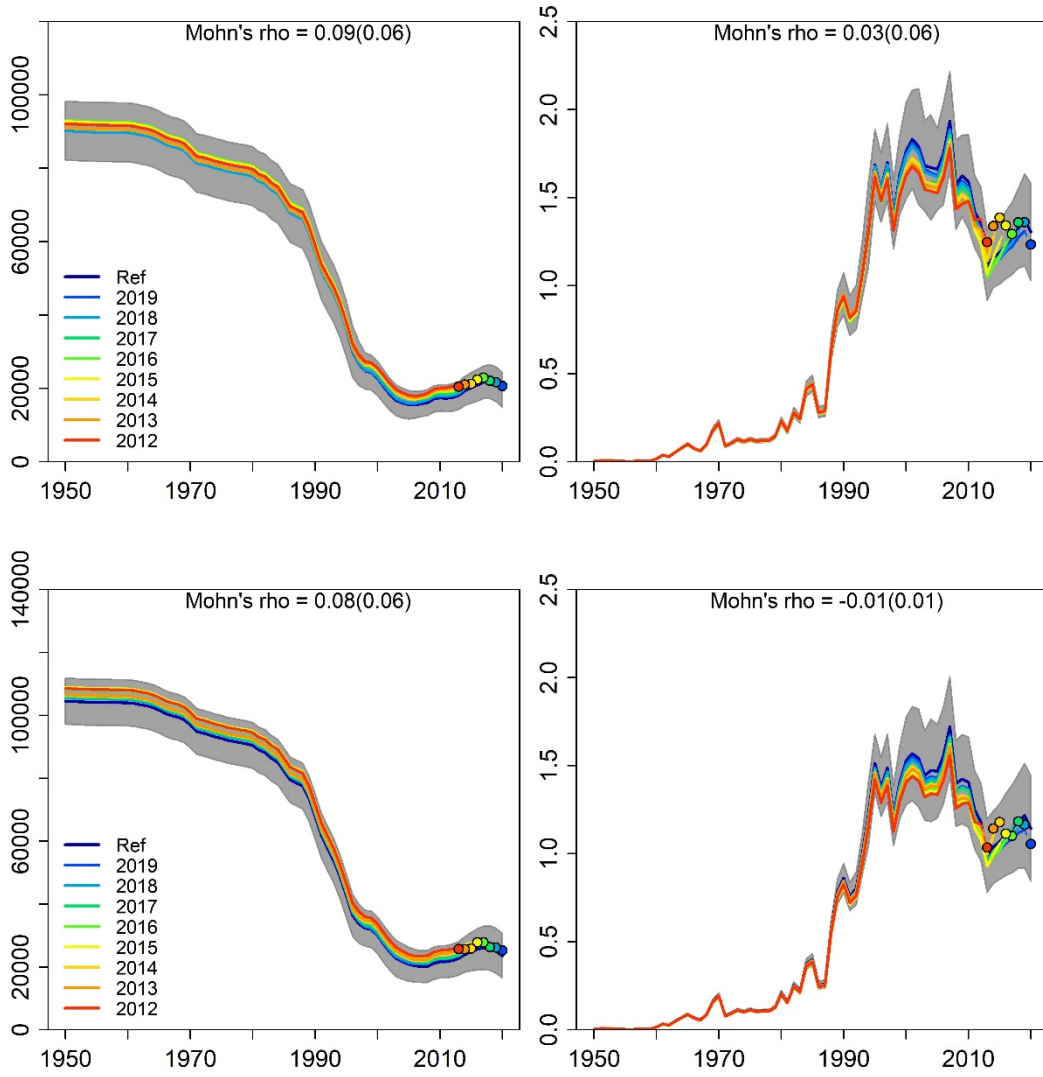


Figure 60. Retrospective analysis for the South Atlantic swordfish SS3 model (Sel_Asym_model – upper panels and Sel_DN model – lower panels), by removing one year at a time sequentially ($n=8$) and predicting the trends in biomass and relative fishing mortality.

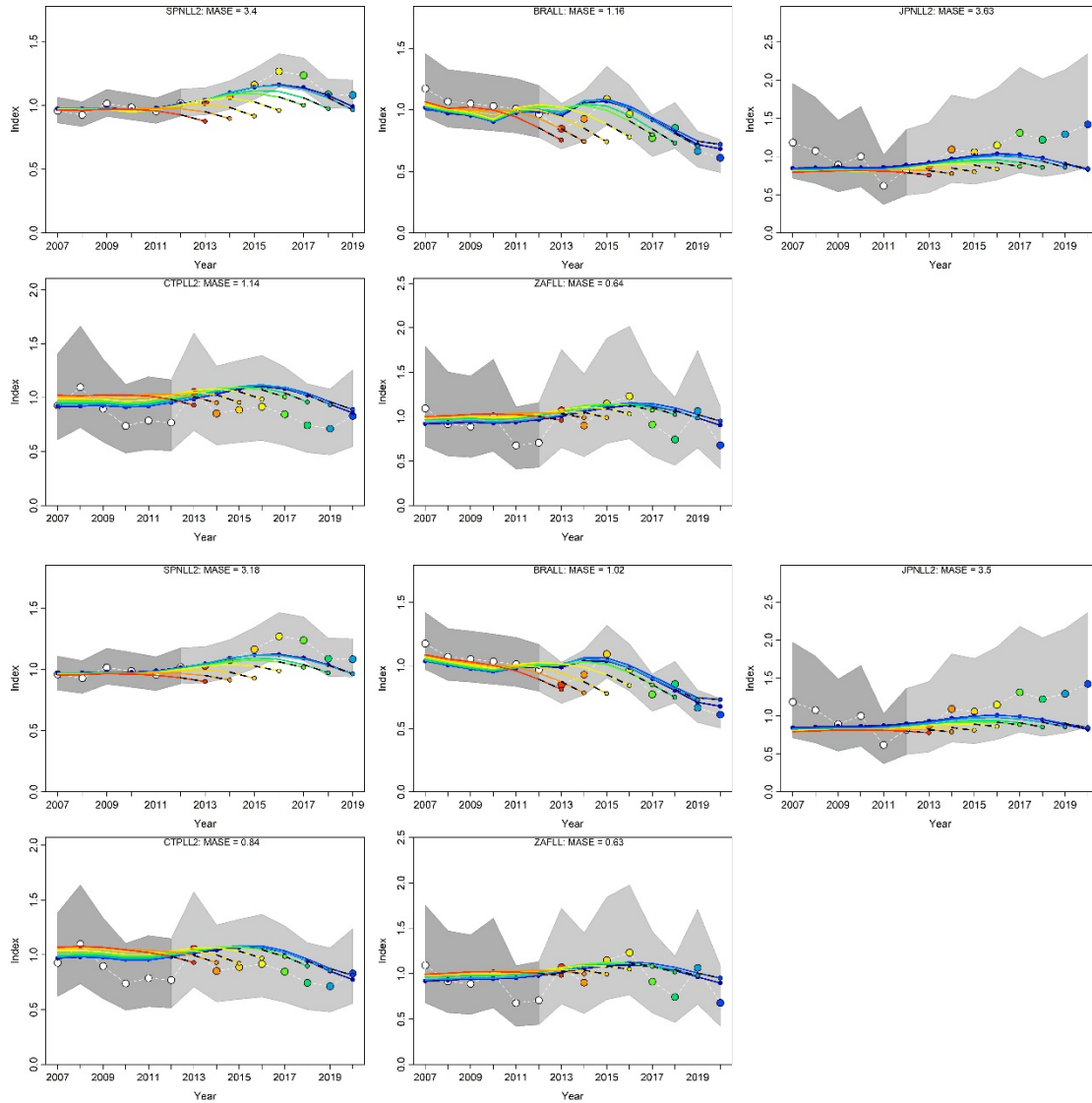


Figure 61. Hindcasting cross-validation results for the two SS3 models for the South Atlantic swordfish (Sel_Asym_model: – upper panels and Sel_DN model – lower panels), showing one-year-ahead forecasts of CPUE values (2013-2020), performed with eight hindcast model runs relative to the expected CPUE. The CPUE observations, used for cross-validation, are highlighted as color-coded solid circles with associated light-grey shaded 95% confidence interval. The model reference year refers to the end points of each one-year-ahead forecast and the corresponding observation (i.e., year of peel + 1).

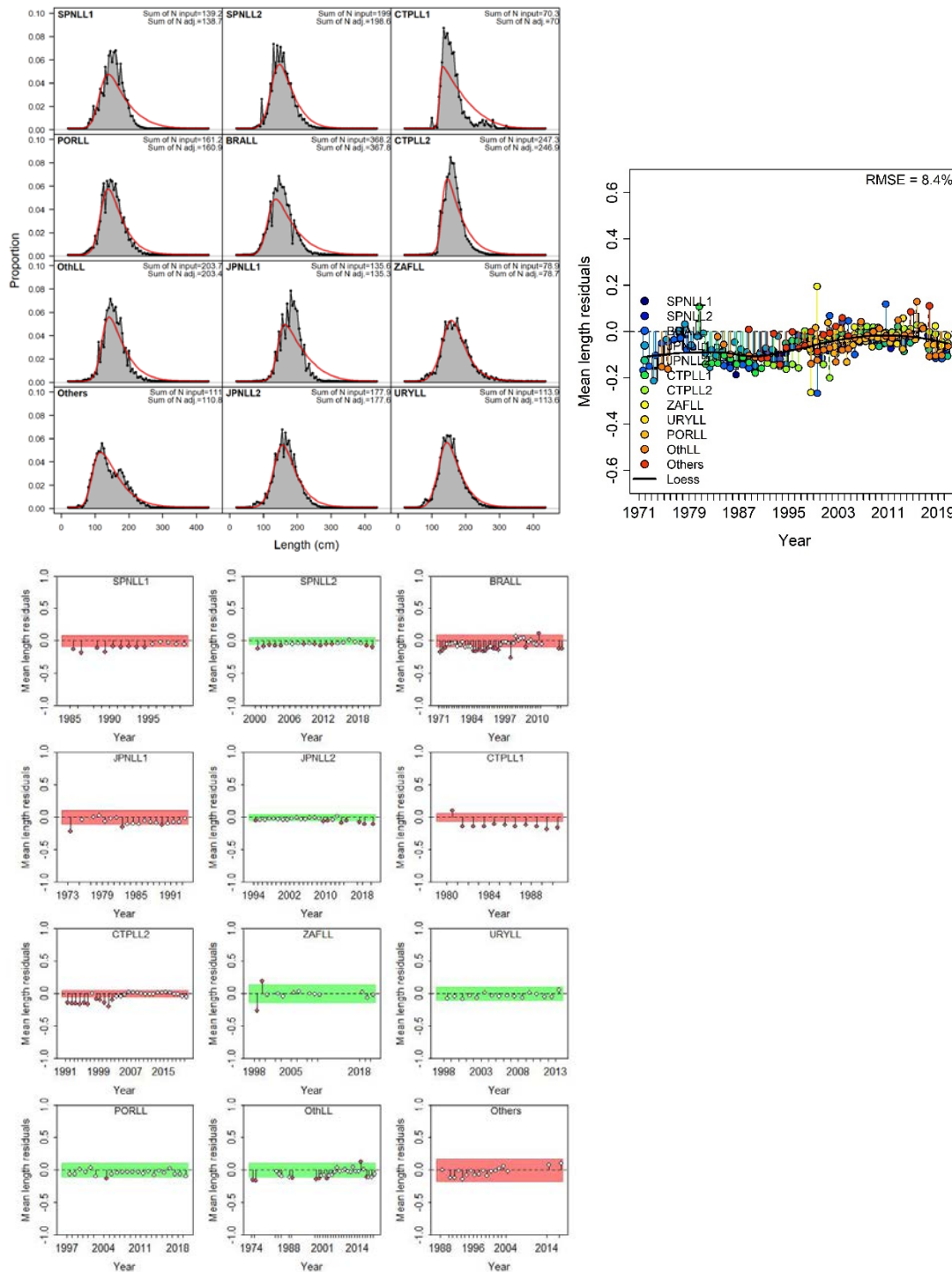


Figure 62. Model fits to the aggregated length compositions for each fleet (upper left panels), joint residuals plot for the length composition fits (upper right panel) and runs tests to length composition fits (lower panels) for the South Atlantic swordfish SS3 ("Sel_Asym_model"). Green panels indicate no evidence of lack of randomness of time-series residuals ($p > 0.05$) while red panels indicate the opposite. The inner shaded area shows three standard errors from the overall mean and red circles identify a specific year with residuals greater than this threshold value (3x sigma rule).

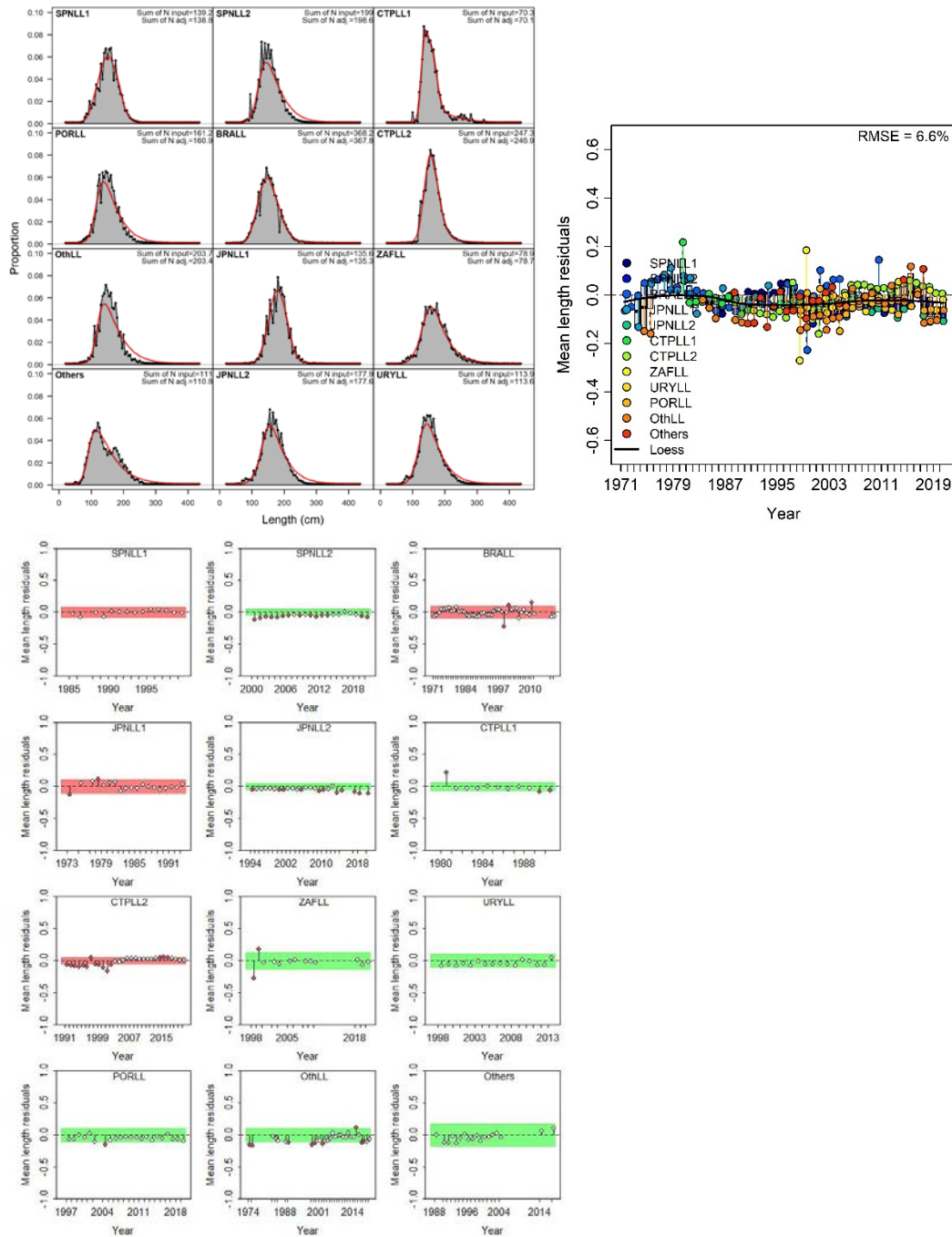


Figure 63. Model fits to the aggregated length compositions for each fleet (upper left panels), joint residuals plot for the length composition fits (upper right panel) and runs tests to length composition fits (lower panels) for the South Atlantic swordfish SS3 ("Sel_DN model"). Green panels indicate no evidence of lack of randomness of time-series residuals ($p > 0.05$) while red panels indicate the opposite. The inner shaded area shows three standard errors from the overall mean and red circles identify a specific year with residuals greater than this threshold value (3x sigma rule).

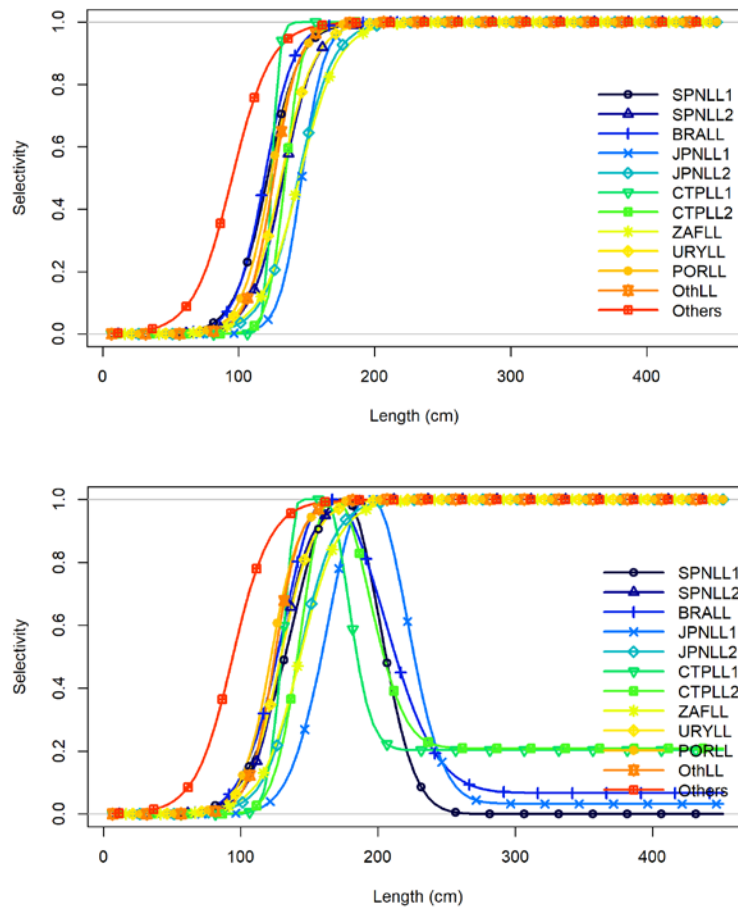


Figure 64. Selectivities at length shapes for the “Sel_Asym_model” (upper panel) and alternative model (Sel_DN model; lower panel).

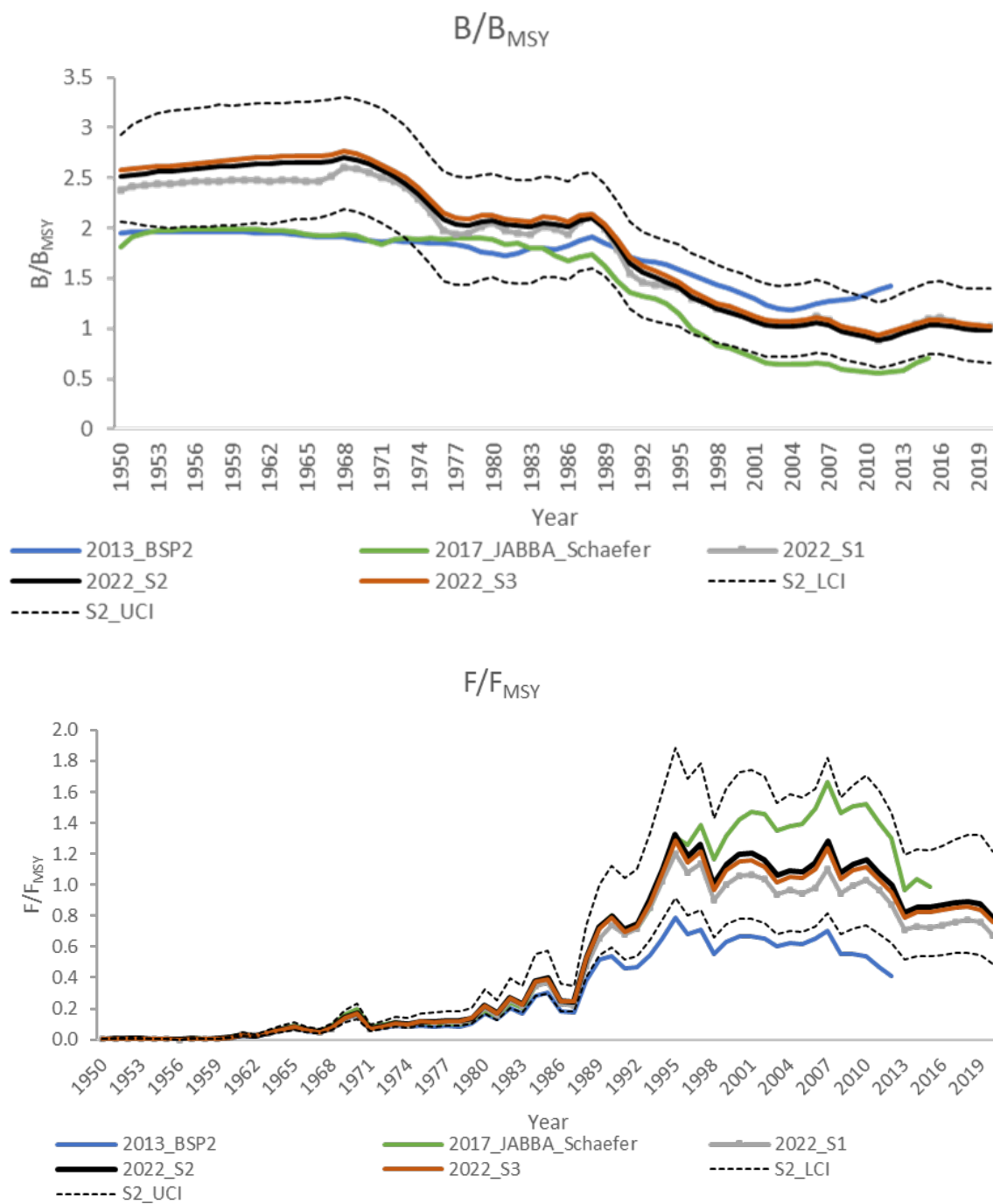


Figure 65. Comparisons of B/B_{MSY} and F/F_{MSY} estimated in the 2013, 2017, and 2022 stock assessments models (S1 – S3, not including SS models) for the South Atlantic swordfish stock.

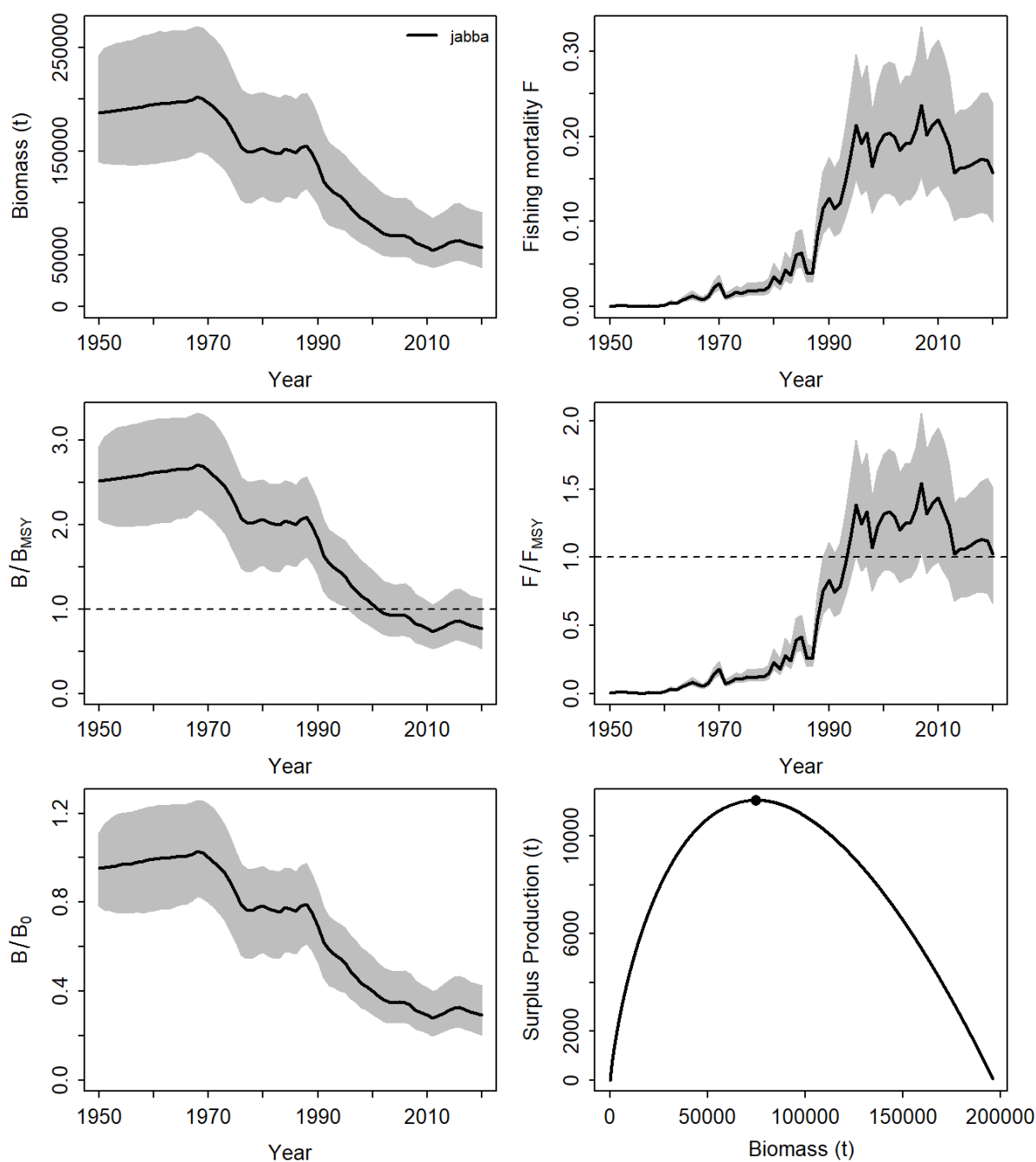


Figure 66. Biomass and fishing mortality (upper panels), biomass relative to B_{MSY} (B/B_{MSY}) and fishing mortality relative to F_{MSY} (F/F_{MSY}) (middle panels), and biomass relative to K (B/K) and surplus production curve (bottom panels) for the JABBA reference case model for South Atlantic swordfish.

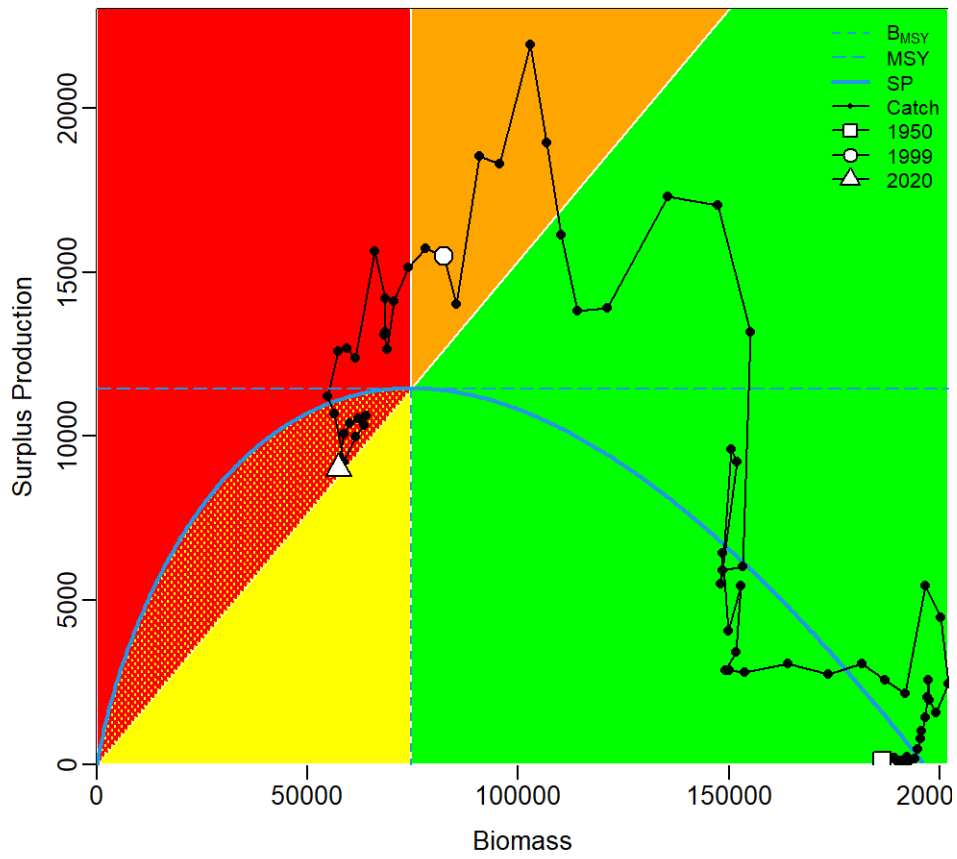


Figure 67. JABBA Kobe phase plot for the reference case showing trajectories of the catches in relation to B_{MSY} and MSY for the South Atlantic swordfish.

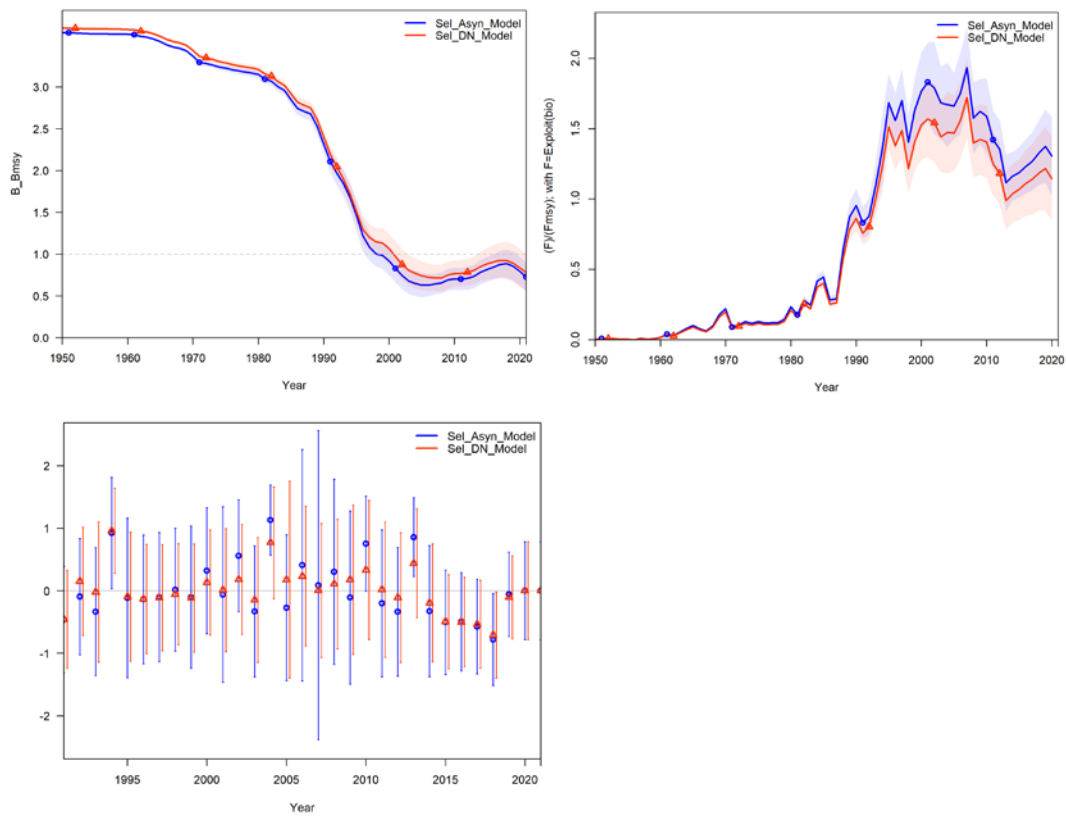


Figure 68. Trends in spawning biomass relative to SSB_{MSY} (SSB/SSB_{MSY}) and fishing mortality relative to F_{MSY} (F/F_{MSY}), and annually estimated recruitment deviations from the for the South Atlantic swordfish SS3 models.

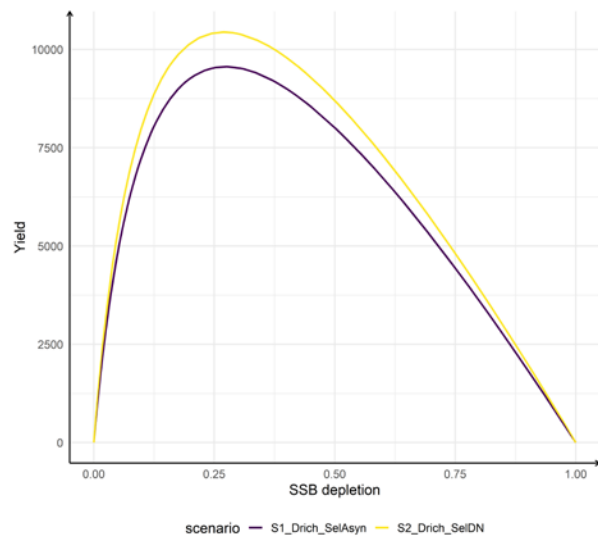


Figure 69. Yield curve by depletion levels of spawning biomass for the two SS3 models for the South Atlantic swordfish.

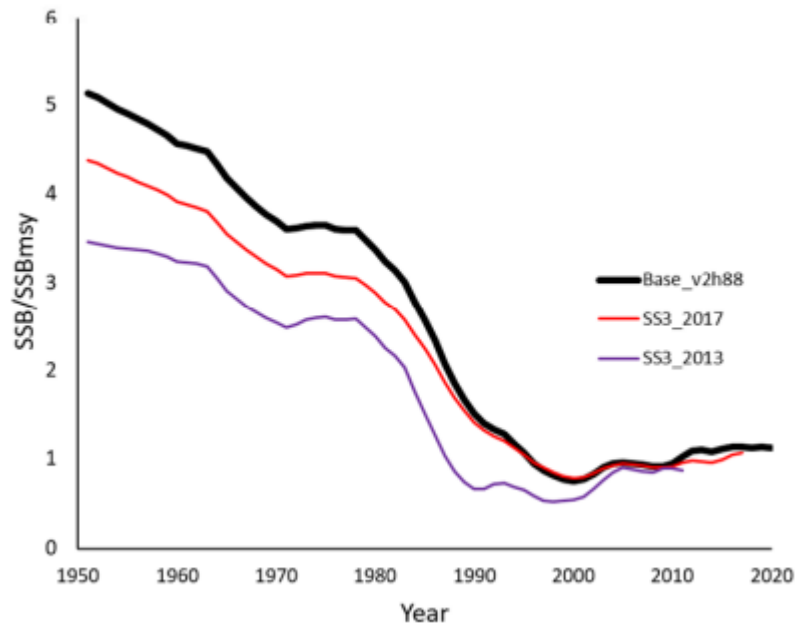


Figure 70. Comparison of the Biomass relative to B_{MSY} (B/B_{MSY}) for the SS3 reference case model for North Atlantic swordfish 2022 (base v2h88), and the 2013 and 2017 reference cases.

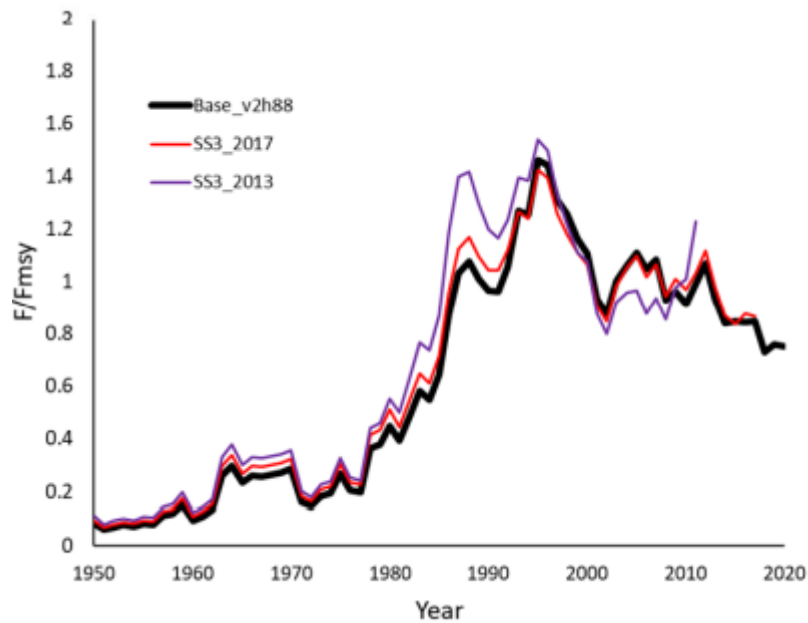


Figure 71. Comparison of the Fishing mortality relative to F_{MSY} (F/F_{MSY}) for the SS3 reference case model for North Atlantic swordfish 2022 (Base v2h88) and the 2013 and 2017 reference cases.

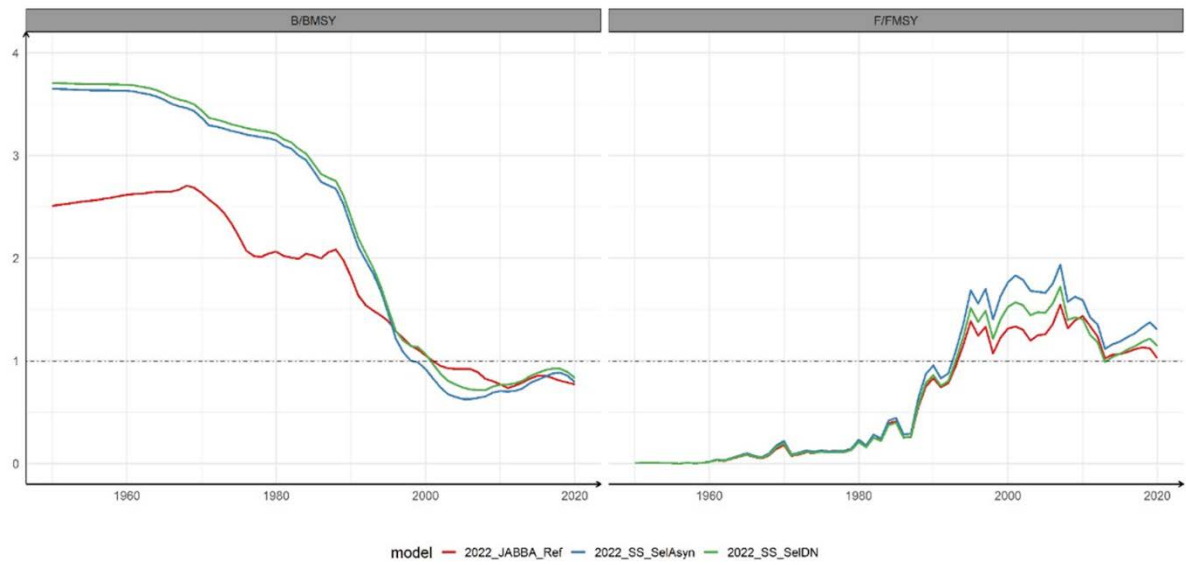


Figure 72. Comparisons of B/B_{MSY} and F/F_{MSY} between JABBA Reference case and two Stock Synthesis runs for the South Atlantic swordfish stock.

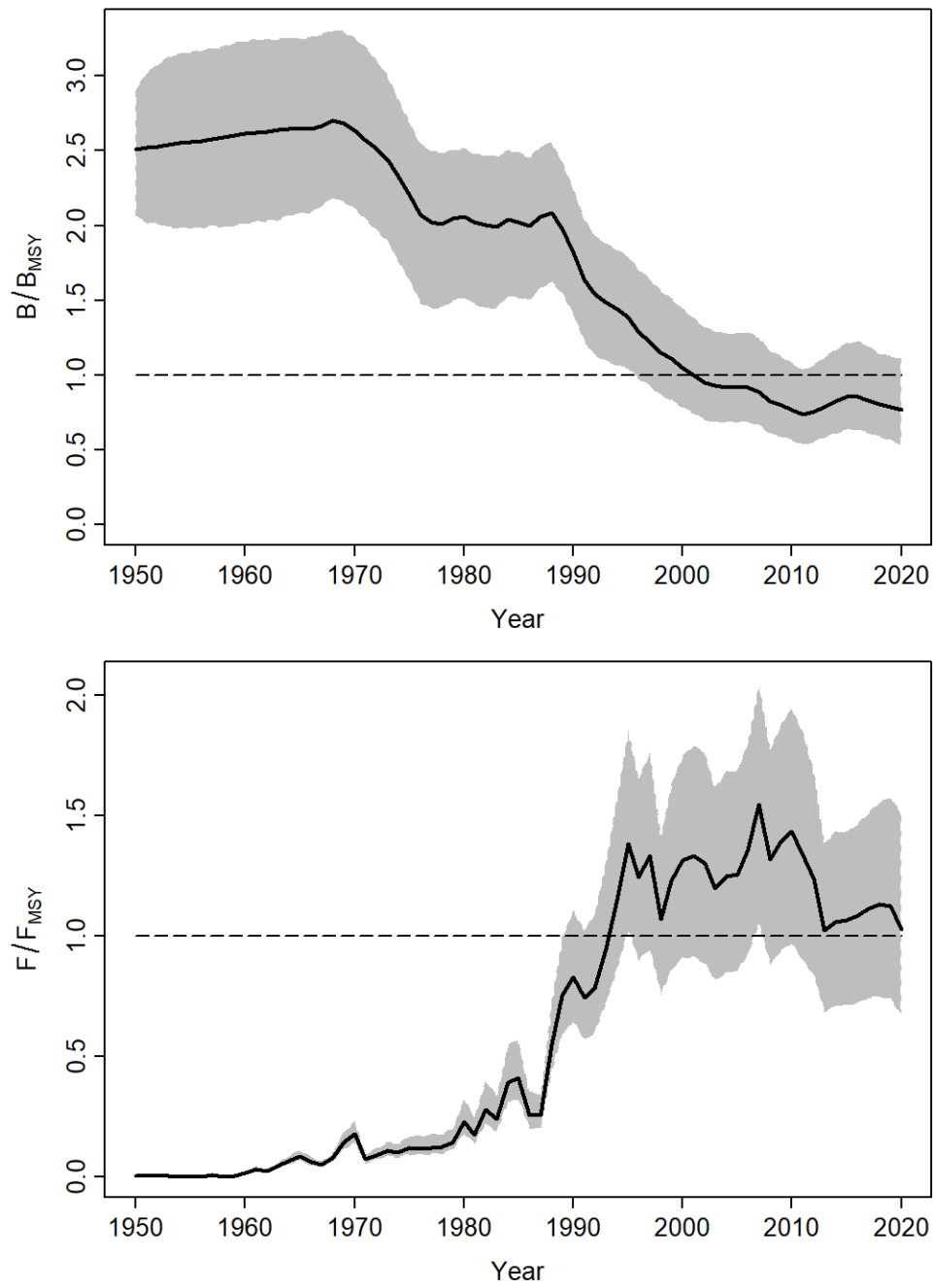


Figure 73. The 2022 stock assessment trends (B/B_{MSY} and F/F_{MSY}) for the JABBA reference case model for South Atlantic swordfish.

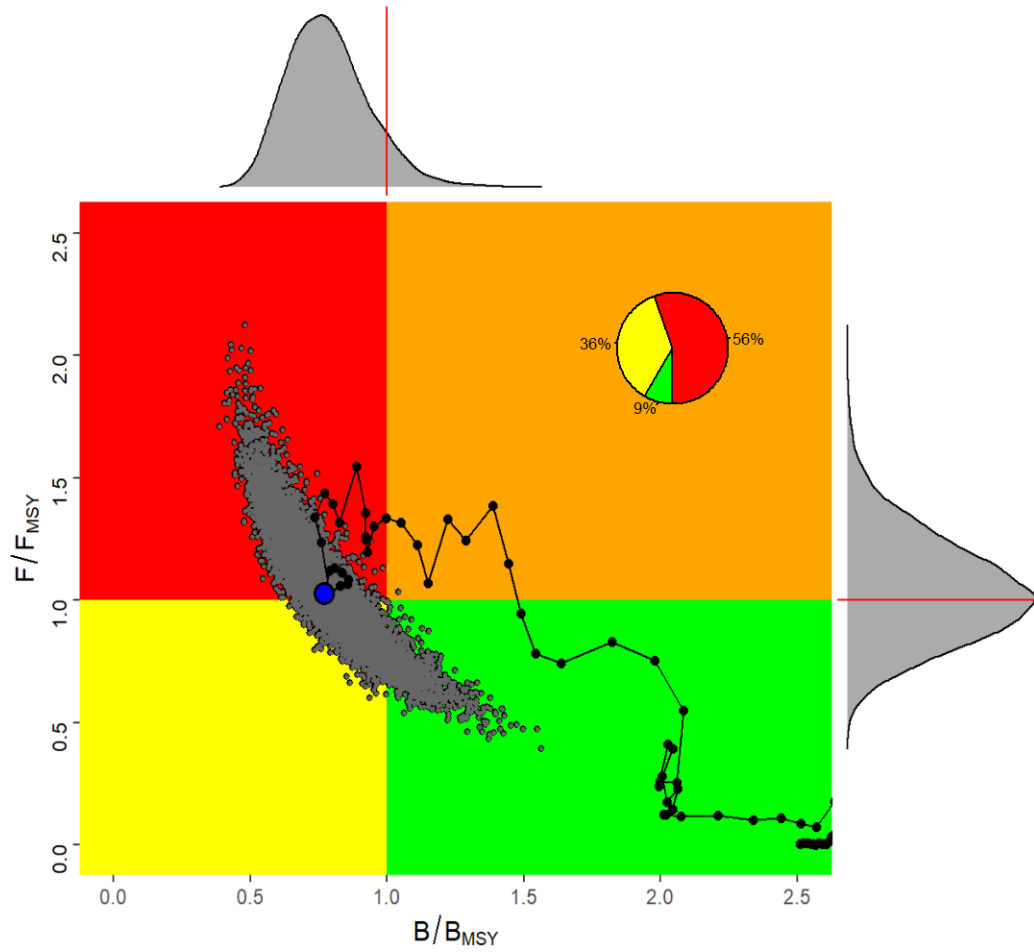


Figure 74. Kobe plot showing estimated trajectories (1950-2020) of B/B_{MSY} and F/F_{MSY} for the JABBA reference case model for the South Atlantic swordfish assessment. The probability of terminal year points falling within each quadrant is indicated in the pie chart.

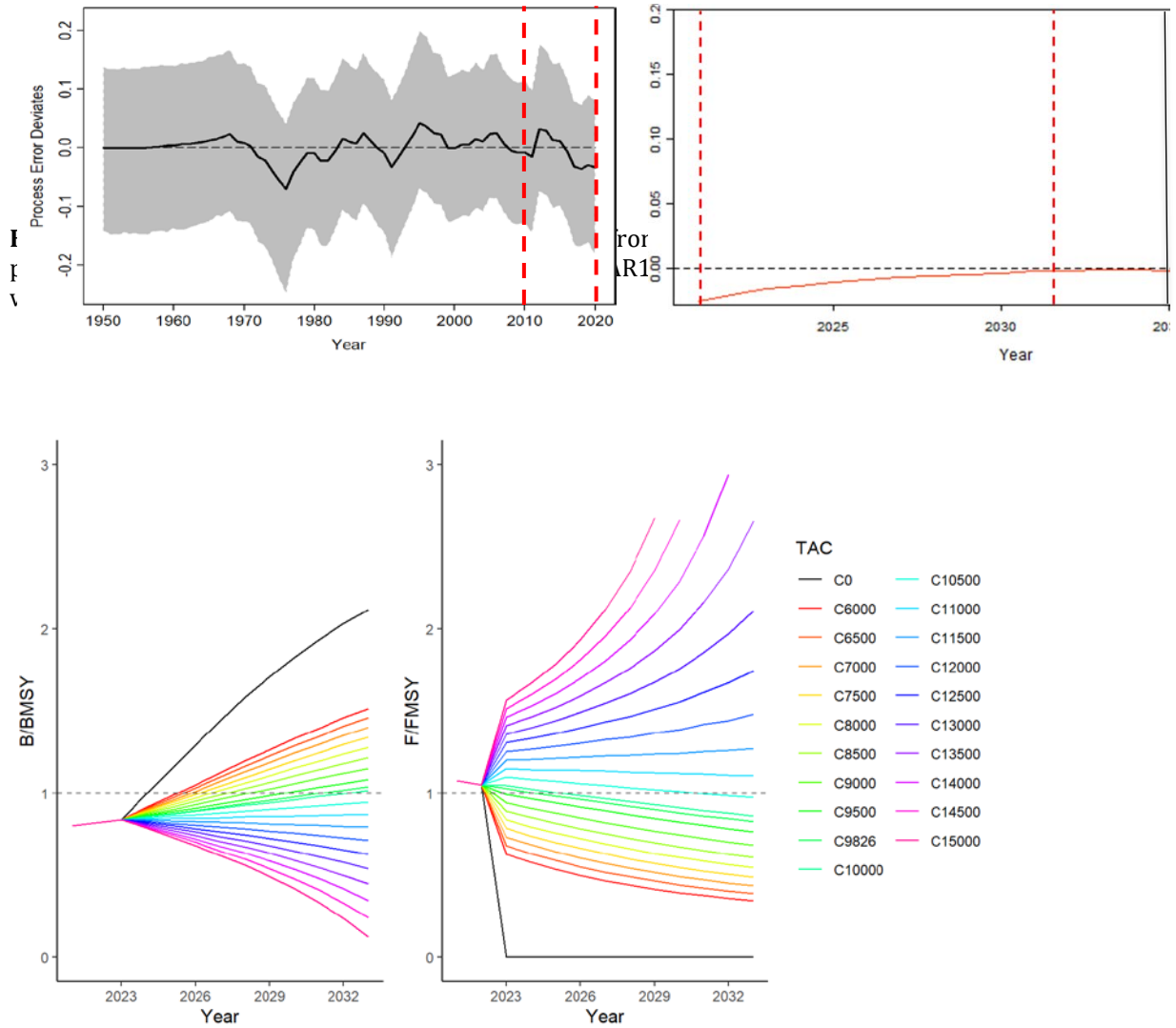


Figure 76. Projections for B/B_{MSY} and F/F_{MSY} based on the JABBA reference case model for South Atlantic swordfish for various levels of future catch ranging from 6,000 – 15,000 tons, including a zero-catch scenario. The initial catch for the years 2021-2022 was set to the average of the last three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

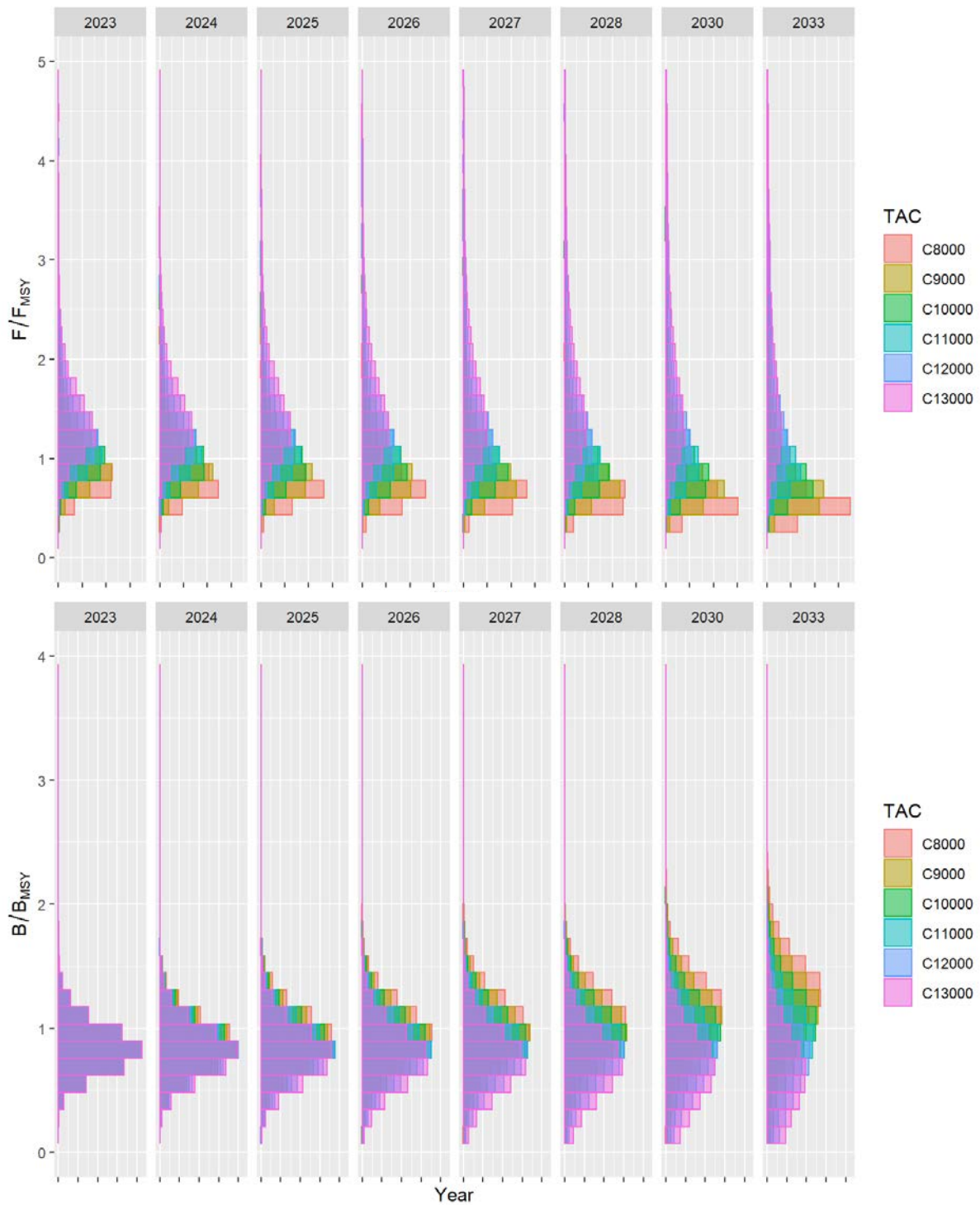


Figure 77. Histogram distributions of stochastic projections for F/F_{MSY} (top) and B/B_{MSY} (bottom) based on the JABBA reference case model for South Atlantic swordfish for various levels of future catch ranging from 8,000 – 13,000 tons. The projections are run until 2033 in varying timeframes (2023-2028;2030;2033).

Agenda

1. Opening, adoption of agenda and meeting arrangements
2. Updates on available data on catches, biology, size composition (limited to any updates since the data preparatory meeting)
3. Updates on fleet structure (limited to any updates since the data-preparatory meeting)
4. Summary of relative abundance indices to be used (limited to any updates since the data-preparatory meeting)
5. North Atlantic stock
 - 5.1 Methods and model settings
 - 5.2 Model Diagnostics
 - 5.2.1 Stock Synthesis
 - 5.2.2 JABBA
 - 5.2.3 Other models
 - 5.3 Stock status results
 - 5.4 Projections
 - 5.5 Synthesis of stock assessment results
6. South Atlantic Stock
 - 6.1 Methods and model settings
 - 6.2 Model Diagnostics
 - 6.2.1 JABBA
 - 6.2.2 Stock Synthesis
 - 6.2.3 Other models
 - 6.3 Stock status results
 - 6.4 Projections
7. Implications of the assessment for N-SWO MSE
8. Recommendations
 - 8.1 Research and Statistics
 - 8.2 Management
9. Responses to the Commission
10. Review of the workplan
11. Other matters
12. Adoption of the report and closure

List of participants *

CONTRACTING PARTIES

ALGERIA

Belacel, Amar *

Directeur du Développement de la Pêche, Ministère de la pêche et des productions halieutiques, Route des quatre canons, 16000

Tel: +213 214 33197; +213 796 832 690, E-Mail: amar.belacel67@gmail.com; amar.belacel@mpeche.gov.dz

BRAZIL

Alves Bezerra, Natalia

Researcher, UFRPE, Rua Dom Manuel de Medeiros, s/n, Dois Irmãos, 52171-900 Recife, Pernambuco

Tel: +55 819 889 22754, E-Mail: natalia_pab@hotmail.com

Kikuchi, Eidi

Federal University of Rio Grande - Institute of Oceanography, 96201-900 Rio Grande

Tel: +55 53 991 641 561, E-Mail: eidikikuchi@hotmail.com

Leite Mourato, Bruno

Profesor Adjunto, Laboratório de Ciências da Pesca - LabPesca Instituto do Mar - IMar, Universidade Federal de São Paulo - UNIFESP, Rua Carvalho de Mendonça, 144, Encruzilhada, 11070-100 Santos, SP

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

CANADA

Gillespie, Kyle

Aquatic Science Biologist, Fisheries and Oceans Canada, 125 Marine Science Drive, St. Andrews, NB, E5B 0E4

Tel: +1 506 529 5725, E-Mail: kyle.gillespie@dfo-mpo.gc.ca

Hanke, Alexander

Research Scientist, Fisheries and Oceans Canada, 531 Brandy Cove Road, St. Andrews, NB E5B 2L9

Tel: +1 506 529 5912, E-Mail: alex.hanke@dfo-mpo.gc.ca

EUROPEAN UNION

Báez Barrionuevo, José Carlos

Instituto Español de Oceanografía, Centro Oceanográfico de Málaga, Puerto Pesquero de Fuengirola s/n, 29640, España

Tel: +34 669 498 227, E-Mail: josecarlos.baez@ieo.csic.es

Barciela Segura, Carlos

ORPAGU, C/ Manuel Álvarez, 16. Bajo, 36780 Pontevedra, España

Tel: +34 627 308 726, E-Mail: cbarciela@orpagu.com; septimocielo777@hotmail.com

Celona, Antonio

NECTON Marine Research, V. le A. de Gaperi 187, 98165 Catania, Italy

Tel: +39 339 124 9021, E-Mail: nectonricerche@gmail.com; info@necton.it

Coelho, Rui

Researcher, Portuguese Institute for the Ocean and Atmosphere, I.P. (IPMA), Avenida 5 de Outubro, s/n, 8700-305 Olhão, Portugal

Tel: +351 289 700 508, E-Mail: rpcoelho@ipma.pt

* Head Delegate

Cortina Burgueño, Ángela

Puerto Pesquero, edificio "Ramiro Gordejuela", 36202 Vigo, Pontevedra, España
Tel: +34 986 433 844, E-Mail: angela@arvi.org

Di Natale, Antonio

Director, Aquastudio Research Institute, Via Trapani 6, 98121 Messina, Italy
Tel: +39 336 333 366, E-Mail: adinatale@costaedutainment.it; adinatale@acquariodigenova.it

Fernández Costa, Jose Ramón

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

Macías López, Ángel David

Ministerio de Ciencia, Innovación y Universidades, Instituto Español de Oceanografía, C.O. de Málaga, Puerto pesquero s/n, 29640 Fuengirola Málaga, España
Tel: +34 952 197 124; +34 619 022 586, Fax: +34 952 463 808, E-Mail: david.macias@ieo.csic.es

Males, Josip

Institute of Oceanography and Fisheries, Šetalište I. Meštrovića 63, 21000 Split, Croatia
Tel: +385 214 08000, Fax: +385 213 58650, E-Mail: josip-males@hotmail.com; males@izor.hr

Rosa, Daniela

PhD Student, Portuguese Institute for the Ocean and Atmosphere, I.P. (IPMA), Av. 5 de Outubro s/n, 8700-305 Olhao, Portugal; Tel: +351 289 700 508, E-Mail: daniela.rosa@ipma.pt

JAPAN

Ijima, Hirotaka

Associate Researcher, Highly Migratory Resources Division, Fisheries Resources Institute, National Research and Development Agency, Japan Fisheries Research and Education Agency, 2-12-4 Fukuura, Kanazawa, Kanagawa Yokohama 236-8648
Tel: +81 45 788 7925, E-Mail: ijima@affrc.go.jp

Jusup, Marko

Highly Migratory Resources Division, Fisheries Stock Assessment Center, Fisheries Resources Institute (FRI), Japan Fisheries Research and Education Agency
E-Mail: jusup_marko00@fra.go.jp; mjusup@affrc.go.jp

Miura, Nozomu

Assistant Director, International Division, Japan Tuna Fisheries Co-operative Association, 2-31-1 Eitai Koto-ku, Tokyo 135-0034
Tel: +81 3 5646 2382, Fax: +81 3 5646 2652, E-Mail: miura@japantuna.or.jp; gyojyo@japantuna.or.jp

Uozumi, Yuji

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

LIBYA

F. Gafri, Hasan *

Director - Libyan Commissioner to ICCAT, Ministry of Agriculture, Livestock and Fisheries, Department of Marine Wealth, Aldahra Street, P.O. Box 80876, Tajura Tripoli
Tel: +218 916 274 377, E-Mail: gafrihasan@gmail.com; abdu salam.zbida@gmail.com

MOROCCO

Ikkiss, Abdelillah

Chercheur, Centre régional de l'Institut national de Recherche Halieutique à Dakhla, Km 7, route de Boujdor, BP 127 bis(civ), HAY EL HASSANI NO 1101, 73000 Dakhla
Tel: +212 662 276 541, E-Mail: ikkiss@inrh.ma; ikkiss.abdel@gmail.com

NAMIBIA

Hanghome, Gustaf

Senior Fisheries Research Technician, Ministry of Fisheries and Marine Resources, National Marine Information and Research Centre, 1st Strand Street

Tel: +264 410 1000, Fax: +264 64 404385, E-Mail: gustafhanghome@gmail.com; Gustaf.Hanghome@mfmr.gov.na

Jagger, Charmaine

Fisheries Biologist, Ministry of Fisheries and Marine Resources, National Marine Information and Research Centre (NatMIRC), P.O. Box 912 Swakopmund, 1 Strand Street

Tel: +264 64 410 1000, Fax: +264 64 404385, E-Mail: chajagger2014@gmail.com; Charmaine.Jagger@mfmr.gov.na

Shikongo, Taimi

Senior Fisheries Biologist, Ministry of Fisheries and Marine Resources, Large Pelagic Species, 1 Strand Street P.O. BOX 912, 9000 Swakopmund Erongo

Tel: +264 644 101 000, Fax: +264 644 04385, E-Mail: Taimi.Shikongo@mfmr.gov.na; tiemeshix@gmail.com

SENEGAL

Ndiaye, El Hadji

Direction des Pêches maritimes, 20000 Dakar

Tel: +221 77 543 6301, E-Mail: elhandiaye@yahoo.fr

SOUTH AFRICA

Parker, Denham

Stock Assessment Scientist, Department of Environment, Forestry and Fisheries, 9 Martin Hammerschlag Way, 7800 Cape Town

Tel: +27 21 402 3165; +27 82 660 7985, E-Mail: DParker@dfre.gov.za

UNITED STATES

Brown, Craig A.

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

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

Díaz, Guillermo

NOAA-Fisheries, Southeast Fisheries Science Center, 75 Virginia Beach Drive, Miami, Florida 33149

Tel: +1 305 361 4227, E-Mail: guillermo.diaz@noaa.gov

Fisch, Nicholas

National Marine Fisheries Service, Southeast Fisheries Science Center, 101 Pivers Island Road, Beaufort, North Carolina 28516

Tel: +1 727 798 8424, E-Mail: nicholas.fisch@noaa.gov; nickcfisch@gmail.com

Peterson, Cassidy

NOAA Fisheries, 101 Pivers Island Rd, Miami, FL 28516

Tel: +1 910 708 2686, E-Mail: cassidy.peterson@noaa.gov

Schirripa, Michael

Research Fisheries Biologist, NOAA Fisheries, Southeast Fisheries Science Center, 75 Virginia Beach Drive, Miami, Florida 33149

Tel: +1 305 445 3130; +1 786 400 0649, Fax: +1 305 361 4562, E-Mail: michael.schirripa@noaa.gov

URUGUAY

Domingo, Andrés *

Dirección Nacional de Recursos Acuáticos - DINARA, Laboratorio de Recursos Pelágicos, Constituyente 1497, 11200 Montevideo

Tel: +5982 400 46 89, Fax: +5982 401 32 16, E-Mail: dimanchester@gmail.com

Forselledo, Rodrigo

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

VENEZUELA

Arocha, Freddy

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

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

CHINESE TAIPEI

Cheng, Chun-Ya

National Taiwan Ocean University, No. 2 Peining Rd, 202301 Zhongzheng Keelung
Tel: +886 2 24622192 ext. 5046, Fax: +886 2 24622192, E-Mail: lucky_8043@yahoo.com.tw

Su, Nan-Jay

Assistant Professor, Department of Environmental Biology and Fisheries Science, National Taiwan Ocean University, No. 2 Pei-Ning Rd. Keelung, Zhongzheng Dist., 202301
Tel: +886 2 2462 2192 #5046, Fax: +886-2-24622192, E-Mail: nanjay@ntou.edu.tw

COSTA RICA

Mejía, Fernando

Funcionario del Departamento de Investigación, INCOPESCA
E-Mail: fmejia@incopesca.go.cr

Pacheco Chaves, Bernald

Instituto Costarricense de Pesca y Acuicultura, INCOPESCA, Departamento de Investigación, Cantón de Montes de Oro, Puntarenas, 60401
Tel: +506 899 22693, E-Mail: bpacheco@incopesca.go.cr

Umaña Vargas, Erik

Jefe, Oficina Regional del Caribe - Limón
E-Mail: eumana@incopesca.go.cr

OBSERVERS FROM NON-GOVERNMENTAL ORGANIZATIONS

THE OCEAN FOUNDATION

Miller, Shana

The Ocean Foundation, 1320 19th St., NW, 5th Floor, Washington, DC 20036, United States
Tel: +1 631 671 1530, E-Mail: smiller@oceanfdn.org

SCRS CHAIRMAN

Melvin, Gary

SCRS Chairman, St. Andrews Biological Station - Fisheries and Oceans Canada, Department of Fisheries and Oceans, 285 Water Street, St. Andrews, New Brunswick E5B 1B8, Canada
Tel: +1 506 652 95783; +1 506 651 6020, E-Mail: gary.d.melvin@gmail.com; gary.melvin@dfo-mpo.gc.ca

SCRS VICE-CHAIRMAN

Arrizabalaga, Haritz

Principal Investigator, SCRS Vice-Chairman, AZTI Marine Research Basque Research and Technology Alliance (BRTA), Herrera Kaia Portualde z/g, 20110 Pasaia, Gipuzkoa, España
Tel: +34 94 657 40 00; +34 667 174 477, Fax: +34 94 300 48 01, E-Mail: harri@azti.es

ICCAT Secretariat

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

Manel, Camille Jean Pierre

Neves dos Santos, Miguel

Ortiz, Mauricio

Palma, Carlos

Kimoto, Ai

Taylor, Nathan

Appendix 3

List of Papers and presentations

DocRef	Title	Authors
SCRS/2022/114	North Atlantic swordfish stock assessment 1950-2020 using Just Another Bayesian Biomass Assessment (JABBA)	Gillespie K. and Parker D.
SCRS/2022/115	Updated combined biomass index of abundance of the North Atlantic swordfish stock 1963-2020	Gillespie K. and Ortiz M.
SCRS/2022/116	Preliminary Stock Assessment of South Atlantic Swordfish (<i>Xiphias gladius</i>) Using Stock Synthesis Model	Mourato B., Kikuchi E., Gustavo Cardoso L., Sant'Ana R., and Parker D.
SCRS/2022/117	Assessment of the South Atlantic Swordfish (<i>Xiphias gladius</i>) Stock Using JABBA	Parker D, Kikuchi E., and Mourato B.
SCRS/2022/118	Update of the Age and Growth Component of the Swordfish Biology Project with Preliminary Age Reading Results	Rosa D., Rosa D., Busawon D., Quelle P., Krusic-Golub K., Garibaldi F., Mariani A., Di Natale A., Schirripa M., Alves Bezerra N., Su Gustavo Cardoso L., Arocha F., Lombardo S., Campello T., Travassos P., Brown C., Hanke A., Gillespie K., and Coelho R.
SCRS/2022/119	Preliminary Evaluation of the North Atlantic Swordfish (<i>Xiphias gladius</i>) Stock Using the Surplus Production Model ASPIC	Ortiz M., Kimoto A.
SCRS/2022/120	A prior distribution on steepness for northern swordfish derived from life-history information	Taylor N.G., Sharma R.
SCRS/2022/121	Preliminary closed-loop simulation of Management Procedure Performance for Southern Swordfish	Taylor N.G., Murato B., and Parker D.
SCRS/2022/124	Model Configuration and Diagnostics for SS3 North Atlantic Swordfish Assessment	Schirripa M. J.
SCRS/P/2022/042	Stock Status and Projections from the Reference Case Model for South Atlantic Swordfish (<i>Xiphias gladius</i>) Stock Using JABBA	Parker D, Kikuchi E., Mourato B.L., and Kimoto A.
SCRS/P/2022/044	The use of AR1 in Projecting with JABBA	Parker D, Winker H.
SCRS/P/2022/045	North Atlantic Swordfish Projection	Kimoto A., Winker H., Shirripa M., Parker D., Gillespie K., and Ortiz M.

SCRS Documents and Presentation Abstracts as provided by the authors

SCRS/2022/114 - JABBA was used to fit a Bayesian State-Space Surplus Production Model for the North Atlantic swordfish stock for years 1950 to 2020. ICCAT Task I data, CPUEs from nine CPCs, and a combined index were used in model development. Eight assessment scenarios were developed: two continuity runs (S1 and S2), three runs with varying steepness assumptions (S3 – S5), and three runs that used different sets of CPUE indicators (S6 – S8). S1 and S2 used the same model assumptions as those used in the 2017 BSP2 assessment model but with updates to data and indices. The r-priors for S3 – S5 that were used to approximate a range of steepness values were objectively derived from an Age-structured Equilibrium Model with Monte-Carlo simulations. Correlated indices were grouped together for S6 and S7, while S8 used the combined index. Models using CPUEs provided from CPCs (particularly S6 group CPUEs) often indicated implausibly high biomass scale across the timeseries. A variation on S2 (using the combined index) was selected as a reference case model. The reference case estimated MSY at 12,799 t, indicating a slightly less productive stock than was assumed in 2017. The model indicates that the stock in the yellow quadrant of the Kobe biplot with B2020/BMSY at 0.912 (0.672 – 1.229) and F2020/FMSY at 0.899 (0.599 – 1.313). Preliminary projections were completed and will be combined with SS3 projections and presented to the SCRS in September 2022.

SCRS/2022/115 - A combined index of abundance was completed for the North Atlantic swordfish stock for years 1962 – 2020. Some form of combined index has been used as a model input for North Atlantic swordfish assessments since the 1990s and is a collaborative effort between scientists from several CPCs. The 2022 version of the index includes catch and effort information from 7 ICCAT longline fleets: United States, Canada, Japan, Morocco, Chinese Taipei, EU-Spain, and EU-Portugal, which represent over 90% of annual swordfish catch. The index is used as an indicator in surplus production models and there is interest in its potential use as an indicator for a model-based MP in the N-SWO management strategy evaluation. The version presented in 2022 from previous standardizations in that the finer resolution set-level data were not available for some fleets. ICCAT Task II Catch and Effort data were extracted and then supplemented with additional data submitted by CPC scientists. A delta-lognormal standardization model was applied, accounting for fleet, spatial zone, quarter and year. The modeled biomass scale and trend were very similar to that calculated in the 2017 standardization.

SCRS/2022/116 - We first attempted to apply the Stock Synthesis model for the South Atlantic swordfish with the best available data through 2020. Our results suggest reasonably robust fits to the data as judged by the presented model diagnostic results. The resulting stock status for 2020 was generally consistent and predicted with high probabilities that current fishing levels are sufficiently high to preclude rebuilding ($F > F_{MSY}$), whereas biomass remains below sustainable levels that can produce MSY ($SSB < SSB_{MSY}$). As such, our models conclusively estimate that stock is overfished and subject to overfishing, with more than 90% probability for the red quadrant of Kobe biplot. Sensitivities analysis for important life-history parameters (such as, natural mortality and steepness) showed a high uncertainty about the stock's productivity. Research should be prioritized on estimating these important biological parameters to improve the parametrization of integrated age-structured models for the following assessments of South Atlantic swordfish

SCRS/2022/117 - Bayesian State-Space Surplus Production Models were fitted to South Atlantic swordfish (*Xiphias gladius*) catch and CPUE data using the 'JABBA' R package. This document presents details on the model diagnostics and stock status estimates for three preliminary models (S1-S3). The input r prior for S1 are identical to those used in the previous two assessments, while r priors for S2 and S3 were objectively derived from an Age-structured Equilibrium Model with Monte-Carlo simulations. In general, our results suggest that all candidate models are stable and provide robust fits to the data as judged by the presented model diagnostic results. Differences were observed in MSY with the S1 estimate being larger (13,224 t) than S2 and S3, which themselves were alike (11,849 and 11,723 t, respectively). Similarly, differences in biomass trends and fishing mortality between model S1 and models S2, S3 were obvious, with the S1 model indicating a more productive stock. However, when observed relative to MSY (i.e., B/BMSY and F/FMSY over time) all three models have remarkably similar trends that depict a recovering stock. Estimates of 2020 values from the three models indicate that the stock is moving from the "recovery" yellow quadrant into the green quadrant of the Kobe biplot (B2020/BMSY: 0.98 – 1.03; F2020/FMSY: 0.68- 0.79). Furthermore, the probability that current fishing mortality is sufficiently low enough to facilitate stock rebuilding (yellow + green) is cumulatively above 85% in each model.

SCRS/2022/118 - Swordfish (*Xiphias gladius*) is a billfish species which occurs in tropical and temperate waters worldwide and is of the main targets of surface pelagic longlines. Since 2018, ICCAT has been developing a biology program for swordfish with a specific component on the age and growth of the species in the Atlantic (including the Mediterranean Sea). For this component, both spines and otoliths are being collected and sectioned. Sampling and processing is being conducted for both Atlantic stocks and the Mediterranean stock. A preliminary age reading was conducted for spines and otoliths by multiple readers for the North Atlantic stock. Spines and otoliths were from samples ranging between 90 to 218 cm LJFL for spines and 93 to 213 cm LJFL for otoliths. Bias was found between readers for both spines and otoliths. Maximum modal ages in spines was 7 years and in otoliths 5 years. Mean length at age from spines for individuals that had a modal age was similar to mean lengths at age from Arocha et al. (2003). Work on this component will continue on sampling to fill sampling gaps, processing of collected samples, age readings and growth modelling.

SCRS/2022/119 - A continuity run of the North Atlantic swordfish stock was done with the surplus production model ASPIC vr 7 using the catch and CPUE series from 1950 to 2020. Additional runs were explored with ASPIC using the 9 series of indices of abundance revised during the data preparatory meeting. However, due to conflicting trends between indices, it was necessary to split the indices into two groups that minimized the negative correlations. Even with the split of indices, none of the runs with individual indices provided results that were considered consistent with prior assessments and the general knowledge of the stock. Using the MLE estimation of ASPIC with the continuity run and the 2022 Combined biomass index provided reliable and consistent results, that passed all the diagnostic tests. This run was then proposed forward to be considered for the management advice of the N-SWO stock.

SCRS/2022/120 - We expand the derivation of the Beverton and Holt steepness parameter h by Sharma and Arocha 2017 by simulating steepness values for a range of input parameters including, natural mortality, the von Bertalanffy growth, maturity, as well as early life history information. We derived or assume standard deviations for all 15 quantities used for this derivation to simulate the resultant distribution of steepness. We present it with the corresponding distributions life-history parameter distributions used to derive the distribution of steepness. The prior could be improved by developing a correlation matrix for the parameters so that a multivariate distribution. This could be used to draw parameter combinations would be expected to correlate in practice for deriving the distribution of steepness. Having a distribution for steepness, and associated life-history parameters used to derive it means that it is possible to input distributions of steepness, growth, and mortality parameters as custom parameters in Operating Models for swordfish and others MSE so that these parameters can be appropriately weighted in Operating Models and so that values of steepness are coherent with the other life history parameters.

SCRS/2022/121 - I present some preliminary closed-loop simulations for southern Atlantic swordfish. I condition an Operating Model using OpenMSE's Rapid Conditioning Model and using a joint multivariate prior for steepness derived from maturity, growth, and natural mortality information from northern swordfish to integrate across the uncertainty in these quantities in a single operating model. Then I test data-moderate MPs similar to those used for southern Swordfish stock assessment including delay difference and surplus production models to illustrate their performance. The preliminary results show that there most of these Candidate Management Procedure meet minimal satisficing criteria. If the tolerance for being below the limit reference is very small, then it this criterion has strong discriminatory power. To be informative for management, this preliminary exercise would have to be expanded to include stock specific priors, a broader set of operating models, and finalized quantitative objectives.

SCRS/2022/124 - This paper describes stock assessment model configuration, diagnostics and results for the 2022 fully integrated assessment model for North Atlantic swordfish (*Xiphias gladius*). The CPUE indices used exhibited conflicts between themselves. Likewise, there was conflict between the trends suggested by the CPUE indices in general and those of the length compositions. These conflicts contributed to the overall uncertainty in the assessment results. An attempt was made to estimate the total discards of the fishery based on all observation data available. A suite of diagnostics were performed on the assessment model that further highlighted the conflicting data trends and the need for fixing, or providing informative priors, on several parameters. The stock was found not to be overfished and overfishing not to be occurring. Evaluation of the effectiveness of the current minimum size regulation was difficult to ascertain due to the period of time that has passed since the inception as well as the lack of observations of the amount and characteristics of discards.

SCRS/P/2022/042 - Stock status and projection results for the South Atlantic swordfish were provided using the JABBA reference case model were provided during the meeting. The presentation contains Kobe plot, projections with constant catch scenarios from 6,000 to 15,000, and Kobe 2 matrix.

SCRS/P/2022/044 - During the meeting, a potential technical issue regarding the assumption of process errors in JABBA projection with a new AR1 autocorrelation method was found. The authors explored the appropriateness of the use of the new AR1 method and compared the projections with/without AR1 options. The projections that included the AR1 function were more pessimistic.

SCRS/P/2022/045 - This presentation provided preliminary projections for North and South Atlantic swordfish stocks for the 2022 stock assessments. Projections were prepared for Stock Synthesis and JABBA in the North and JABBA in the South. A range of potential catch values were used to generate chicken feet plots and Kobe 2 Strategy Matrices for B/B_{MSY} , F/F_{MSY} , and joint B/B_{MSY} - F/F_{MSY} probabilities. Projections will be further refined for the September 2022 SCRS meetings.