

INFORME DE LA REUNIÓN ICCAT DE 2017 DE EVALUACIÓN DEL STOCK DE PEZ ESPADA DEL ATLÁNTICO

(Madrid, España, 3-7 de julio de 2017)

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

La reunión se celebró en la Secretaría de ICCAT en Madrid, del 3 al 7 de julio de 2017. El Dr. Rui Coelho (UE-Portugal), coordinador del Grupo de especies ("el Grupo") y presidente de la reunión, inauguró la reunión y dio la bienvenida al co-relator (Dr. Humber Andrade) y a los participantes. El Dr Miguel Neves dos Santos (Secretario ejecutivo adjunto y coordinador científico de ICCAT) se dirigió al Grupo en nombre del Secretario Ejecutivo de ICCAT, dio la bienvenida a los participantes y resaltó la importancia de la reunión debido al hecho de que el estado de los stocks de pez espada del Atlántico no se ha evaluado desde hace cuatro años. 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	M. Neves dos Santos
Punto 2	P. De Bruyn, C. Palma, D. Rosa
Punto 3	A. Hanke, F. Arocha, H. Andrade
Punto 4	M Ortiz, J. Costa, H. Andrade
Puntos 5, 6	E. Babcock, M Ortiz, M. Schirripa, L. Kell, H. Winker
Punto 7	E. Babcock, M. Schirripa, L. Kell, H. Winker
Punto 8	D. Die, F. Arocha
Punto 9	R. Coelho, D. Die, M. Neves dos Santos, G. Diaz
Punto 10	P. De Bruyn, D. Die, G. Diaz, R. Forselledo
Relator de datos	H. Andrade

2. Resumen de los datos disponibles enviados antes de la fecha límite para la evaluación (30 de abril de 2017)

Durante la reunión de preparación de datos de pez espada, el Grupo acordó establecer una fecha límite (30 de abril de 2017) para incorporar todas las revisiones proporcionadas por las CPC de los datos estadísticos pesqueros básicos (Tarea I y Tarea II). La Secretaría preparó los conjuntos de datos finales (incluidas las estimaciones de CATDIS y CAS).

2.1 Capturas

Las capturas finales nominales de Tarea I (T1NC) de ambos stocks del Atlántico (SWO-N y SWO-S) se presentan en la **Tabla 1** y la **Figura 1**. Las estimaciones de captura preliminar de 2016 (incluidos los envíos de Tarea I y los traspasos) se utilizaron solo para las proyecciones.

2.2 Biología

En el documento SCRS/2017/133 se presentaba un modelo de distribución de especies (SDM) para el pez espada con un marco de idoneidad de hábitat. Actualmente, el modelo integra profundidad del océano, promedio anual estimado total de clorofila, oxígeno y temperatura. Se usan las predicciones del modelo y las distribuciones generales de las capturas de pez espada del Atlántico norte como criterios para la inclusión y tratamiento de las variables. Las pruebas iniciales demostraron que el hábitat no se puede predecir usando únicamente datos de temperatura y el oxígeno. La inclusión de la productividad media anual espacial a través de la clorofila mejoró notablemente las predicciones de distribución. La formulación actual predice la migración estacional de norte a sur en el Atlántico norte, pero también predice alta

abundancia en zonas con bajas capturas de pez espada. Unos datos mejorados que varíen en el tiempo para la productividad del ecosistema relevante para el pez espada podrían resolver este problema, pero podrían seguir faltando características importantes del hábitat.

El Grupo resaltó que sería útil contar con más marcas procedentes de una zona más amplia para respaldar los patrones de utilización de la temperatura y la profundidad (conforme al plan de trabajo de pez espada). El Grupo sugirió que las elevadas capturas en las zonas de baja abundancia predicha podrían estar relacionadas con características del fondo, y se mencionó que podría añadirse una nueva capa al modelo para incluir estas características. Se indicó también que el modelo debería ampliarse al Mediterráneo, que actualmente no está incluido. Este es un modelo inicial que incluía clorofila para predecir la utilización del hábitat del pez espada, pero está previsto que las mejoras realizadas al modelo subirán la clorofila a niveles más elevados de la cadena alimentaria, lo que, potencialmente, captará mejor la utilización del hábitat del pez espada. El Grupo reconoció la importancia de este trabajo y de su continuidad, ya que puede proporcionar información valiosa sobre el uso del hábitat y los límites del stock de pez espada.

2.3 Composiciones de tallas

Las frecuencias de talla de Tarea II (T2SZ) presentadas, que incluyen varias revisiones (siendo las más relevantes las correcciones de la serie de Taipei Chino de palangre para 1980-2007 y la de Estados Unidos para 1962-1985 para varios artes) se utilizaron para preparar los archivos de entrada de stock synthesis (SS), clasificados por la estructura de la flota del modelo SS (SS-fleet). Se crearon las muestras de frecuencias de talla por stock, año, flota de SS y estratos de arte a partir de la T2SZ para el pez espada disponible en la base de datos de ICCAT. No se incluyeron las muestras de talla declaradas como categoría de peso, y también se excluyeron medidas de talla de intervalos de 10 cm o superiores. Todos los datos de talla se estandarizaron a medidas en LJFL, y los peces de más de 450 cm se consideraron datos atípicos y fueron eliminados. Para una observación de frecuencia de tallas determinada, se requería un mínimo de 100 peces medidos para que fuera utilizada en el modelo SS. La Secretaría proporcionó también una actualización de las estimaciones de captura por talla (CAS, 1978-2015) para los stocks del Atlántico norte y sur.

2.4 Otros datos pertinentes

La Secretaría actualizó también las estimaciones de CATDIS (1950-2015) (**Figuras 2 y 3**), con el fin de reflejar la T1NC de pez espada más actualizada. Posteriormente se utilizó CATDIS (en lugar de T1NC, que incluye pocos detalles de zona-área) como entrada para los modelos SS, como serie de captura de extracciones de biomasa por stock.

3. Datos de captura, lo que incluye captura por talla y tendencias de las pesquerías

Se actualizaron las CAS para ambos stocks de pez espada del Atlántico (SWO-N y SWO-S) (revisión al periodo 1978-2013 y nuevas estimaciones para el periodo 2014-2015) para reflejar la actual T1NC en el equivalente en peso (número transformado a peso). La metodología utilizada (en particular los criterios de sustitución) fue revisada por este grupo durante la reunión de preparación de datos de pez espada de 2017 (Anón. in press a). Toda la nueva información revisada, recibida hasta la fecha límite, se utilizó en las estimaciones. Las **Tablas 2 y 3** presentan, respectivamente, las matrices totales de CAS para el pez espada del norte y del sur. La **Figura 4** muestra los pesos medios (kg) de ambos stocks del Atlántico.

4. Índices de abundancia relativa: visión general de los índices a utilizar - obtenidos a partir de datos e índices de CPUE - fecha límite (30 de abril de 2017)

4.1 Índices de abundancia relativa - norte

Durante la reunión de preparación de datos se presentaron y discutieron varios índices para el Atlántico norte: Canadá, Japón, Marruecos, UE-Portugal y Estados Unidos. La mayoría se consideraron adecuados como datos de entrada para los modelos de evaluación del stock. Sin embargo, el Grupo solicitó a Canadá y Japón que proporcionaran actualizaciones basadas en los comentarios del grupo y también pidió a UE-España que presentara una serie de CPUE actualizada con un documento de apoyo. Además, el Grupo

decidió llevar a cabo un trabajo en colaboración entre los científicos nacionales para calcular un índice de biomasa combinado para el Atlántico norte.

El documento SCRS/2017/137 presentaba un índice de abundancia de biomasa combinado y actualizado para el stock de pez espada del Atlántico norte para 1963-2015. En este documento, el índice de abundancia estandarizado en términos de biomasa, desarrollado en las reuniones del SCRS de 2006, 2008 y 2012 para las evaluaciones de pez espada del Atlántico norte, se revisó y actualizó con datos hasta 2015 inclusive. Se utilizaron procedimientos de modelación lineal generalizada (GLM) para estandarizar los datos de captura (biomasa) y esfuerzo (número de anzuelos) de pez espada de las principales flotas palangreras que operan en el Atlántico norte: Estados Unidos, UE-España, Canadá, Japón, Marruecos y UE-Portugal. Como en pasados análisis, los efectos principales incluían: año, área, trimestre, una variable nación-operación que refleja las diferencias de arte y operativas que se cree que influyen en la capturabilidad del pez espada y una variable objetivo para tener en cuenta las mareas en las que las operaciones pesqueras variaban en función de la principal especie objetivo. También se evaluaron las interacciones entre los principales factores

El Grupo discutió los resultados a la luz de las posibles ventajas y desventajas de utilizar índices combinados o separados como datos de entrada en los modelos. El Grupo advirtió que había una laguna (1971-1974) y que las diferencias entre las CPUE estandarizadas y nominales eran mayores al inicio de la serie temporal cuando solo estaban disponibles datos de Canadá y Japón. Además, se indicó que las escalas de las estimaciones estandarizadas calculadas para el periodo previo y posterior a la laguna muy al inicio de la serie temporal, eran diferentes. Se señaló que el modelo predecía grandes intervalos de confianza para los primeros años en comparación con el periodo reciente, para el que se dispone de más información. Se recomendó incluir en la evaluación las estimaciones anuales de la varianza del índice estandarizado, cuando fuera posible.

El documento SCRS/2017/105 comunicaba las tasas de captura estandarizadas de pez espada de la flota de palangre de superficie española en el Atlántico norte. Se utilizaron modelos lineales generalizados con una aproximación lognormal (GLM) para actualizar las tasas de captura estandarizadas (en número y peso de los peces) de la flota de palangre de superficie española dirigida al pez espada para el periodo 1986-2015. Se tuvieron en cuenta los factores año, área, trimestre, arte y cebo así como la estrategia pesquera basándose en la ratio entre las dos especies predominantes y más valoradas por los patrones de pesca. Se llevaron a cabo algunos análisis de sensibilidad sobre la estructura del modelo: caso base - año no incluido en las interacciones, caso alternativo - año incluido en las interacciones de efectos aleatorios. El caso base del modelo usado explicó el 51% y 53% de la variabilidad de la CPUE en número y peso, respectivamente.

El Grupo observó que las tendencias de la CPUE estandarizada eran planas y que los coeficientes de variaciones eran muy bajos. A pesar de la tendencia plana global, había un aumento en los valores de la CPUE a finales de los 90, cuando la flota española cambió el arte de multifilamento por el de monofilamento. Las ratios de captura se utilizaron como una aproximación para la estrategia de pesca en función de la especie objetivo. Se discutieron las posibles desventajas (o ventajas) de utilizar este enfoque, pero el grupo consideró que las estimaciones presentadas son la mejor información disponible y que merece la pena utilizarlas en la evaluación de stock.

El documento SCRS/2017/107 presentaba CPUE estandarizadas actualizadas en número de peces por edad para el Atlántico norte para la flota de palangre española. En los cálculos se utilizaron modelos lineales generalizados con un enfoque lognormal (GLM) a partir de mareas realizadas por la flota de palangre de superficie que captura pez espada en el Atlántico norte. Los índices fueron desarrollados para un periodo de 34 años (1982-2015) usando un modelo de crecimiento tipo sexos-combinado para determinar la edad a partir de los datos de talla por marea. Los criterios usados para definir las áreas, periodos y modelos fueron similares a los aplicados en documentos presentados a la última evaluación de stock. El modelo también tiene en cuenta otros factores como el tipo de arte y el tipo de marea (como aproximación de la especie objetivo) para reflejar dos importantes cambios en la estrategia de pesca que se produjeron en periodos recientes. Los casos base explicaron entre el 42% y 44% de la variabilidad de la CPUE. El índice de CPUE estandarizado para la edad 1 sugiere una tendencia creciente del reclutamiento entre 1997 y 2012.

Los resultados sugieren una correlación positiva entre la CPUE estandarizada de la edad 1 y la oscilación multidecenal del Atlántico (AMO), pero una correlación negativa con la oscilación del Atlántico Norte (NAO). El Grupo reconoce que la investigación de las correlaciones entre el reclutamiento y los índices climatológico y oceanográfico resulta útil. Además, el Grupo indicó que las correlaciones entre las CPUE

estandarizadas de una determinada edad y las estimaciones de las edades posteriores con un desfase no eran siempre evidentes. El Grupo reconoció también los inconvenientes de utilizar el método de separación filo de cuchillo para convertir la talla en edad cuando no hay claves de edad-talla disponibles para la mayor parte del periodo analizado. Se debatió la dependencia intrínseca de las CPUE estandarizadas calculadas para los diferentes grupos de edad, ya que algunos de los métodos de evaluación de stock demandan índices de abundancia relativa independientes.

Tras ciertas consideraciones, el Grupo decidió usar la CPUE estandarizada específica de la edad en los modelos de evaluación SS, mientras que la CPUE para la edad 4 podría ser una alternativa a los modelos de producción con el fin de estimar una aproximación para la biomasa reproductora.

El documento SCRS/2017/144 comunicaba la CPUE estandarizada del pez espada de la flota de palangre atunera de Taipei Chino en el Atlántico norte. Se utilizó un modelo lineal generalizado para estimar las CPUE estandarizadas del pez espada capturado por la pesquería atunera de palangre de aguas distantes de Taipei Chino entre 1968 y 2015. Se consideraron cuatro periodos 1968-2015, 1968-1989, 1990-2015 y 1997-2015 y la información sobre el tipo de operación (el número de anzuelos por cesta (HPB) para el modelo de 1997-2015) con el fin de tener en cuenta los cambios en la estrategia de pesca en función de la especie objetivo en esta pesquería. Los HPB no explicaban gran parte de la variabilidad de la CPUE. Los índices de abundancia desarrollados para el pez espada para 1968-1989, 1990-2015 y 1997-2015 presentaban tendencias casi idénticas a las derivadas del modelo para todo el periodo (1968-2015). La tendencia de la CPUE estandarizada del pez espada empezó a descender a principios de los 70, pero aumentó rápidamente desde 1989 a 1990, y posteriormente no cambió mucho desde 1997 hasta el final de la serie temporal. La diferencia entre la CPUE estandarizada de 1989 y 1990 era grande, lo que indicaba una discontinuidad debida a un importante cambio en la estrategia de pesca. A comienzos de los 90, la flota pasó de dirigirse al atún blanco a dirigirse al patudo. La reducción proporcional de la devianza era baja, lo que indica que la mayor parte de la variabilidad en la CPUE no podría ser explicada por las variables incluidas en los modelos.

Las CPUE estandarizadas de Taipei Chino no estaban disponibles en la reunión de preparación de datos y no fueron discutidas en el periodo intersesiones. Por tanto, el Grupo decidió no considerarlas en los casos base sino en los análisis de sensibilidad. Sin embargo, el Grupo insta encarecidamente a que estas series se desarrollen más.

Los índices de CPUE estandarizada seleccionados para ser considerados en los análisis de evaluación de stock se incluyen en la **Tabla 4** y en la **Figura 5**. La **Figura 6** muestra el índice de biomasa combinado del Atlántico norte usado en los modelos de producción.

4.2 Índices de abundancia relativa - sur

Durante la reunión de 2017 de preparación de datos de pez espada, se presentaron las CPUE estandarizadas de tres CPC (Brasil, Japón y Uruguay) (Anón. In press a). El Grupo solicitó a Japón que proporcionara actualizaciones basadas en los comentarios del grupo y también pidió a UE-España que presentara una serie de CPUE actualizada con un documento de apoyo. Se contactó con Taipei Chino y Sudáfrica para que aportaran series de CPUE.

La actualización del índice de CPUE japonés no fue completada a tiempo para poderla usar en los modelos de evaluación, pero el trabajo continúa. Por lo tanto, el Grupo decidió utilizar las estimaciones presentadas en la reunión de preparación de datos como entrada para los modelos de evaluación del stock ya que las series japonesas aportan información importante sobre los primeros años de las pesquerías. Además, la serie japonesa se separará en dos partes (1990-2005 y 2006-2015) con el fin de tener en cuenta los importantes cambios en las pesquerías que dieron lugar a grandes cambios en las capturas, principalmente en los 2000. Esta decisión está respaldada por las estadísticas de las capturas, tal y como aparecen en el informe anual de Japón, que fue mostrado por el científico japonés presente en la reunión de evaluación de stock.

El documento SCRS/2017/106 proporcionaba tasas de captura estandarizadas y actualizadas del pez espada (número y peso) de la flota de palangre española en el Atlántico sur para el periodo 1989-2015. Las CPUE estandarizadas actualizadas se estimaron utilizando un modelo lineal generalizado. Al igual que en los análisis realizados para el Atlántico norte (SCRS/2017/105), año, área, trimestre, cebo y tipo de marea

se consideraron variables explicativas. Las ratios de captura se utilizaron como una aproximación para la estrategia de pesca en función de la especie objetivo. Se llevaron a cabo análisis de sensibilidad sobre la estructura del modelo: caso base - año no incluido en las interacciones, caso alternativo - año incluido como interacciones de efectos aleatorios. El caso base del modelo explicó el 65% y 71% de la variabilidad de la CPUE en número y peso, respectivamente.

Las series temporales de las CPUE estandarizadas eran planas a lo largo de los años y los coeficientes de variación eran muy bajos. Se recordó que las mismas interacciones consideraciones con respecto al uso de las ratios entre las capturas de especies (en este caso pez espada y tintorera) del Atlántico norte se aplican también en el Atlántico sur. Sin embargo, el Grupo recomendó que la serie temporal española fuera considerada en los modelos de evaluación de stock.

El documento SCRS72017/145 presentaba las CPUE estandarizadas de la pesquería atunera de palangre de aguas distantes de Taipei Chino en el Atlántico sur para el periodo 1968-2015. Se utilizaron modelos lineales generalizados para analizar las tasas de captura con el fin de estimar las CPUE estandarizadas. Se consideraron cuatro periodos de tiempo (1968-2015, 1968-1990, 1991-2015 y 1998-2015). Las variables explicativas consideradas fueron año, temporada y área. También se incluyó el número de anzuelos por cesta (HPB) como variable explicativa al analizar el periodo 1998-2015. Las CPUE estandarizadas calculadas para los periodos de 1968-1990 y 1991-2015 eran similares a las estimadas basándose en todo el conjunto de datos en los periodos en que los que las etapas de tiempo se solapan. La inclusión de HPB en el modelo utilizado para analizar 1998-2015 no cambiaba mucho las estimaciones estandarizadas y no dio lugar a mucha reducción de la devianza. En general, la serie de CPUE estandarizada para el pez espada del Atlántico sur descendió en los 70, pero mostró una tendencia plana desde mediados de los 70 hasta finales de los 80. Se produjo un aumento desde 1989 hasta 1990, seguido de una tendencia descendente hasta el final de la serie temporal.

El Grupo indicó que la tendencia de la CPUE estandarizada calculada para el Atlántico sur era similar a la calculada para el norte. Además, al igual que para el Atlántico norte, existía una discontinuidad entre 1989 y 1990 para el Atlántico sur, en el sentido de que la diferencia entre las estimaciones para estos dos años era muy elevada debido a un cambio en la especie objetivo.

El documento SCRS/2017/138 explicaba que el pez espada es una especie objetivo en la flota de palangre pelágico de Sudáfrica que opera en la costa este y oeste de Sudáfrica. Se llevó a cabo una estandarización de la CPUE del pez espada de la flota de palangre sudafricana para la serie temporal de 2004-2015 utilizando un modelo mixto aditivo generalizado (GAMM) con un error de distribución Tweedie. Las variables explicativas del modelo final incluían año, mes, posición geográfica (latitud y longitud) y un factor de especie objetivo con dos niveles, derivado agrupando clasificaciones PCA transformadas mediante raíz cuarta de la composición de la captura normalizada. El buque se incluyó como efecto aleatorio. La CPUE del pez espada tenía una tendencia estacional definitiva, con tasas de captura más elevadas en invierno y menos elevadas en verano. El análisis de la CPUE estandarizada indica una tendencia constantemente descendente durante el periodo 2004-2012, seguida de un notable aumento entre 2012 y el último año de la evaluación, 2015.

El Grupo reconoció esta nueva serie y se mostró de acuerdo en considerarla para la evaluación de stock.

Los índices de CPUE estandarizada seleccionados para ser considerados en los análisis de evaluación de stock se incluyen en la **Tabla 5** y en la **Figura 7**.

5. Métodos y otros datos pertinentes para la evaluación

5.1. Atlántico norte

5.1.1 ASPIC/BioDyn

BioDyn

Para tener en cuenta la incertidumbre acerca de la dinámica del stock y la calidad de los datos, el SCRS considera de forma rutinaria una gama de escenarios que incluye conjuntos de datos y estructuras de

modelo alternativas para un único stock. Al ejecutar múltiples escenarios, sin embargo, los modelos deben compararse y validarse antes de poder proporcionar asesoramiento. Esto es difícil cuando se han considerado diferentes modelos y conjuntos de datos. La verificación cruzada es una técnica para validar modelos evaluando su capacidad de predicción. Es conceptualmente simple, con pocos supuestos paramétricos o teóricos, y por tanto, puede utilizarse para hacer comparaciones entre los conjuntos de datos y las estructuras del modelo. Las predicciones del modelo deberían compararse con observaciones en vez de con cantidades como la mortalidad por pesca (F) y la biomasa del stock reproductor (SSB) que no pueden ser observadas, sino se corre el riesgo de elegir las soluciones del modelo subjetivamente. Si los datos (por ejemplo, CPUE y capturas) se consideran representativos de la dinámica del stock, pueden usarse como una medida de validación independiente del modelo.

Para solucionar esto, se llevó a cabo un ensayo de continuidad para el escenario ASPIC realizado en 2013, es decir, para una función de producción logística y un índice de CPUE combinado, utilizando los conjuntos de datos disponibles en 2017 (CPUE y captura hasta 2015 inclusive). El análisis realizado usando BioDyn se adjunta como **Apéndice 5**. El método se basa en los valores residuales de la predicción. Esto demostró que a medida que se dispone de nuevos datos, en años recientes, de niveles próximos a la biomasa en rendimiento máximo sostenible (B_{RMS}), las evidencias respaldaban una función de producción Fox (desviada) más que una logística (simétrica).

ASPIC

Para el stock de pez espada del norte, se realizó un ensayo de continuidad con un modelos de producción excedente (SPM) utilizando el mismo software (ASPIC-7) que en 2013, con una serie de captura para 1950-2015 y el índice de abundancia de la biomasa combinado (1963-2015). Este ensayo de continuidad utilizaba los mismos supuestos y la misma configuración que el caso base de 2013, asumiendo brevemente una función del modelo de producción logístico, estimando K y r y fijando el parámetro $B1/K$ en 0,85.

5.1.2 BSP2

El software BSP2 en Visual Basic fue utilizado para ejecutar modelos de producción excedente bayesianos para el Atlántico norte, como se hizo en la evaluación de 2013. El software BSP2 es una variación del software BSP, que está incluido en el catálogo de software de ICCAT, y está escrito en un lenguaje de programación antiguo. El Grupo decidió utilizar el software BSP2, pero recomendó que el método fuera revisado para ejecutarlo en un lenguaje más moderno, y que se incluyese el software revisado en el catálogo de ICCAT.

El caso base del modelo tenía forma de función Schaefer, que asume que el rendimiento máximo sostenible (RMS) se produce cuando la biomasa es la mitad de la biomasa sin explotar (K). Se utilizó la versión de la ecuación diferencial de BSP2, por lo que la tasa de mortalidad por pesca se estimó como una tasa instantánea en lugar de una tasa de captura proporcional.

La distribución previa para r era lognormal, con una media de 0,424 y logsd de 0,40, la misma que en la evaluación de 2013 (SCRS/2013/100). La distribución previa para K era uniforme en $\log(K)$ entre $\log(500 \text{ t})$ y $\log(1.000.000 \text{ t})$. La distribución previa para la ratio de biomasa inicial (B_{1950}/K) era lognormal con una media de 0,875 y una logsd de 0,25 con límites en 0,001 y 3,5. La constante de proporcionalidad q para cada serie se estimó con una distribución previa uniforme no informativa entre 0,000000001 y 2.

Para el caso base, se utilizó el índice combinado como índice de abundancia (SCRS/2017/137). El CV del error de observación se introdujo como 0,23, que era aproximadamente la estimación MLE cuando se asignó a cada punto el mismo valor. El error de proceso era lognormal, con una desviación estándar logarítmica como parámetro fijo igual a 0,05.

Los ensayos de sensibilidad incluían un modelo de producción generalizado con B_{RMS}/K igual a 0,4 (parámetro de forma = 1,189) o 0,6 (parámetro de forma = 3,39), una distribución previa menos informativa para r (logsd=1), así como los índices por separado con varios métodos alternativos para establecer la desviación estándar del error de observación. Los ensayos de diagnóstico incluían un modelo pre datos post modelo (PMPD), que es un ensayo con un único punto de datos de CPUE para evaluar la influencia de las

distribuciones previas y las series temporales de captura en la dinámica estimada. Se llevaron a cabo análisis retrospectivos en los que los datos de CPUE eran truncados progresivamente a años anteriores, y la biomasa después del final de las series de CPUE se proyectó usando los datos de captura. Se llevó a cabo también un análisis por bootstrap, que incluía las series de CPUE por separado y posteriormente retiraba un índice cada vez (**Tabla 6**). Véase el **Apéndice 6** para más detalles sobre los métodos, diagnósticos y análisis de sensibilidad.

5.1.3 Stock Synthesis (SS)

Modelo inicial

Basándose en los datos presentados en la Reunión de preparación de datos de pez espada de 2017, el modelo Stock Synthesis se configuró usando siete pesquerías de palangre y una de "otros". Las pesquerías de palangre eran de UE-España, Estados Unidos, Canadá, Japón, UE-Portugal, Taipei Chino y Marruecos. Estas pesquerías respondieron de forma colectiva del 92% de los desembarques totales de pez espada del norte, y el resto de países y artes responden del restante 8%. La configuración SS utiliza una temporada, un área y dos sexos. Se disponía de muestras de talla para las ocho pesquerías desde aproximadamente 1978 a 2015. Se disponía de catorce índices de abundancia para ajustar las tendencias de la población (**Figura 8**).

La mortalidad natural para ambos sexos se fijó en 0,20 por edad. La madurez se estableció en el 50% a edad 5 y en el 100% posteriormente. La fecundidad se estableció como una función del peso corporal. Los parámetros de crecimiento se fijaron en valores desarrollados durante la reunión de 2017 de preparación de datos sobre pez espada (Anon 2017 in press a).

Para el Atlántico norte occidental, entre 1995 y 2011, las tasas de captura para dichas pesquerías en el Atlántico occidental tendían a descender mientras que las del este tendían a aumentar. Esto se investigó formulando hipótesis de que los fenómenos medioambientales estaban provocando que las densidades de la población cambien como consecuencia de que la oceanografía está cambiando (Goodyear et al., 2017). Esta hipótesis se desarrolló observando que diversos indicadores ecosistémicos habían cambiado de negativos a positivos (o viceversa) en 1995. El indicador que cubría la zona más grande y que había demostrado tener más influencia era la Oscilación Multidecadal del Atlántico (AMO) (Goodyear et al., 2017). Basándose en las regresiones entre los valores residuales de la CPUE y la AMO, la capturabilidad (q) (todo el este) de la Edad_1, Edad_2, Edad_4 y Edad 5+ de Canadá (oeste), Japón (oeste), UE-Portugal (este), Marruecos (este) y UE-España se convirtieron en función de la AMO (**Figura 9**).

La selectividad se modeló para que se basara en la talla para todas las edades (0-25) disponibles. Se permitió una selectividad con forma de cúpula para UE-España, Estados Unidos, Japón, UE-Portugal y Marruecos. Se asumió una selectividad asintótica para Canadá, Taipei Chino y "otros". La CPUE específica de la edad española se modeló con una selectividad basada en la edad fijada (**Figura 10**). Se estableció la talla efectiva de la composición por tallas ajustando la n -efectiva hasta que se alcanzó la unidad entre la n -efectiva modelada y el tamaño de muestra sugerido por Francis. Los ajustes de selectividad a los datos de talla fueron muy satisfactorios, pero con algunas devianzas a veces en los peces más pequeños (**Figura 11**).

Se asumió una relación stock reclutamiento de Beverton-Holt con el máximo reclutamiento estimado y una desviación estándar en las desviaciones del reclutamiento de 0,60 y un valor fijo de la inclinación de 0,80, tal y como se acordó durante la reunión de preparación de datos. Las desviaciones de la función de reclutamiento del stock no mostraban desviaciones o tendencias destacadas (**Figura 12**).

Los diagnósticos del modelo proporcionaron evidencias de la estabilidad del modelo sin ningún patrón retrospectivo claro (**Figura 13**).

Se consideraron diversos valores de inclinación, como suele suceder a menudo, los resultados fueron bastante sensibles a los valores asumidos no solo de la inclinación, sino también de la mortalidad natural (**Figura 14**). Inicialmente, no había evidencias claras sobre qué valores eran mejores para estos parámetros.

Para examinar la influencia de cada CPUE, se eliminó un índice cada vez y el modelo volvió a ajustarse. Los resultados de este diagnóstico demostraron que el modelo era más sensible a la CPUE canadiense y japonesa

(Figura 15). Este resultado se debía al hecho de que estas dos series temporales eran las más largas disponibles y no fue inesperado.

Se hizo un diagnóstico del efecto del tamaño de la muestra efectivo de diversas composiciones de talla. Se realizaron 25 ensayos con tamaños de muestra elegidos aleatoriamente que se basaban en una media igual al tamaño de muestra ajustado con un coeficiente de variación del 40 por ciento. Los resultados de este diagnóstico mostraron que el tamaño efectivo de la muestra tenía efectos menores en la tendencia global de la biomasa (Figura 16).

Dado que los GLM de las CPUE pueden tener a menudo CV que aparentemente sean subestimados, se utilizó una reponderación de la varianza en cada una de las series temporales de CPUE. La varianza ajustada más elevada se asignó a la serie temporal japonesa más corta y la más pequeña se asignó a las CPUE basadas en la edad españolas (Figura 17). El CV de los parámetros de la varianza añadida era inversamente proporcional a la cantidad de varianza añadida requerida. Las tendencias en la biomasa, con y sin la varianza añadida, tenían el mayor efecto en la tendencia de biomasa de los primeros años y el menor efecto en los últimos años.

Gran parte de la discusión sobre el modelo SS se centró en el supuesto del valor fijado de la inclinación y el consiguiente establecimiento del valor de RMS.

Modelo base

El cambio más significativo realizado a la configuración inicial del modelo fue cambiar la desviación estándar asumida en las desviaciones del reclutamiento (σ_r) de 0,60 a 0,20. Este cambio se basó en el hecho de que la σ_r asumida se estableció en 0,6, pero el error cuadrático medio de los valores residuales de las desviaciones del reclutamiento era solo de 0,17, por lo que el ajuste del sesgo de 1,0 era inadecuado. La sugerencia fue reducir σ_r a aproximadamente 0,20.

Estas modificaciones no tuvieron como resultado ningún cambio significativo en la tendencia de la biomasa o en el estado actual del stock. Sin embargo, después de realizar estas modificaciones se halló que el parámetro de inclinación era estimable usando una distribución previa informativa con una distribución Beta, una media de 0,80 y una desviación estándar de 0,06. La estimación de la inclinación dio como resultado un cambio en la productividad percibida del stock. El Grupo discutió largamente la implicación de estimar la inclinación. Observando que el valor era conforme con el valor sugerido por un meta-análisis basado en el ciclo vital del pez espada (SCRS/2017/143), el Grupo convino en que estimar la inclinación era superior a fijar el parámetro en un valor asumido. Este método tuvo como resultado que la estimación de la inclinación fuera superior a la distribución previa (inclinación = 0,88, SD = 0,03) y que ya no se alcanzara el límite superior del parámetro (1,0) como en la configuración original del modelo (Figura 18).

En el Apéndice 7 se incluyen los diagnósticos y ajustes del modelo SS final completo.

5.2. Atlántico sur

5.2.1 BSP2

El software BSP2 en VisualBASIC fue utilizado para ejecutar modelos de producción excedente bayesianos para el Atlántico sur, como se hizo en la evaluación de 2013. El caso base del modelo tenía forma de función Schaefer, y la mortalidad por pesca se calculó como una tasa instantánea.

La distribución previa para r era lognormal, con una media de 0,42 y logsd de 0,46, la misma que en la evaluación de 2013 (McAllister, 2014). La distribución previa para K era uniforme en $\log(K)$ limitada por $\log(500\text{ t})$ y $\log(1.000.000\text{ t})$. La distribución previa para la ratio de biomasa inicial era lognormal con una media de 1 y una logsd de 0,25 con límites en 0,001 y 3,5. La constante de proporcionalidad q para cada serie se estimó con una distribución previa uniforme no informativa entre 0,000000001 y 2 en la mayoría de los casos. En algunos casos, q se estimó utilizando el valor MLE dentro del modelo para mejorar la convergencia.

El caso base del modelo excluía la serie histórica de Brasil, que era plana y altamente variable, pero incluía las series de Brasil-reciente, UE-España, Uruguay, Sudáfrica y Japón. La serie del palangre japonés se separó en dos en 2005/2006 y la serie de UE-España se separó en 1999/2000 para tener cuenta los cambios en los métodos de pesca que no estaban adecuadamente reflejados en la estandarización de los índices. El error de observación se introdujo en CV = 0,2 para todos los puntos de datos. El error de proceso era lognormal, con una desviación estándar logarítmica como parámetro fijado igual a 0,1.

Los ensayos de sensibilidad incluían un modelo de producción generalizado con B_{RMS}/K igual a 0,4 (parámetro de forma = 1,189) o 0,6 (parámetro de forma = 3,39), una distribución previa menos informativa para r (logsd=1), una reducción el error de proceso a 0,05 y la inclusión o exclusión de varios índices. Los ensayos de diagnóstico fueron iguales a los descritos para el Atlántico norte e incluían un modelo pre datos post modelo (PMPD), análisis retrospectivos y un análisis por bootstrap (**Tabla 7**). Véase el **Apéndice 6** para más detalles sobre los métodos, diagnósticos y análisis de sensibilidad.

5.2.2 JABBA

El software de evaluación de stock "Solo otra evaluación bayesiana de biomasa", JABBA, se aplicó en la evaluación del pez espada del Atlántico sur de 2017. Basándose en avances recientes al optimizar los procedimientos de ajuste mediante el desarrollo de enfoques de modelación estado espacio bayesianos (Meyer y Millar, 1999; Thorson *et al.*, 2012; Froese *et al.*, 2016), JABBA se origina a través del proceso de desarrollo continuo de un software de SPM estado espacio bayesiano que había sido aplicado y probado en la Reunión de evaluación de 2015 de tintorera del Atlántico sur de ICCAT (Anón. 2016), la reunión intersesiones del Grupo de especies de atún blanco (incluida la evaluación de atún blanco del Mediterráneo) de 2017 (Anon 2017^a) y en la reunión de evaluación de 2017 de los stocks de marrajo dientuso del Atlántico norte y sur (Anón. 2017in press b). El motivo de desarrollar JABBA era proporcionar una interfaz R a JAGS fácil de utilizar para que los SPM estado espacio bayesianos generalizados y ajustados generaran estimaciones y diagnósticos del estado del stock reproducibles.

Los ensayos iniciales de la evaluación y los ensayos de sensibilidad han sido presentados al grupo (SCRS/P/2017/027). El código fuente y los archivos de R para reproducir los ensayos finales de la evaluación se pusieron a disposición del Grupo. En el **Apéndice 8** se proporciona una descripción completa de la formulación del modelo JABBA y está también documentada por Winker *et al.* (2017).

Formulaciones de las distribuciones previa

Todas las distribuciones previas se mantuvieron constantes en todos los escenarios: una distribución previa lognormal vagamente informativa para $K = 200.000$ t con un CV del 100%. Para r , se asumió la misma distribución previa lognormal (media = log(0,42), sd = 0,37) que para la evaluación del stock de pez espada del Atlántico sur de ICCAT de 2013. Las medias de las distribuciones previas para r se tradujeron en F_{RMS} como $F_{RMS} = r/2$ (véase el **Apéndice 8**). La distribución previa de la merma de la biomasa inicial ($\phi = B_{1950}/K$) fue introducida en forma de distribución previa lognormal, asumiendo que el stock del Atlántico sur estaba sin explotar en 1950 con un CV = 0,25. Todo los parámetros de capturabilidad fueron formulados como distribuciones previas uniformes no informativas, mientras que las distribuciones previas de la varianza del proceso y la varianza de la observación fueron implementadas asumiendo distribuciones gamma inversas (Meyer y Miller, 1999), de la siguiente manera:

$$\sigma_{\eta}^2 \sim \frac{1}{\text{gamma}(4,0.01)}$$

$$\sigma_{ADD,f}^2 \sim \frac{1}{\text{gamma}(2,0.01) + 0.25^2}$$

La distribución previa de la varianza del proceso corresponde al error del proceso medio de $\sigma_{\eta} = 0,056$ (CV = 0,65) y la distribución previa de la varianza de la observación adicional corresponde a una media de $\sigma_{ADD,f} = 0,1$ (CV = 1,96). Dado que la mayoría de los índices proporcionados se consideraron demasiado precisos con CV < 0,1, se añadió a priori a todas las series una varianza adicional del error de observación de 0,25².

Escenarios

En 2013, ICCAT realizó la última evaluación para el pez espada del Atlántico sur utilizando los paquetes de software de producción excedente ASPIC y BSP2. Se llevaron a cabo ensayos preliminares de ASPIC y BSP2 en nueve índices independientes que indicaron que el índice brasileño histórico era la causa de la falta de ajuste del modelo debido a las tendencias que entraban en conflicto con la mayoría de los otros índices. Sólo tras eliminar el índice histórico brasileño fue posible lograr la convergencia del modelo, aunque persistían tendencias sistemáticas no deseables en los valores residuales y en la varianza a lo largo de la serie temporal, con patrones residuales especialmente fuertes en la CPUE de palangre japonés durante los años 2000-2005.

Por lo tanto, durante la evaluación de pez espada del Atlántico sur de 2017, el Grupo se centró específicamente en la identificación y resolución de posibles conflictos entre los datos de CPUE que podrían derivarse del ajuste de múltiples series temporales de CPUE estandarizadas. Las siguientes series temporales de CPUE estaban disponibles para la evaluación del pez espada del Atlántico sur: Brasil histórico (1978-2004), Brasil-reciente (2005-2012); UE-España (1989-2015), Japón (1990-2015); Uruguay (2001-2012) y Sudáfrica (2004-2015). Además, la CPUE de Taipei Chino fue presentada y posteriormente considerada como ensayo de sensibilidad. A diferencia de la evaluación de 2013, la serie de CPUE de Brasil fue revisada y se dividió en dos periodos de tiempo separados. Basándose en ajustes JABBA iniciales y diagnóstico de residuos, se observó que la serie de CPUE brasileña temprana era muy ruidosa, carecía de una señal discernible de la abundancia y entraba en conflicto con otros índices de CPUE. Además, el grupo identificó que la introducción del palangre de "estilo americano" en la flota española había causado probablemente cambios en la capturabilidad del pez espada (García-Cortés et al., 2010). Del mismo modo, los cambios en la estrategia de pesca en función de la especie objetivo que tuvieron lugar en 2005 y 2006 podrían haber causado el aumento aparente en el índice de CPUE japonés, que también dio lugar a un fuerte patrón residual en la CPUE japonesa en este período como ya se observó durante la evaluación de 2013. Se han observado efectos similares para el rabil entre 2005 y 2006 en el informe de Reunión ICCAT de preparación de datos de rabil de 2016 (Anon 2017 b). El Grupo exploró la opción de introducir bloques de tiempo dentro de las series de CPUE española (1999/2000) y japonesa (2005/2006) para tener en cuenta los cambios en los métodos de pesca que no fueron adecuadamente captados en la estandarización de los índices. A este efecto, se evaluaron en detalle los siguientes cuatro escenarios para las funciones de producción Fox y Schaefer:

1. Escenario 1: Todos los índices de CPUE (excluyendo TAI)
2. Escenario 2: Todos los índices de CPUE, excluyendo TAI y BRA histórico
3. Escenario 3: Toda la CPUE, excluyendo TAI y BRA histórico, y bloques temporales para JPN y UE-ESP
4. Escenario 4: Toda la CPUE, incluyendo TAI y excluyendo BRA histórico, y bloques temporales para JPN y UE-ESP

El Grupo decidió que el escenario 3 era el escenario de caso base más plausible. Por tanto, los datos de CPUE del caso base incluían: Brasil-reciente, UE-España, Uruguay, Sudáfrica y Japón, pero excluían la serie histórica de Brasil, mientras que la CPUE de Japón se dividió en 2005/2006 y la serie UE-España en 1999/2000. El escenario del caso base se utilizó como caso de referencia para llevar a cabo los ensayos de sensibilidad con varias combinaciones de índices de CPUE basadas en las funciones de producción Schaefer y Fox (**Tabla 8**). Se evaluó la sensibilidad con respecto a las estimaciones del estado del stock B/B_{RMS} y F/F_{RMS} .

6. Resultados del estado del stock

6.1 Pez espada del Atlántico norte

6.1.1 ASPIC/BioDyn

BioDyn

Los resultados de los análisis de BioDyn se han incluido en el **Apéndice 5**.

ASPIC

Los resultados mostraron tendencias similares de biomasa y mortalidad de la pesca a las estimadas en las evaluaciones anteriores (**Figura 19**) hasta 1995, a partir de dicho año las tendencias de la biomasa relativa (B/B_{RMS}) muestran un aumento general, pero la tasa de recuperación presentaba variaciones en los resultados de las evaluaciones. En 2006, el stock se situaba por debajo de B_{RMS} en todas las evaluaciones. En la evaluación de 2013 los resultados indicaban que la biomasa del stock se situaba en o por encima del nivel de B_{RMS} . En la evaluación actual (2017), el modelo de producción excedente indica que el ritmo de recuperación ha sido mucho más lento en comparación con los resultados de 2013, aunque en 2015 la biomasa del stock se situó por encima de B_{RMS} . Básicamente esto implica cambios en la percepción de la productividad del stock entre las evaluaciones de 2013 y de 2017.

En general, los resultados del ensayo de continuidad coinciden con los del modelo de producción excedente bayesiano (BSP2) y el modelo estadístico de captura (Stock Synthesis) de esta evaluación. Se observó que el parámetro de forma mostraba una tendencia a medida que se disponía de más datos sobre RMS, lo que respalda una función de producción asimétrica. Cabe señalar que estos modelos no incluyen error de proceso. Se exploraron las tendencias de los parámetros SPM usando modelos de producción Fox y generalizado (Pella y Tolimson) con el software ASPIC. En la **Tabla 9** se muestran las estimaciones de parámetros (K , r y $B1/B_{RMS}$) y las cantidades derivadas para cada uno de los tres modelos de producción excedente. Los modelos generalizado y Fox produjeron estimaciones idénticas, mientras que el modelo logístico varió ligeramente, aunque límites de confianza del 80% se superpusieron en los diferentes modelos. En la **Figura 20** se muestra la tendencia en las estimaciones del parámetro SPM cuando se retiró un año de datos cada vez entre 2009 y el 2015. Los modelos generalizado y Fox predijeron otra vez parámetros similares para todos los años, mientras que el modelo logístico estimó diferentes parámetros de forma continua para 2009-2015. Entre 2009 y 2012 las estimaciones de K disminuyeron en las tres formulaciones de modelo mientras que las estimaciones de RMS se incrementaron, lo que sugiere un stock más productivo. Sin embargo esta tendencia cambió en 2012, y de 2012 a 2015 las estimaciones de K aumentaron mientras que las de RMS disminuyeron, lo que sugiere un stock menos productivo. Esta tendencia está probablemente asociada con un punto elevado en el índice de abundancia estandarizada en 2012. Sin embargo, todas las formulaciones SPM coincidieron en que en 2015, la biomasa del stock se sitúa por encima de B_{RMS} , y la mortalidad por pesca está por debajo de F_{RMS} .

6.1.2 BSP2

El caso base del modelo, en el que se utilizó el índice de CPUE combinado, proporcionó estimaciones bastante precisas de los parámetros del modelo (**Tabla 10**) en comparación con los ensayos de sensibilidad que utilizaron todas las series de datos por separado (**Tabla 11**, véase **Apéndice 6**). Las medias y CV de r y K de los ensayos del modelo con todos los índices fueron bastante similares a los valores del diagnóstico del modelo pre datos post modelo (ensayo N5), que se ejecutó sin datos de CPUE. La mayor precisión de las estimaciones realizadas a partir del índice combinado se debió al hecho de que se tuvieran en cuenta algunas tendencias contradictorias de las series en el GLM que generó el índice combinado que utilizó datos operativos de las principales pesquerías de palangre en el norte. Por tanto, es probable que el índice combinado proporcione una medición más precisa de la tendencia en la abundancia.

Las estimaciones alternativas del error de observación y las diferentes distribuciones previas para r y K tuvieron solo un impacto modesto en las estimaciones de parámetros y del estado actual. La utilización de formas alternativas de la función de producción no cambió la trayectoria de la biomasa estimada, pero sí cambió los puntos de referencia (**Tabla 11**, **Figuras 21** y **22**). Por tanto, la mediana de biomasa actual se sitúa cerca de B_{RMS} en el caso base, que es un modelo Schaefer ($B_{RMS}/K = 0,5$), pero la mediana de la biomasa actual se situaba por encima de B_{RMS} cuando se utilizaba la función de producción generalizada ($B_{RMS}/K = 0,4$). Ambos modelos hallaron que la mediana de la F actual se situaba en torno a $0,8F_{RMS}$.

Para el caso base del modelo BSP2 para el Atlántico norte, el análisis retrospectivo mostraba que no había un patrón retrospectivo coherente (**Figura 23a**). Sin embargo, en ensayo retrospectivo que finalizaba en 2012, año en que la CPUE combinada era elevada (**Figura 5**) estimaba una biomasa de 2015 ligeramente superior que los ensayos con otros años finales. Debido a los valores más bajos del índice de CPUE después de 2012, los modelos cuyos datos finalizaban en 2014 o 2015 eran más pesimistas. Los bajos valores de la

CPUE desde 2013 podrían explicar porque la evaluación actual hallaba que la población se encuentra en torno a la B_{RMS} a pesar de que la población se esté incrementando y que en la evaluación de 2013 se había estimado que se situaba cerca del nivel de B_{RMS} . El modelo de producción generalizado tampoco mostraba sesgo retrospectivo (**Figura 23b**).

6.1.3 Stock Shynthesis

Los resultados del modelo SS indicaban que el pez espada del norte no está sobrepescado y que no se está produciendo sobrepesca. En la **Figura 24** se muestran las estimaciones de B/B_{RMS} y F/F_{RMS} . Los valores del año terminal (2015) y los intervalos de confianza del 95% aproximados para B/B_{RMS} fueron 1,13 (0,81-1,45) y para F/F_{RMS} fueron 0,75 (0,57-0,92). Las estimaciones de rendimiento total en RMS fueron 12.708 (12.175-13.240) t. Las estimaciones de mortalidad por pesca en RMS fueron 0,17 (0,14-0,21).

6.2 Pez espada del Atlántico sur

6.2.1 BSP2

El caso base, que excluía la serie temprana de Brasil, incluía Japón y dividía Japón y UE-España en periodos temprano y tardío, estimaba que la población se mantuvo en un nivel alto en torno a 1990 y después descendía rápidamente a medida que se incrementaban las capturas (**Figuras 25 y 26**). La biomasa actual se situaba por debajo de B_{RMS} y la F se situaba por encima de F_{RMS} (**Tabla 12**). Los análisis de sensibilidad variaron enormemente dependiendo de qué series de CPUE se incluían y de cómo se dividían en bloques de tiempo (**Tabla 13**). Los ensayos que incluían la serie muy variable de Brasil en los primeros años estimaban muy pocos cambios en la biomasa durante la serie temporal. Los ensayos que no dividían la serie UE-España o que incluían Taipei Chino mostraban cierto descenso, pero no tanto como el caso base. Los cambios en las especificaciones del error de observación o la utilización de diferentes distribuciones previas tuvieron un efecto menor que la elección de los índices. La utilización de un modelo generalizado en lugar del modelo de Schaefer no cambió la tendencia de la biomasa, pero cambió los puntos de referencia, de tal modo que la biomasa actual se situaba en un nivel más cercano al nivel de B_{RMS} .

Un análisis retrospectivo en el ensayo del caso base halló que no había ninguna tendencia coherente en las funciones de producción estimadas o en las estimaciones de la biomasa (**Figura 27**). Sin embargo, cuando los datos finalizaban en 2011, el modelo era más pesimista en lo que concierne al estado actual.

6.2.2 JABBA

Para el Atlántico sur, todos los escenarios de JABBA eran capaces de converger adecuadamente, con arreglo a la prueba de diagnóstico de Gelman y Rubin (1992) y Heidelberger y Welch (1983) y el comportamiento estacionario satisfactorio de las cadenas MCMC.

El ajuste inicial al escenario 1 proporcionó evidencias de que la CPUE histórica de Brasil muy ruidosa ocultaba las señales de abundancia de los otros índices de CPUE, lo que dio lugar a un ajuste general mediocre asociado con un error cuadrático medio residual bastante elevado de 30,8% (**Figura 28**). La exclusión de la CPUE histórica de Brasil en el escenario 2 mejoró ligeramente el ajuste ($RMSE = 24,1\%$), pero reveló importantes conflictos en los datos de la CPUE estandarizada de Japón (1990-2015) y España (1989-2016). El escenario del caso base (escenario 3), que incluye los dos puntos de cambio en los coeficientes de capturabilidad (bloques de tiempo) dentro de la serie de CPUE de UE-España y de Japón, mejoró sustancialmente el patrón residual ($RMSE = 19\%$) y también produjo una sensible mejora de $DIC = 169,7$ con respecto al escenario 2 con un $DIC = 182,3$, a pesar de añadir grados adicionales de libertad ($df = 4$). Al añadir la CPUE de Taipei Chino en el ensayo de sensibilidad adicional (escenario 4) no indicaba ningún conflicto de datos con el caso base y mostraba un ajuste similar en términos de $RMSE = 19,9\%$ (**Figura 28**). Las versiones del modelo Schaefer y Fox no mostraban ninguna diferencia discernible en el diagnóstico de ajuste. Los ensayos de sensibilidad (**Tabla 8**) mostraban que la exclusión de la CPUE española tenía el efecto más fuerte en los resultados relacionados con el estado del stock de todas las series de CPUE relacionados con el caso base (**Figura 29**). Las tendencias del caso base del modelo final JABBA Schaefer se presentan en la **Figura 30**.

En la **Tabla 14** se proporcionan las estimaciones de merma del stock (B/K) y del estado del stock (B/B_{RMS} y F/F_{RMS}) para los escenarios del caso base Schaefer y Fox, junto con las estimaciones de parámetros del modelo. Los modelos de Schaefer y Fox estimaban que las capturas de pez espada del Atlántico sur se han mantenido por debajo de la producción excedente prevista del stock desde 2010 (**Figura 29**), lo que concuerda con la recuperación prevista de biomasa en este período (**Figura 30**). Para el año final de la evaluación 2015, los modelos de Schaefer y Fox estimaron de forma constante que la merma de la biomasa se situaba justo por debajo de B_{RMS} , mientras que la mortalidad por pesca se estimaba en niveles cercanos a F_{RMS} (**Tabla 15; Figura 31**). Por tanto, los resultados JABBA para el escenario del caso base se asemejan en gran medida a los resultados BSP2 para el Atlántico sur.

6.3 Síntesis de los resultados de la evaluación

Se han realizado considerables progresos desde la última evaluación de pez espada del Atlántico en la integración de nuevas fuentes de datos, en particular información sobre biología y tallas para el Atlántico norte utilizando modelos SS integrados. A continuación se resumen los resultados específicos para cada stock de pez espada.

Atlántico norte

Para el Atlántico norte, el caso base del modelo final BSP2 estimó que la biomasa actual (B_{2015}) se situaba cerca del nivel de B_{RMS} (mediana = 0,99, IC del 95% = 0,77-1,24) y que la F actual (F_{2015}) era menor que F_{RMS} (mediana = 0,81, IC del 95% = 0,61-1,10). El caso base del modelo final SS estimó que B_{2015} se situaba por encima de B_{RMS} (mediana = 1,13, IC 95% = 0,81-1,45) y que F_{2015} era inferior a F_{RMS} (mediana = 0,75, IC del 95% = 0,57-0,92).

Ambos modelos coincidían en que no se está produciendo sobrepesca y en que la biomasa está en un nivel superior o muy cercano al nivel de B_{RMS} . Los resultados obtenidos en esta evaluación no son totalmente comparables con los obtenidos en la última evaluación (2013) debido a la incorporación de más fuentes de datos y de información actualizada. Se observó que las capturas en los últimos años se han situado por debajo de los TAC adoptados por la Comisión. También cabe destacar especialmente que la serie de CPUE ha disminuido desde 2012 haciendo que las tendencias de la biomasa se desplacen a niveles más bajos que los de la evaluación de 2013. Esto también se constató en el ensayo de continuidad ASPIC con datos de captura y series de CPUE actualizadas.

El Grupo convino en que esta evaluación supone una mejora notable en nuestros conocimientos del estado actual del stock de pez espada del Atlántico norte, utilizando información actualizada e integrando nuevas fuentes de datos. Por lo tanto, el Grupo acordó que el asesoramiento de ordenación, lo que incluye el estado del stock y las proyecciones, debería basarse en BSP2 y SS.

Atlántico sur

Para el Atlántico sur, el caso de base del modelo final BSP2 estimó que la biomasa actual (B_{2015}) se situaba por debajo del nivel de B_{RMS} (mediana = 0,64, IC del 95% = 0,43-1,00) y que F actual (F_{2015}) se situaba por encima de F_{RMS} (mediana = 1,15; IC 95% = 0,61-1,82). El caso base del modelo final JABBA estimó que B_{2015} se situaba por debajo del nivel de B_{RMS} (0,72, IC del 95% = 0,53-1,01) y que F_{2015} estaba muy cerca de F_{RMS} (0,98; 0,70-1,36).

Ambos modelos convinieron en que la biomasa del stock de pez espada del sur está sobrepescada, y en que se está produciendo sobrepesca o el nivel actual de F está muy cerca de F_{RMS} . Los resultados obtenidos en esta evaluación no son comparables con los obtenidos en la última evaluación (2013) debido al uso de CPUE individuales frente al uso de una única CPUE combinada en los índices en la evaluación anterior. En la evaluación de 2013 también hubo una distribución previa informativa para K basada en valores del Atlántico norte, que no estaba en la actual evaluación.

El Grupo convino en que esta evaluación representa una mejora en la comprensión del estado actual del stock de pez espada del Atlántico sur con información actualizada, CPUE individuales e integración del

conocimiento biológico previo. El Grupo también acordó que podría utilizarse cualquiera de los modelos (BSP2 o JABBA) para el asesoramiento de ordenación, pero que, teniendo en cuenta que ambos son muy similares en estructura y uso de información, debería utilizarse solo uno. Dado que JABBA está escrito en software de fuente abierta con más capacidades para futuras evoluciones, el Grupo acordó que el asesoramiento de ordenación, lo que incluye el estado del stock y las proyecciones, debería basarse en el modelo JABBA.

7. Proyecciones

7.1 *Pez Espada del Atlántico norte*

7.2.1 BSP2

Solo se realizaron proyecciones para el caso base del modelo final. Dado que las proyecciones incorporaron el error de proceso, las trayectorias predichas son variables. Por tanto, son más realistas en lo que concierne a la incertidumbre futura del estado del stock. Aunque se estimó que el RMS se situaba en torno a 13.400 t, teniendo en cuenta el error de proceso, se prevé que solo capturas de hasta 13.200 t permitirán a la población mantenerse en el nivel de B_{RMS} o por encima de dicho nivel durante el periodo de la proyección (**Figura 32**). Capturas del nivel actual o inferiores (11.000 t) tienen una mayor probabilidad de que el stock se mantenga en el cuadrante verde del diagrama de Kobe (**Tabla 16**).

7.1.2 SS

En la **Figura 33** se muestran proyecciones del estado del stock con varios niveles de captura futura. Dado que el estado actual del stock se halla muy cerca de los niveles de referencia de RMS, se ha proyectado que valores de captura por debajo del RMS mantendrán la biomasa por encima de B_{RMS} durante el periodo de tiempo de la proyección, mientras que se prevé que unas capturas por encima del nivel de RMS reducirían la biomasa futura.

7.2 *Pez espada del Atlántico sur*

7.2.2 BSP2

Solo se realizaron proyecciones para el caso base del modelo final. La mediana de RMS se situó en torno a 14.400 t. Sin embargo, dado que la población se halla actualmente mermada hasta una mediana de B/B_{RMS} de 0,7, las capturas tendrían que reducirse por debajo de 12.000 t aproximadamente para conseguir la recuperación de la población (**Figura 34**).

7.2.2 JABBA

Las proyecciones se realizaron únicamente con el escenario del caso base del modelo final JABBA Schaefer. Aunque la mediana de RMS se situó en torno a 14.600 t, el nivel de 2015 de merma de la biomasa en $B/B_{RMS} = 0,72$ requeriría que las capturas se sitúen en o por debajo de 14.000 t para que la población se recupere hasta niveles de biomasa que puedan producir el RMS antes del final del periodo de la proyección, en 2030 (**Figura 35**). Sin embargo, el Grupo constató que las proyecciones a tan largo plazo conllevan un alto grado de incertidumbre. Dado que el caso base del modelo JABBA se utiliza para el asesoramiento de ordenación en el Atlántico sur, las matrices de estrategia de Kobe se presentan en las **Tablas 17 a 19**.

8. Puntos de referencia límite

El documento SCRS/2017/143 utilizaba un enfoque matemático para estimar la inclinación basado en los datos del ciclo vital y posteriormente usaba dicha información a la hora de evaluar la resiliencia en el momento de recuperación hasta los puntos de referencia límite y objetivo para el stocks del Atlántico norte. El modelo matemático para evaluar el riesgo para la pesquería y el stock demostró que aunque $0,4SSB_{RMS}$ podría ser un buen punto de referencia para un límite de biomasa, produce un gran error tipo II (es decir,

no protege al stock cuando es necesario durante el 80% del tiempo). Si este riesgo se reduce, aumenta el riesgo de una pérdida en el rendimiento cuando no es requerido. Por tanto, la acción resultante tendería a sobreproteger el recurso y penalizaría a las pesquerías o viceversa. Por ello, se sugirió un límite conservador de aproximadamente $0,6SSB_{RMS}$ para el stock de pez espada del Atlántico norte, para equilibrar el riesgo entre el recurso y la pesquería.

El grupo discutió estos resultados e indicó que dependía de los fuertes supuestos sobre los conocimientos acerca de la supervivencia larvaria. Será necesario realizar más trabajos para incorporar las estimaciones de incertidumbre sobre los parámetros biológicos (por ejemplo, madurez por edad, fecundidad por edad, calidad de la fecundidad por unidad de kg de las hembras y parámetros de las primeras fases del ciclo vital como el crecimiento y supervivencia de las larvas). El Grupo observó que la estimación de la inclinación en este estudio es coherente con la obtenida con Stock Synthesis para el stock septentrional.

En 2016 la Comisión llegó a un acuerdo sobre una hoja de ruta para completar una MSE en apoyo de la adopción de una norma de control de la captura para el pez espada del Atlántico norte. Durante esta reunión, el Presidente del SCRS resumió las implicaciones del calendario descrito en la hoja de ruta. Esta hoja de ruta establece que el proceso para desarrollar la MSE debe iniciarse en serio en 2017 y estar finalizado antes de 2019 para la posible adopción de una norma de control de la captura por parte de la Comisión.

El Grupo de trabajo permanente dedicado al diálogo entre los gestores y científicos pesqueros (SWGSM) se reunió la semana anterior a la reunión de evaluación de pez espada y consideró brevemente la MSE del pez espada durante sus discusiones. El SWGSM respaldó la idea de que el SCRS debería usar las orientaciones proporcionadas para el atún blanco del norte con el fin de avanzar en la MSE para el pez espada del Atlántico norte.

- El objetivo de encontrarse en el cuadrante verde del diagrama de Kobe ($B > B_{RMS}$ y $F < F_{RMS}$) con al menos un 60% de probabilidades.
- Utilizar los indicadores de desempeño de la MSE del atún blanco del Atlántico norte.
- Utilizar los tipos de HCR probados en la MSE del atún blanco del Atlántico norte.

Se señaló que el trabajo sobre la MSE del pez espada está menos avanzado que el del atún blanco y el atún rojo y que, por lo tanto, será difícil acatar el calendario adoptado por la Comisión. Hasta la fecha, ningún estudio sobre pez espada ha finalizado una "MSE completa", lo que incluye:

- un proceso de consulta estructurado con los gestores acerca de objetivos, indicadores de desempeño y normas de control de la captura posibles,
- el desarrollo de un amplio conjunto de hipótesis sobre modelos operativos en el que se implique directamente el grupo de especies de pez espada y una forma acordada de rechazar y ponderar las hipótesis sobre modelos operativos,
- un modelo de error de observación que pueda imitar los tipos de datos y su estructura de error, para incluirlos en el procedimiento de ordenación,
- identificación de posibles procedimientos de ordenación,
- La prueba de los procedimientos de ordenación con el circuito de feedback completo, incluida la incertidumbre en cuanto a la implementación.

Sin embargo, se han completado los elementos para aportar información a un proceso de MSE. Por ejemplo, Tserpes *et al.* (2009) desarrollaron un modelo operativo para el pez espada del Mediterráneo que utilizaron para probar la eficacia de las vedas estacionales y los constantes esfuerzos de control, sin embargo, los modelos de error se limitaban a generar un reclutamiento estocástico y desembarques estocásticos en el futuro y no incluían una prueba adecuada de un procedimiento de ordenación. Kell L., *et al.* (2012) desarrollaron una MSE preliminar que contenía la mayoría de los elementos citados más arriba excepto las consultas con los gestores y el Grupo de especies. No obstante, los autores completaron simulaciones de MSE con circuitos de feedback completos y la prueba de un conjunto reducido de normas de control de la captura. En esta investigación, el modelo operativo estaba supeditado a una evaluación basada en la edad (es decir, Adapt VPA) y el procedimiento de ordenación se basaba en una evaluación de stock de dinámica de biomasa con una norma de control de la captura basada en "palo de hockey" con puntos de referencia límite y objetivo. Las normas de control de la captura probadas se desarrollaron en consultas con el WGSAM

y el procedimiento de ordenación incluía un modelo de producción. Los autores reconocieron que el estudio estaba pensado para demostrar la utilidad de la MSE y no para proporcionar asesoramiento acerca del pez espada del norte. Se utilizó el mismo marco de software que el utilizado para llevar a cabo la MSE del atún blanco del norte (Kimoto e Itoh, 2017).

Para el pez espada del Atlántico norte, Schirripa (Anon in press a) utilizó dos modelos operativos alternativos, uno basado en un modelo de producción de Fox y el otro en un modelo de producción de Schaefer para evaluar la eficacia de utilizar dos puntos de referencia objetivo alternativos. La simulación asumía que los TAC se implementaban sin error en el supuesto de que el estado del stock futuro se conocía sin error.

Schirripa (2016) utilizó también un enfoque similar al de Schirripa (2017a) para evaluar cómo habrían funcionado en el pasado dos HCR alternativas si se hubieran aplicado para determinar los TAC e implementado por primera vez durante los años en los que ICCAT había realizado evaluaciones (1991, 1996, 1999, 2003, 2006 y 2009). Estas simulaciones incorporan una evaluación basada en un modelo de producción y, por tanto, contienen algunos de los elementos de una MSE, incluida una HCR.

Se indicó que el modelo SS desarrollado (Schirripa, 2017b y 2017c) para la evaluación de 2017 podría ser considerado en el futuro la base para el desarrollo de un modelo operativo futuro para la MSE del pez espada del Atlántico norte.

El Grupo reconoció que presentar los resultados de la MSE para el pez espada del Atlántico norte en los plazos acordados por la Comisión será muy difícil y requerirá tiempo y recursos de los que no dispone actualmente el SCRS. El Grupo acordó que el SCRS debería desarrollar y presentar a la Comisión una propuesta detallada para un plan de investigación que respalde el calendario acordado de MSE para el pez espada del Atlántico norte, incluyendo los costos. Idealmente dicha propuesta integraría la necesidad de llevar a cabo una MSE para los túnidos tropicales, porque es probable que muchos científicos de las CPC tengan que participar en ambas, y debería basarse en la experiencia de la MSE de atún blanco. El grupo también recomendó que la financiación de este trabajo debería ser adicional al fondo de investigación estratégica propuesta para el SCRS.

Cualquier trabajo sobre MSE para el pez espada del Atlántico norte será útil para la MSE futura del pez espada del Mediterráneo.

9. Recomendaciones y plan de trabajo

9.1. Recomendaciones sobre investigación y estadísticas

- Índice de CPUE para el sur: Dado que se han observado tendencias contradictorias continuadas entre los índices de CPUE del Atlántico sur, el Grupo recomendó considerar un índice de CPUE conjunto con datos brutos, similar al que se obtuvo para el Atlántico norte.
-
- Provisión de CPUE: El Grupo reitera que todas las CPC con pesquerías importantes de pez espada del norte y/o del sur deberían proporcionar índices de CPUE estandarizados. Esto debería hacerse siguiendo las directrices desarrolladas por el WGSAM.
-
- Presentación de datos: El grupo reitera que las CPC deberían cumplir todos los aspectos de sus obligaciones de comunicación de datos, lo que incluye la comunicación de estimaciones de descartes muertos y, cuando sea posible, de liberaciones vivas.
-
- Estimación de descartes muertos: El Grupo recomendó que, hasta que las CPC cumplan totalmente sus obligaciones de informar de los descartes muertos, se explore el uso de datos de observadores a modo de herramienta para estimar los descartes muertos como una proporción de la captura total desembarcada.
-

- Estandarización de CPUE: El WGSAM proporcionará directrices sobre cómo y cuándo incluir interacciones entre año y otros factores en la estandarización de la CPUE, así como sobre el modo de tener en cuenta los efectos de la estrategia de pesca en función de la especie objetivo (por ejemplo, ratios de captura, agregación de la composición de la captura y otras alternativas). Solicitar orientaciones sobre cómo interpretar medidas de varianza asociadas con el índice en presencia de diferentes estructuras del modelo, especialmente en el contexto del uso de estas medidas de varianzas en el proceso de modelación de la población (por ejemplo, en la ponderación de diferentes CPUE).
- Calendario de la MSE: El Grupo recomendó que el SCRS desarrolle y presente a la Comisión una propuesta detallada para respaldar el calendario MSE acordado para el pez espada del Atlántico norte, incluyendo los costes. El Grupo manifestó su inquietud con respecto al calendario existente para facilitar la MSE a la Comisión. Esta inquietud debería aparecer reflejada en la propuesta. Idealmente dicha propuesta integraría la necesidad de llevar a cabo una MSE para los túnidos tropicales, porque es probable que muchos científicos de las CPC tengan que participar en ambas, y debería basarse en la experiencia de la MSE de atún blanco.
- Financiación de la MSE: Presentar los resultados de la MSE para el pez espada del Atlántico norte en los plazos acordados por la Comisión será muy difícil y requerirá tiempo y recursos de los que no dispone actualmente el SCRS. El Grupo también recomendó que la financiación de este trabajo debería ser adicional al fondo de investigación estratégica propuesta para el SCRS.
- Validación de las predicciones del modelo mediante verificaciones cruzadas: Las predicciones del modelo deberían compararse con las observaciones en vez de con cantidades como F y SSB que no pueden observarse, sino se corre el riesgo de escoger soluciones de modelo de forma subjetiva. Si los datos (por ejemplo, CPUE y capturas) se consideran representativos de la dinámica del stock, pueden usarse como una medida de validación independiente del modelo. Se recomienda que el WGSAM utilice la evaluación de pez espada del Atlántico norte para explorar la utilización de la validación cruzada de datos predichos para la validación del modelo. Esto puede utilizarse para ponderar o seleccionar escenarios del modelo operativo en una MSE.

9.2. Recomendaciones sobre ordenación

Atlántico norte

Se determinó que capturas futuras de 12.900 t o superiores producirían probablemente un descenso en la biomasa. El Grupo acordó revisar esta estimación cuando se haya producido una matriz de Kobe combinada.

Atlántico sur

El nivel de capturas actual (10,058 t) recuperará al stock hasta alcanzar los objetivos del Convenio desde ahora hasta 2020. Capturas de 13.000 t generarían una probabilidad del 60% de que el stock se sitúe en el cuadrante verde del diagrama de Kobe desde ahora hasta 2024. El TAC no debería superar las 13.000 t.

10. Otros asuntos

La presentación SCRS/P/2017/026 analizaba la mortalidad por enganche en la virada del pez espada capturado por palangreros en el Atlántico sudoccidental. Los datos fueron reunidos por el Programa nacional de observadores de Uruguay (PNOFA) a bordo de las flotas uruguaya y japonesa. Esta última operó dentro de la ZEE uruguaya con una licencia de pesca experimental o bajo un acuerdo de leasing. Los resultados muestran que la mortalidad global del pez espada fue del 71,5%; para los ejemplares de 125 cm o menos fue del 78,4% y para los ejemplares de 119 cm o menos fue de 79,9%. Se descubrió que la mortalidad estaba relacionada con la talla y con la temperatura de la superficie del mar. Los ejemplares más pequeños tienen mayores probabilidades de morir en la virada así como los ejemplares capturados en aguas más cálidas. Estas estimaciones de mortalidad no son tan elevadas como las presentadas por Coelho y Muñoz-Lechuga (2017) lo que podría deberse a diferencias en las zonas de operaciones, produciéndose estas últimas en aguas más cálidas y en ejemplares más pequeños. Sin embargo, los resultados plantean la

cuestión de si las tallas mínimas de retención actualmente vigentes en ICCAT son eficaces si el principal objetivo es proteger al pez espada juvenil.

El Grupo observó que, aunque la medida de ordenación podría no ser efectiva debido a las altas tasas de mortalidad observadas, podría estar funcionando de otras maneras, como instando a los buques a evitar zonas de gran concentración de juveniles. Sabiendo esto, es importante identificar zonas con elevada concentración de juveniles. Este estudio requeriría el uso de datos de observadores de diversas CPC, así como de los datos oficiales existentes de ICCAT. También debe evaluarse el alcance de los descartes entre los países, ya que no todas las operaciones de pesca son las mismas. Se sugirió que incluir factores adicionales como el tiempo de inmersión y el tipo de anzuelo y la profundidad mejorarán también los conocimientos en cuanto a mortalidad.

11. Adopción del informe y clausura

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

Referencias

- Anonymous. (in press a). Report of the 2017 ICCAT Swordfish Data Preparatory Meeting (*Madrid, Spain 3-7 April, 2017*). SCRS/2017/003: 63 p.
- Anonymous. (in press b). Report of the 2017 ICCAT Shortfin Mako Assessment Meeting (*Madrid, Spain 12-16 June 2017*). SCRS/2017/002: 64 p.
- Anonymous. 2016. 2015 Blue Shark Data Preparatory Meeting (*Tenerife, Spain –March 23 to 27, 2015*). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 72 (4): 793-865.
- Anonymous. 2017a. Report of the 2017 ICCAT Albacore Species Group Intersessional Meeting (including Assessment of Mediterranean Albacore) (*Madrid, Spain 5-9 June, 2017*). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 74 (2): 508-583.
- Anonymous. 2017b. Report of the 2016 ICCAT Yellowfin Tuna Data Preparatory Meeting (*San Sebastián, Spain - March 7 to 11, 2016*). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 73 (1):1-75.
- Coelho R., Muñoz-Lechuga R. 2017. Hooking mortality of swordfish in pelagic longlines: comments on the efficiency of the minimum retention size currently in place in ICCAT. ICCAT paper SCRS/2017/052.
- Froese, R., Demirel, N., Coro, G., Kleisner, K.M., and Winker, H. 2016. Estimating fisheries reference points from catch and resilience. *Fish* 83: 506–526, doi:10.1111/faf.12190.
- García-Cortés B., Mejuto J., de la Serna J.M., and Ramos-Cartelle A. 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.
- Gelman, A. and Rubin, D.B. 1992. Inference from Iterative Simulation Using Multiple Sequences. *Statistical Science* 7: 457-472.
- Heidelberger, P. and Welch, P.D. 1983. Simulation Run Length Control in the Presence of an Initial Transient.
- Kell, L.T., De Bruyn, P., Mosqueira, I., and Magnusson, A. 2012. An evaluation of the performance of the Kobe strategy matrix: an example based upon a biomass dynamic assessment model. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 68 (3):1018-102.
- Kimoto A., and Itoh T. 2017. The standardized bluefin CPUE of Japanese longline fishery in the Atlantic up to 2017 fishing year. ICCAT paper SCRS/2017/025.

- McAllister M.K. 2014. A generalized Bayesian Surplus Production stock assessment software (BSP2). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 70 (4):1725-1757.
- Meyer, R., and Millar, R.B. 1999. BUGS in Bayesian stock assessments. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences 56: 1078–1087.
- Schirripa M. 2016. Building a management strategy evaluation for northern swordfish: part 1. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 72(8): 2031-2041.
- Schirripa M. 2017a. Simulation of Harvest Control Rules for North Atlantic swordfish utilizing a historic perspective. ICCAT presentation SCRS/P/2017/006.
- Schirripa M. 2017b. North Atlantic Swordfish Stock Synthesis configuration v1.0. ICCAT presentation SCRS/P/2017/007.
- Thorson, J.T., Cope, J.M., Branch, T.A., and Jensen, O.P. 2012. Spawning biomass reference points for exploited marine fishes, incorporating taxonomic and body size information. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 69(9): 1556–1568. NRC Research Press. doi:10.1139/f2012-077.
- Tserpes, G., E. Tzanatos, P. Peristeraki, V. Placenti, and L. T. Kell. 2009. A bio-economic evaluation of different management measures for the Mediterranean swordfish. Fisheries Research 96: 160-166.
- Winker H, Carvalho F., Sharma R., Parker D., and Kerwath S. 2017. Initial stock assessment results for the North and South Atlantic shortfin mako (*Isurus oxyrinchus*) using a Bayesian Surplus Production Model and the Catch-Resilience method CMSY. ICCAT paper SCRS/2917/135.

TABLAS

Tabla 1. Capturas estimadas (t) de pez espada (*Xiphias gladius*) por área, arte y pabellón.

Tabla 2. Matriz de captura por talla para el stock de pez espada del Atlántico norte (*Xiphias gladius*).

Tabla 3. Matriz de captura por talla para el stock de pez espada del Atlántico sur (*Xiphias gladius*).

Tabla 4. Índices de CPUE del pez espada estandarizados y seleccionados para su consideración en la evaluación de pez espada del Atlántico norte.

Tabla 5. Índices de CPUE del pez espada estandarizados y seleccionados para su consideración en la evaluación de pez espada del Atlántico sur.

Tabla 6. Ensayos del modelo BSP2 en el Atlántico norte. * indica el caso base

Tabla 7. Ensayos del modelo BSP2 en el Atlántico sur. * indica el caso base

Tabla 8. Resumen de los ensayos de sensibilidad de JABBA para varias combinaciones de índices de CPUE del pez espada para el Atlántico sur.

Tabla 9. Estimaciones de parámetros del modelo de producción excedente (ASPIC) para la captura de 1963-2015 y datos de CPUE (índice de biomasa combinado) para diferentes supuestos sobre la función subyacente del modelo excedente.

Tabla 10. Estadísticas resumidas para el caso base final del modelo BSP2 para el Atlántico norte.

Tabla 11. Medias y CV (entre paréntesis) de BSP2 para los análisis de sensibilidad en el Atlántico norte (el modelo N8 no convergió). * indica el caso base final

Tabla 12. Estadísticas resumidas para el caso base final del modelo BSP2 para el Atlántico sur.

Tabla 13. Medias y CV (entre paréntesis) de BSP2 para los análisis de sensibilidad en el Atlántico sur. * indica el caso base final

Tabla 14. Resumen de las estimaciones posteriores (medianas) e intervalos de credibilidad bayesianos del 95% (CI) de los parámetros de los ajustes del escenario del caso base de JABBA a las series de captura y de CPUE del pez espada del Atlántico sur (1950-2015). *La formulación Schaefer se utiliza como caso base final del modelo.

Tabla 15. Estimaciones de JABBA de F/F_{RMS} y B/B_{RMS} (1950-2015) para el ensayo elegido como caso base Schaefer para el pez espada del Atlántico sur.

Tabla 16. Probabilidades para el modelo Schaefer BSP2 para el Atlántico norte.

Tabla 17. Proyección estimada de la probabilidad (%) de que la mortalidad por pesca se encuentre por debajo de F_{RMS} ($F < F_{RMS}$) para el pez espada del Atlántico sur a partir del ensayo utilizado como caso base en el modelo JABBA Schaefer. Las proyecciones se realizaron usando el ensayo utilizado como caso base del modelo JABBA Schaefer durante el periodo 2016-2030 con el rango de TAC fijados (10000-16000 t).

Tabla 18. Proyección estimada de la probabilidad (%) de que la biomasa se encuentre por encima de B_{RMS} ($B > B_{RMS}$) para el pez espada del Atlántico sur a partir del ensayo utilizado como caso base en el modelo JABBA Schaefer.

Tabla 19. Proyección estimada de la probabilidad (%) de que la mortalidad por pesca se encuentre por debajo de F_{RMS} ($F < F_{RMS}$) y la biomasa se encuentre por encima de B_{RMS} ($B > B_{RMS}$) para el pez espada del Atlántico sur. Las proyecciones se realizaron usando el ensayo utilizado como caso base del modelo JABBA Schaefer durante el periodo 2016-2030 con el rango de TAC fijados (4000-16000 t).

FIGURAS

Figura 1. Capturas de Tarea I de pez espada del Atlántico norte y sur (t) por año.

Figura 2. Distribución geográfica de la captura acumulativa de pez espada (t) por artes principales, para el periodo 1950-2015.

Figura 3. Distribución geográfica de la captura acumulativa de pez espada (t) por artes principales, mostrada por décadas para el periodo 1950-2015.

Figura 4. Pesos medios de pez espada (kg) obtenidos a partir de las matrices de captura por talla para los stocks del Atlántico norte (panel superior) y el sur (panel inferior).

Figura 5. Índices de CPUE del pez espada estandarizados y seleccionados para su consideración en la evaluación de pez espada del Atlántico norte.

Figura 6. Índice de biomasa combinado de CPUE estandarizada del pez espada para el Atlántico norte e intervalos de confianza del 95% utilizados en los modelos de producción. El diagrama incluido muestra la tendencia del índice desde 1990.

Figura 7. Índices de CPUE del pez espada estandarizados y seleccionados para su consideración en la evaluación de pez espada del Atlántico sur.

Figura 8. Datos por tipo y año usados en la evaluación utilizando SS.

Figura 9. CPUE española sin modificación de la AMO (arriba), regresión de valores residuales (medio) y ajuste a la CPUE con la AMO.

Figura 10. Selectividad basada en la edad derivada de la selectividad basada en la talla por flota para 2017.

Figura 11. Ajuste a los datos de composición por tallas por flota para todos los años combinados.

Figura 12. Función stock-reclutamiento con inclinación fija (0,80) (arriba), desviaciones del reclutamiento estimadas (medio), tendencia estimada en el reclutamiento con intervalos de confianza de aproximadamente el 95% (abajo).

Figura 13. Resultados de los análisis retrospectivos de 1950-2017 (arriba) y para 1997-2017 (abajo).

Figura 14. Tendencia en la SSB/SSB_{RMS} (arriba) y en la F/F_{RMS} (abajo) para los tres valores de la inclinación examinados.

Figura 15. Tendencias en la SSB al excluir un índice de CPUE cada vez.

Figura 16. Variaciones asignadas en el tamaño de la muestra efectivo de los datos de composición por tallas (arriba) y tendencias de los resultados en la SSB (abajo).

Figura 17. Datos de entrada, ajustados y CV para la reponderación de la varianza de la serie temporal de CPUE (izquierda) y tendencia en la SSB (derecha) con (línea roja continua) y sin (línea azul discontinua) ajustes.

Figura 18. Distribución previa, verosimilitud máxima y valores de los parámetros de inicio para el reclutamiento máximo (arriba) y la inclinación (abajo).

Figura 19. Comparación de las tendencias de B/BRMS para los casos base de ASPIC de las evaluaciones del stock de pez espada del Atlántico norte de 2009, 2013 y 2017.

Figura 20. Estimaciones retrospectivas de los parámetros de SPM (ASPIC 7) para la Captura (1963-2015) y la CPUE (índice de biomasa combinado N-SWO) asumiendo tres funciones de producción excedente: Logística (Schaefer), Fox y Generalizada (Pella Tomlinson). El eje X indica el último año de los datos de CPUE de la captura.

Figura 21. Biomasa y tasa de mortalidad por pesca relativas a los niveles de RMS, a partir de BSP2 para el pez espada del Atlántico norte para (a) caso base del modelo y (b) un modelo que era igual excepto en que B_{RMS}/K era igual a 0,4.

Figura 22. Diagramas de Kobe para el caso base (6) del pez espada del Atlántico norte y un modelo (10) que era igual excepto en que B_{RMS}/K era igual a 0,4.

Figura 23. Análisis retrospectivo del rendimiento y la biomasa para (a) el caso base del modelo BSP2 para el Atlántico norte y (b) el modelo generalizado, mostrando la mediana de las curvas de producción y la captura representada contra la mediana de la biomasa en cada año. Los colores indican el último año de datos de CPUE usado en el ajuste.

Figura 24. Estimaciones de B/BRMS y F/F_{RMS} para el pez espada del Atlántico norte a partir del modelo SS.

Figura 25. Biomasa y tasa de mortalidad por pesca relativas a los niveles de RMS, a partir de BSP2 para el pez espada del Atlántico sur para (a) caso base del modelo y (b) un modelo que era igual excepto en que B_{RMS}/K era igual a 0,4.

Figura 26. Diagramas de Kobe a partir de BSP2 para el caso base (10) del pez espada del Atlántico sur y un modelo (13) que era igual excepto en que B_{RMS}/K era igual a 0,4.

Figura 27. Diagrama retrospectivo para el modelo Schaefer BSP2 del pez espada del Atlántico sur mostrando la mediana de las curvas de producción y la captura representadas contra la mediana de la biomasa en cada año. Los colores indican el último año de datos de CPUE usado en el ajuste.

Figura 28. Ensayos de sensibilidad para JABBA para B/B_{RMS} y F/F_{RMS} (descritos en la **Tabla 8** de este informe) respecto al caso base Schaefer adoptado caso base para el pez espada del Atlántico sur. % indica el RMSE de los ajustes.

Figura 29. Curvas de producción excedente y trayectorias de captura estimadas como una función de biomasa para los modelos Schaefer* (izquierda) y Fox (derecha) durante el periodo 1950-2015 para el escenario elegido como caso base de la evaluación de stock con JABBA del pez espada del Atlántico sur. Las estimaciones de RMS se ilustran con intervalos de confianza del 95% (zonas sombreada en gris). *La formulación Schaefer se utiliza como caso base final del modelo.

Figura 30. Tendencias de B/B_{RMS} y F/F_{RMS} para el periodo 1950-2015 para el escenario elegido como caso base de la evaluación del stock de pez espada del Atlántico sur utilizando los modelos JABBA Schaefer* (arriba) y Fox (abajo). *La formulación Schaefer se utiliza como caso base final del modelo. El sombreado gris indica los intervalos de credibilidad del 95%.

Figura 31. Diagramas de Kobe para los modelos JABBA Schaefer* (izquierda) y Fox (derecha), mostrando las trayectorias estimadas (1950-2015) de B/B_{RMS} y F/F_{RMS} para el caso base de la evaluación del pez espada del Atlántico sur. Las diferentes zonas sombreadas en gris indican los intervalos de credibilidad del 50%, 80% y 95% para los años finales de la evaluación. *La formulación Schaefer se utiliza como caso base final del modelo. La proporción de puntos que recaen dentro de cada cuadrante se indica en la leyenda de la figura.

Figura 32. Proyecciones de B/B_{RMS} del caso base del pez espada del Atlántico norte, del modelo Schaefer BSP2, para diversos niveles de captura futura.

Figura 33. Proyecciones de B/B_{RMS} del pez espada del Atlántico norte, del modelo SS, para diversos niveles de captura futura.

Figura 34. Proyecciones de B/B_{RMS} del modelo Schaefer BSP2 del pez espada del Atlántico sur, para diversos niveles de captura futura.

Figura 35. Proyecciones basadas en el caso base del modelo Schaefer para el pez espada del Atlántico sur para diversos niveles de captura futura. La captura inicial para los años 2016-2017 se estableció en los informes preliminares de captura total de 2016 de 10.056 t. La línea discontinua indica B_{RMS} .

Table 1. Task I nominal catches (t, landings and dead discards) by stock and major gear, between 1950 and 2016 (estimations for 2016 are preliminary).

Year	SWO-N				SWO-S					
	Longline		Other surf.		TOTAL	Longline		Other surf.		TOTAL
	Landings	Discards	Landings	Discards		Landings	Discards	Landings	Discards	
1950	1445		2201		3646			100		100
1951	966		1615		2581			200		200
1952	966		2027		2993			200		200
1953	1203		2100		3303			200		200
1954	305		2729		3034			100		100
1955	619		2883		3502			100		100
1956	374		2984		3358	1		0		1
1957	1010		3568		4578	124		100		224
1958	875		4029		4904	92		0		92
1959	1428		4804		6232	71		100		171
1960	1042		2786		3828	359		100		459
1961	2060		2321		4381	816		200		1016
1962	3202		2140		5342	769		0		769
1963	9193		997		10190	1418		0		1418
1964	10833		425		11258	2030		0		2030
1965	7759		893		8652	2578		0		2578
1966	8503		846		9349	1952		0		1952
1967	8679		428		9107	1577		0		1577
1968	8985		187		9172	2348		100		2448
1969	9003		200		9203	4281		200		4481
1970	9484		94		9578	5426				5426
1971	5243		23		5266	2164		2		2166
1972	4717		49		4766	2580				2580
1973	5929		145		6074	3078				3078
1974	6267		95		6362	2753				2753
1975	8778		61		8839	3062				3062
1976	6663		33		6696	2812		0		2812
1977	6370		39		6409	2840		15		2855
1978	11125		702		11827	2749		17		2766
1979	11177		760		11937	3265		29		3294
1980	12831		727		13558	5179		144		5323
1981	10549		631		11180	3938		37		3975
1982	13019		196		13215	6364		83		6447
1983	14023		504		14527	5307		95		5402
1984	12664		127		12791	8920		242		9162
1985	14240		143		14383	9224		362		9586
1986	18269		217		18486	4982		912		5894
1987	20026		212		20238	5797		233		6030
1988	18907		606		19513	12602		570		13172
1989	15315		1935		17250	16573		482		17055
1990	14027		1645		15672	16705		599		17304
1991	14233	215	486		14934	13496		397		13893
1992	14318	383	693		15394	13422		391		13813
1993	15670	408	660		16738	15739		391		16130
1994	14365	708	428		15501	17839		1119		18958
1995	15850	526	496		16872	21584		346		21930
1996	13819	562	815	26	15222	17859	1	429		18289
1997	12203	439	371	12	13025	18299	21	222		18542
1998	10961	476	778	9	12223	13748	10	269		14027
1999	10715	525	377	4	11622	14823	6	672		15502
2000	9921	1137	394	1	11453	15448	1	278		15728
2001	8676	896	433	6	10011	14302	0	825	0	15128
2002	8799	607	240	8	9654	13576	0	527		14104
2003	10333	618	486	5	11442	11712	0	920		12633
2004	11407	313	341	7	12068	12485	1	591		13077
2005	11528	323	512	10	12373	12915		248		13162
2006	10838	215	409	8	11470	13723		522		14245
2007	11475	273	546	8	12302	14967	91	572		15630
2008	10341	235	465	9	11050	11761	6	779		12546
2009	11439	151	485	7	12081	12106		741		12846
2010	10964	148	437	5	11553	11920	147	629		12697
2011	11610	392	511	9	12523	10833	74	547		11455
2012	12955	391	512	10	13868	10255	140	291	0	10686
2013	11344	199	526	0	12069	7889	0	322		8212
2014	10059	149	462	0	10670	9733	0	177		9910
2015	10135	148	386	0	10668	10014	0	263	0	10277
2016					11296					10002

REUNIÓN DE EVALUACIÓN DEL STOCK DE SWO-ATL - MADRID 2017

Table 2. Catch-at-size matrix for the North Atlantic swordfish (*Xiphias gladius*) stock.

LiScm (U)	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
50	0	0	0	0	19	0	4	10	158	15	0	3	2	132	214	156	230	23	55	50	25	25	76	18	0	12	1	0	1	1	0	463	39	5	13	51	20	7
55	0	0	0	0	0	22	0	15	8	2	34	0	0	20	196	92	105	351	299	44	2	0	1	7	27	22	0	20	0	2	3	215	3	3	7	40	67	23
60	0	3	8	2	34	6	21	65	22	10	29	2	26	252	432	697	394	197	178	195	510	219	493	66	401	0	0	39	11	3	22	277	374	137	847	580	414	266
65	0	30	42	18	58	65	60	54	80	41	146	144	112	426	760	1254	597	1007	1786	760	794	640	730	35	51	25	4	4	4	13	197	61	17	42	193	151	22	
70	2	58	234	52	209	89	213	184	240	303	600	254	366	695	1281	984	1258	1996	3660	2378	700	1367	2017	149	607	106	65	161	32	14	28	139	175	24	260	268	258	5
75	103	201	452	438	450	406	575	493	1110	907	1684	740	974	1138	1216	2381	3215	2470	4290	3905	1395	2834	1732	366	1543	834	130	656	119	27	90	261	171	81	266	403	510	28
80	430	360	644	643	852	729	954	1039	2920	3432	4576	1634	3037	1671	3879	4574	4113	3333	6998	5813	3411	3513	4279	1584	4728	1277	2103	3205	4866	1572	2604	1188	3920	2306	404	528	580	57
85	191	593	1048	1012	1101	1543	1889	1834	6079	9482	10414	4274	6742	2713	2976	4091	6259	6412	15500	10847	3254	2390	2824	3119	2924	1765	1859	4970	1046	941	1179	1387	2141	1416	492	626	922	378
90	696	750	1993	1631	1718	2198	2361	2494	5223	9608	10662	5602	7195	3703	4493	5876	7019	4960	10512	9924	5552	5249	7890	5220	4738	2801	3372	6647	4862	3697	1675	2856	2458	3151	1919	1842	3144	1428
95	792	1372	2744	2373	1757	3247	2905	3052	5811	10984	12221	8071	7500	6601	5350	9147	8483	7374	11583	13949	9819	10323	9401	7607	6073	5790	8157	7171	3881	8698	3717	5454	4638	7071	10542	3812	6451	2870
100	852	1820	4797	2905	3850	4554	5106	5957	8837	12409	21426	15273	9425	8962	8744	12093	13239	11668	10806	13291	8446	8296	7487	4636	4303	4014	4235	4416	5759	5974	2383	3464	3591	5466	3203	2299	3287	1742
105	2003	3105	6616	3704	6302	7946	7596	9246	12900	19511	23025	21634	13089	10904	9606	15468	13519	13774	10566	13452	11858	11783	8147	4510	4902	4461	4114	4998	8127	9373	4924	6179	8935	12094	5851	4685	6805	5819
110	1872	2846	6462	3560	5092	8252	7261	9319	12623	18023	21951	19889	13565	10945	12480	16443	15542	14112	12705	14786	13673	11078	11523	8783	7512	8131	9727	10366	10818	11227	10396	7481	7757	11109	12983	8673	8741	10692
115	2173	4171	7604	4931	6122	11521	9159	10097	16797	21148	31856	24351	20129	13492	14298	18126	21623	19441	18511	15522	16373	16477	17878	12337	12868	15047	14235	15697	17365	18167	15968	13410	12771	18711	19878	12758	12112	12145
120	3395	5754	9015	7213	6850	10879	10940	12494	21181	24603	26071	24281	24431	16067	18367	21092	23813	23912	21386	28806	25805	22060	23551	17449	17868	19946	20053	22731	23572	24262	21209	24111	16999	21078	28668	17320	13463	14018
125	3879	6196	9442	8443	6559	11550	10820	12567	20888	24114	26427	22796	25091	17389	19821	22131	22855	26589	23405	20311	25679	22012	19643	18323	15593	21613	19108	20783	23052	23243	22883	25725	16279	18103	30151	21010	14171	11758
130	4226	5734	10601	8105	7012	11571	11878	13275	19809	25243	32514	24754	26709	20435	22628	25317	25561	32699	28060	22244	25426	24806	25538	20849	18661	23353	22434	23058	24476	24757	21753	28440	23449	20294	31639	25677	16019	11439
135	5498	6855	11976	9419	9693	12163	13128	15164	20968	26236	27339	24195	24873	21919	22444	24743	23132	29015	25931	18650	22051	20824	19303	16596	14983	20347	20680	20521	19367	20895	19600	22751	18785	17935	25878	22895	16038	14017
140	7153	6928	11508	10276	10139	12711	13968	16566	21911	27203	28765	23279	24568	23379	22812	26144	21479	26299	24677	18203	19385	21492	21977	17455	16480	20073	19729	20229	19553	19781	16404	17964	21612	18975	17801	17987	14772	12969
145	8657	7810	12002	10168	11461	13262	13842	16318	21476	25107	25922	23219	22704	23529	20193	22509	20083	22979	16550	14032	17258	17182	13688	14224	17781	17170	16478	14767	17206	14284	16457	19039	15165	14802	15128	14754	11941	
150	8199	8705	10709	9400	10471	13974	14124	17054	21352	26214	24089	21965	20293	24609	21094	22348	19937	22841	15666	15529	14566	14803	13510	14188	17761	17399	18173	14668	15820	13820	13928	12574	13556	14654	13563	12510	13059	
155	9982	8701	11994	9878	11816	16132	14876	17714	22665	25519	23357	21193	19965	22135	19780	20679	18276	21543	20429	16193	14157	14257	13246	10813	11056	14203	14248	13868	12396	13416	11434	11899	11872	12696	11625	11586	10986	11016
160	9706	8866	11983	10033	11905	15344	14242	17127	21170	22605	19540	18007	17156	17852	17752	17843	16205	19426	18751	13508	12290	12136	12609	10031	10363	12184	13508	13905	12000	11615	9671	11024	11889	11113	10351	9811	11093	11093
165	11228	6195	10726	9136	11907	13279	12384	15210	19074	20943	18935	16047	14804	13958	14731	15675	14496	16179	14724	10741	9984	9801	9483	8338	8205	9630	11511	10604	9113	9624	8980	9013	9071	10120	10407	8525	8457	8675
170	10250	10607	12067	10464	12887	15970	13298	14513	18149	20890	14823	15130	13642	13430	14667	14032	12173	12775	12685	12458	9329	8042	7903	7381	7128	8261	9576	10115	8133	8442	7405	7534	7825	8567	8506	6920	6812	7658
175	9051	8882	10093	9174	11360	12363	11293	11961	15026	14500	19197	16162	11114	11173	10721	11676	11164	11101	10034	7829	7159	6508	6848	6284	6153	7727	8553	8105	6292	7303	6034	6945	7662	7943	7633	5810	6782	6601
180	8749	8056	9504	8207	11427	12363	9320	10236	12886	12608	11884	10276	9700	9667	10301	9823	9175	9241	8082	8117	7585	5087	5546	5966	5077	5704	6298	6811	5842	6795	5674	5809	5815	6946	6312	5736	5892	5368
185	9687	8284	9304	6849	8882	10461	8523	9298	10956	11699	8703	8237	7674	7320	8220	9491	7743	7720	5970	5686	4974	4366	4268	4336	3819	4485	5155	5242	4592	5307	4509	5003	4951	5900	6130	5646	5084	5174
190	7872	7248	7339	5810	7724	8228	7193	7347	9217	9263	6584	6699	5944	6459	7100	7582	6177	6072	5063	5213	4584	4081	3352	4395	3147	4112	4436	4590	4008	4846	4311	4190	4154	4926	5159	4335	4169	4042
195	6267	6527	6789	5264	5920	6538	5284	5680	6891	7039	6453	5257	4638	4509	4880	5404	5064	4756	4032	3404	3324	2969	3215	3204	2503	3291	3687	3834	3267	3892	3717	4012	3383	4119	4650	3982	3715	3408
200	6095	5841	6544	4850	5320	5670	4581	4720	5969	5906	4445	4200	3846	4118	4395	4183	4169	3845	3785	3230	2605	2311	2707	2258	2275	2451	2812	3044	2618	3101	2968	3193	3603	3565	4053	3423	2609	3262
205	4981	5217	4917	4176	4333	4552	3538	3976	4145	3416	4771	3958	2990	2699	3483	3307	3245	2941	2559	2151	2022	2037	1826	2002	1580	1894	2416	2339	2370	2628	2461	2778	2480	3223	3429	3634	2298	2791
210	4384	4293	4423	3446	4534	3558	2708	3289	3289	3241	3114	2819	2155	2272	2356	2747	2579	2290	2065	2082	1865	1723	1778	1384	1459	1958	2060	1868	2033	2242	2118	2368	2150	2434	3091	2496	2081	2586
215	2507	3584	3162	2737	3490	2776	2250	2595	2865	2241	2140	2003	1829	1611	1842	1919	1907	1963																				

Table 3. Catch-at-size matrix for the South Atlantic swordfish (*Xiphias gladius*) stock.

Li5cm	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
50	0	0	0	0	21	0	0	0	0	0	0	0	26	0	0	24	2	0	10	0	0	0	0	0	0	2	0	91	31	9	1	16	0	7	0	75	51	57
55	0	0	0	0	40	0	0	2	0	0	0	0	0	0	0	0	2	0	3	0	12	5	6	8	6	2	4	114	27	0	0	0	0	6	0	53	29	35
60	0	0	2	1	2	1	0	16	0	0	55	0	15	41	56	47	27	23	7	0	25	12	178	17	1	0	4	99	43	21	13	48	45	22	268	38	59	57
65	0	0	6	5	3	4	0	2	0	0	2	58	4	40	74	24	36	0	7	0	54	42	229	72	57	21	15	58	46	19	5	7	22	67	22	269	519	390
70	0	0	9	10	40	0	1	32	0	1	59	134	107	203	235	41	150	77	43	53	151	128	1254	144	147	80	177	239	330	200	169	123	133	366	319	818	1168	1290
75	10	0	18	21	14	13	22	53	3	4	15	216	391	235	310	138	194	78	91	190	168	180	1728	241	215	104	234	322	306	202	178	85	728	272	88	777	1180	680
80	17	8	18	26	175	52	107	92	10	8	1194	145	1081	320	1396	1479	1471	3313	548	513	440	533	1911	285	1856	187	1004	700	1971	1889	965	276	625	861	371	442	1143	1517
85	19	11	32	71	61	55	186	169	53	35	935	2012	2707	2108	1407	2456	520	614	3784	1008	1519	603	1812	401	372	1197	642	543	482	1255								
90	43	87	76	117	168	171	702	392	369	108	900	1506	1373	513	717	1063	2434	1912	1293	433	432	971	1656	909	710	331	1623	1562	1935	1770	2213	493	338	891	1093	617	358	526
95	34	68	20	73	76	57	479	293	269	177	1721	1309	753	405	1299	2586	2876	4240	7672	6758	4726	6175	7649	5890	5703	4803	2331	10526	8939	6113	6232	3042	1659	6431	3503	1394	1326	546
100	74	50	172	203	652	394	1243	1439	1317	519	1362	9447	1427	696	741	1435	2111	3172	1422	2259	1906	2340	3812	2238	1593	1575	2940	2706	4411	2506	4456	2668	1330	1722	1289	794	1181	1187
105	93	68	161	238	425	516	1346	1284	947	522	4779	5456	2516	2504	1354	2842	4431	6624	836	3541	1814	2131	3592	2181	2960	2668	4872	3133	6478	4388	6425	5157	1989	4011	1956	1593	1929	2836
110	147	275	249	312	998	577	1736	1910	1434	947	2228	8233	2740	2311	1539	2511	3226	4628	1823	3254	3794	4195	6658	4052	3271	2283	5061	4955	6725	6966	5661	4989	3780	4688	2808	2015	2109	3353
115	182	149	218	293	1732	938	2000	2510	1479	1298	7535	13752	4820	4597	3809	4470	7734	6509	3379	9329	5571	6471	9828	5696	7417	3081	6056	6787	7527	11455	5550	6201	5949	7530	4126	3743	3460	4826
120	350	271	521	1281	2878	2160	4143	4141	1927	2031	2094	6995	4946	3245	4859	4804	10064	14493	10383	10777	10387	12954	16867	17405	11375	6877	7158	12670	18058	17402	11668	12702	8274	9108	19592	6716	3584	4574
125	27	272	738	1199	2805	1625	2248	5416	3692	2963	4341	8845	5480	4033	5170	5816	10126	18135	14014	11445	18064	16047	20780	18785	11351	8271	7439	14603	11564	12866	10992	12307	9772	12386	8404	5912	4650	4145
130	305	470	634	1216	2260	2811	4419	4886	2973	2477	11600	16145	7960	8657	8177	7144	16841	20929	23839	18231	16255	18266	22419	21336	20740	13097	17621	14352	16434	17657	16018	18927	18480	15682	12362	9185	8005	12394
135	305	923	907	1611	6233	3536	6672	6536	3802	3126	6896	20521	13088	8533	9473	9440	16216	20234	19231	14885	16566	17880	21332	16138	13602	12024	12310	14326	14421	17926	13941	17420	12625	18975	10035	8401	6705	6574
140	267	994	1091	1395	2913	3086	5739	5678	4231	2978	9015	19658	16037	11156	11900	10815	21155	26931	26986	22334	21964	25063	26941	20047	23109	16839	20796	16578	20746	20121	18896	18245	10914	8908	10278	10995		
145	337	1442	1840	1798	8200	5311	8873	8499	4450	4854	15382	21585	24736	19414	16809	18208	24136	30083	22600	22033	20866	22420	23974	12535	18554	15938	16607	16627	13869	19168	18316	21498	18066	12658	8775	9456	10373	12117
150	280	2585	1672	1961	4628	4184	6929	6804	4036	3854	10882	24831	18381	14312	121610	18149	21192	27709	24839	20519	20870	24212	28607	19846	18802	18934	18837	19019	22455	20152	19894	18362	13050	15723	11096	9849	9865	9722
155	338	1760	1643	1620	9991	4769	8377	8070	3889	3808	15682	18165	25796	22587	29823	22181	28547	28533	21605	22599	22241	19714	19651	14295	17891	17222	17448	13148	13422	18613	13554	13327	12930	14890	19863	8369	11011	10263
160	562	1826	2299	2016	6372	4338	7815	1406	5022	4447	17581	20153	21012	22288	27581	18162	25410	29711	23199	22599	18716	18318	20660	17898	18835	18866	19510	16923	18423	17771	14862	14893	19746	12674	9382	6904	12884	12707
165	491	1951	2974	2141	4151	3176	783	9691	4908	4594	10562	19885	16484	18335	18925	13416	22681	27375	18388	21758	17264	18490	14393	12918	13750	13025	14689	12310	13136	19590	12008	12151	10923	11293	10016	6988	10252	9409
170	488	1869	3282	2538	5953	4049	10331	12378	5775	5137	8827	11597	18428	15673	11709	13396	13746	20959	20124	19132	13692	13106	12800	12258	13753	11010	11777	12253	14110	13756	12140	11432	9973	10062	8763	6333	9635	8420
175	858	1355	3379	2181	4344	4807	6284	10257	4667	4700	16347	32038	20765	14343	30326	13794	18876	20037	14248	18046	11889	18005	11669	8481	11124	10654	10141	10998	13148	14253	10158	8877	9162	8651	9384	560	8073	8101
180	982	2559	2314	2603	5762	5561	8606	10029	4742	6047	9593	14731	20309	12149	11747	13915	14889	16772	17556	13419	9475	11205	9763	10524	10751	9786	9436	9790	9411	12994	9651	8265	8232	7826	6642	5860	7077	8881
185	1243	2119	3787	2747	5031	4867	6603	9172	5329	6176	12824	12354	11973	8354	8696	11849	12567	12800	9197	12048	7788	8166	7597	6880	7089	6386	6580	7700	6624	8182	6200	5860	5740	6201	7999	5211	5770	6353
190	1692	1635	5740	2400	5149	5360	7523	6567	3777	5524	9195	8628	8772	7504	8008	10644	10929	12498	12070	10067	6257	8609	8138	9151	7596	6043	7013	7123	7686	8658	6588	5096	8044	5046	5256	3968	5227	5364
195	2849	2402	7305	2333	4092	4924	5305	5321	3385	6040	9593	7865	7027	6608	6879	9433	9817	9722	7352	8350	4762	6068	5600	5509	5281	4779	5175	5532	4904	5940	4764	4623	4341	4146	6095	3389	3882	5226
200	2771	2360	5845	2099	3098	3538	5526	3791	3115	4703	6574	5837	9569	4874	4343	8740	7293	7067	7626	6287	3943	4766	5335	6083	5387	6503	3905	4174	4963	5958	4639	4169	4515	3088	3425	2784	4456	4777
205	1460	1553	4704	2195	2631	2437	4212	2766	3481	2117	4327	4880	3142	2514	4099	5977	4658	4820	3858	4511	2873	3574	3489	3705	3148	2574	2428	2938	2878	3752	2186	2433	2342	2143	3255	2366	2631	3390
210	1596	1875	2727	1380	2257	2013	3361	2533	1520	1962	4316	3770	3836	2941	3011	5531	4859	5573	4769	4596	2714	2645	3149	3070	3015	2311	2511	2428	3471	3236	2595	3231	2430	2101	1672	2356	2408	2324
215	586	1320	1662	1745	1295	877	2299	1762	1912	554	3072	1526	1743	1790	1937	3440	3956	3527	2201	3290	1874	2622	2063	2265	1929	1702	1857	1910	1977	2298	1728	2295	1601	1718	2250	1963	1963	2468
220	1772	2310	1748	1689	1512	1203	2225	1892	1638	1298	2118	1581	2771	1562	1461	5020	2840	3696	2707	2332	1472	2066	1891	2801	2138	2404	2070											

REUNIÓN DE EVALUACIÓN DEL STOCK DE SWO-ATL - MADRID 2017

Table 4. Standardized swordfish CPUE indices selected to be considered in the North Atlantic stock assessment.

series Use in 2017 stock assessment	Canada LL old NO	Canada LL smooth YES	Canada LL Revised YES	EU-Portugal LL YES	EU-Spain LL YES	EU-Spain LL - Age 1 YES	EU-Spain LL - Age 2 YES	EU-Spain LL - Age 3 YES	EU-Spain LL - Age 4 YES	EU-Spain LL - Age 5+ YES	Japan LL historic YES	Japan LL time 2 YES	Japan LL time 3 YES	USA LL Revised YES	USA Larval NO	Morocco LL YES	Chinese Taipei LL time 1 NO	Chinese Taipei LL time 2 NO	Chinese Taipei LL time 3 NO	Combined - Base case YES
age																				
units of index	count	count	count	weight	weight	1 weight	2 weight	3 weight	4 weight	5+ weight	weight	weight	weight	count	count	weight	count	count	count	weight
area	NW ATL	NW ATL	NW ATL	GLMM - lognormal	GLM - lognormal	GLM - lognormal	GLM - lognormal	GLM - lognormal	GLM - lognormal	GLM - lognormal	Northwest Atlantic	Northwest Atlantic	Northwest Atlantic	Northwest Atlantic	Gulf of Mexico	SE Atl off Morocco	North Atlantic	North Atlantic	North Atlantic	North Atlantic
method	GLM-ATL	GLM-NB	GLM-NB	GLM-ATL	GLM-ATL	GLM-ATL	GLM-ATL	GLM-ATL	GLM-ATL	GLM-ATL	GLM-ATL	GLM-ATL	GLM-ATL	GLM-ATL	GLM-ATL	GLM-ATL	GLM-ATL	GLM-ATL	GLM-ATL	GLM-ATL
time of the year	Mar to Dec	Mar to Dec	Mar to Dec	All months	All months	All months	All months	All months	All months	All months	All months	All months	All months	All months	All months	All months	All months	All months	All months	All months
source	SCRS/2013/059	SCRS/2017/064	SCRS/2017/064_rev	SCRS/2017/053	SCRS/2017/105	SCRS/2017/107	SCRS/2017/107	SCRS/2017/107	SCRS/2017/107	SCRS/2017/107	SCRS/2017/075	SCRS/2017/075_rev	SCRS/2017/075_rev	SCRS/2017/074	SCRS/2017/074	SCRS/2017/063	SCRS/2017/144	SCRS/2017/144	SCRS/2017/144	SCRS/2017/137
Year	Std. CPUE	CV	Std. CPUE	CV	Std. CPUE	CV	Std. CPUE	CV	Std. CPUE	CV	Std. CPUE	CV	Std. CPUE	CV	Std. CPUE	CV	Std. CPUE	CV	Std. CPUE	CV
1961																				
1962			112.832 0.075	109.27 0.19																
1963	2.021802	12.7213	85.863 0.065	201.92 0.07																1164.2 0.3531291
1964	0.547103	0.2871	66.555 0.058	79.73 0.06																409.4 0.349191091
1965	0.705528	8.6203	53.705 0.054	55.55 0.06																252.7 0.348434019
1966	0.723401	8.2421	45.959 0.052	58.74 0.05																255.1 0.347718556
1967	0.853628	8.3164	42.087 0.053	78.04 0.05																299.1 0.347194316
1968	0.616087	8.7741	41.11 0.054	54.03 0.05													0.168 9.908			238.3 0.351486946
1969	0.588066	8.5733	42.264 0.055	51.12 0.05													0.221 7.999			217.2 0.347451078
1970	0.720468	8.3423	44.891 0.058	65.66 0.05													0.164 6.606			246.9 0.347836661
1971			48.503 0.06														0.212 7.367			
1972			52.852 0.064														0.217 10.286			
1973			57.71 0.067														0.221 10.085			
1974			62.734 0.07														0.191 7.892			
1975			67.451 0.073														0.127 8.235			433.4 0.318711162
1976			71.366 0.075														0.058 7.823			354.6 0.319020343
1977			73.511 0.075														0.058 7.434			409.4 0.320319867
1978			73.548 0.073														0.060 8.55			467.2 0.286652939
1979	0.851114	11.4044	70.91 0.07	84.62 0.1													0.069 11.093			357.9 0.197668148
1980	0.833899	10.6192	65.686 0.065	81.66 0.07													0.126 9.283			359 0.196851189
1981	0.721771	12.9569	59.241 0.061	85.02 0.1													0.137 8.286			329.7 0.204171498
1982	0.621022	10.8503	53.329 0.059	66.7 0.1													0.117 7.81			321.5 0.177994059
1983	0.453631	13.2441	49.193 0.06	57.93 0.11													0.04 0.52			258 0.175905046
1984	0.359984	12.8202	47.371 0.062	57.23 0.11													0.086 6.716			232.7 0.170207168
1985	0.554422	14.4622	47.856 0.063	67.85 0.1													0.073 6.599			266.3 0.167614479
1986	0.677919	15.5152	50.207 0.063	112.51 0.11													0.084 6.565			258.9 0.167448078
1987	0.389398	14.0983	53.523 0.06	80.25 0.1													0.081 8.901			209.2 0.167111928
1988	0.460263	13.7409	56.399 0.061	77.46 0.1													0.062 17.851			218 0.165604926
1989	0.403304	12.6571	57.393 0.059	73.07 0.09													0.08 0.36			189.4 0.159011319
1990	0.702762	13.3607	55.642 0.057	105.1 0.09													0.04 0.43			214.2 0.157815962
1991	0.398924	11.1455	51.455 0.053	70.71 0.06													0.11 0.30			215.2 0.156259015
1992	0.437623	10.9598	46.105 0.049	83.75 0.06													0.09 0.09			179.3 0.157470754
1993	0.444564	9.6796	41.08 0.046	70.63 0.05													0.084 0.08			176.4 0.156551901
1994	0.360857	9.1662	37.461 0.04	51.84 0.04													0.07 0.08			145.6 0.164198042
1995	0.347262	9.5532	35.8 0.043	64.4 0.04													0.06 0.08			156.9 0.159553061
1996	0.233978	10.1905	36.291 0.043	39.37 0.05													0.80 0.09			117.3 0.161530282
1997	0.414612	9.3266	38.914 0.044	56.1 0.05													0.95 0.09			132.3 0.153524369
1998	0.56583	8.8046	43.413 0.044	78.32 0.05													0.18 14.839			153.2 0.153954241
1999	0.729512	9.3693	49.124 0.045	104.47 0.05													0.11 0.30			153.2 0.153954241
2000	0.421672	9.5099	54.881 0.046	77.58 0.05													0.274 13.758			179.3 0.157470754
2001	0.525499	8.8325	59.271 0.046	86.97 0.05													0.148 8.827			145.6 0.164198042
2002	0.542629	10.5928	61.288 0.046	134.23 0.06													0.08 0.09			108.9 7.943
2003	0.88916	10.8315	60.908 0.046	84.73 0.05													0.94 0.08			185.8 0.171283972
2004	0.88328	9.6144	59.067 0.046	88.85 0.05													0.81 0.08			149 0.155101914
2005	0.93406	8.4047	57.094 0.047	106.22 0.05													0.16 0.08			134.2 0.155459485
2006	0.972183	8.991	56.125 0.047	92.48 0.05													1.08 0.08			137.4 0.158423459
2007	1.019434	10.3131	56.811 0.048	86.94 0.06													0.347 0.081			177.7 0.156884364
2008	1.357214	10.5894	59.251 0.048	110.49 0.06													0.318 0.285565747			201.8 0.156463954
2009	1.184244	10.6163	62.936 0.048	96.25 0.06													0.347 0.081			177.7 0.156884364
2010	1.403108	11.5769	66.703 0.049	137.25 0.06													0.347 0.081			224.3 0.156844922
2011	1.132747	10.5902	68.923 0.05	100.51 0.06													0.011 0.081			218.7 0.158178872
2012	1.154963	10.79	68.131 0.05	108.48 0.06													0.001 0.48138			241.9 0.157409649
2013			63.861 0.049	105.22 0.06													7.574 0.38261938			158.8 0.159084331
2014			56.961 0.048	84.92 0.05													0.719 0.08			188.2 0.159728964
2015			49.038 0.05	88.35 0.05													0.733 0.08			177.4 0.159806629
2016			41.519 0.054	65.27 0.05													357.7 0.06			

REUNIÓN DE EVALUACIÓN DEL STOCK DE SWO-ATL - MADRID 2017

Table 5. Standardized swordfish CPUE indices selected to be considered in the South Atlantic stock assessment.

series	BRA-LL - Old		BRA-LL - Recent		EU-Spain LL - time 1		EU-Spain LL - time 2		Japan LL - time 1		Japan LL - time 2		Uruguay LL		South Africa LL		Chinese Taipei LL 1		Chinese Taipei LL 2		Chinese Taipei LL 3	
Use in 2017 stock assessment	NO		YES		YES		YES		YES		YES		YES		YES		NO		NO		NO	
age																						
units of index	count		count		weight		weight		count		count		count		weight		count		count		count	
area	SW Atlantic		SW Atlantic		S Atl		S Atl		S Atlantic		S Atlantic		SW Atlantic		SE Atlantic		S Atlantic		S Atlantic		S Atlantic	
method	GLM - NB		GLM - NB		GLM - lognormal		GLM - lognormal		GLM-lognormal		GLM-lognormal		GLM-delta-lognormal		GAMM-Tweedie		lognormal(κconst)		lognormal(κconst)		lognormal(κconst)	
time of the year	all months		all months		All quarters		All quarters		All months		All months		All months		All months		All months		All months		All months	
source	SCRS/2017/068		SCRS/2017/068		SCRS/2017/106		SCRS/2017/106		SCRS/2017/075_rev		SCRS/2017/075_rev		SCRS/2017/078		SCRS/2017/138		SCRS/2017/145		SCRS/2017/145		SCRS/2017/145	
Year	Std. CPUE	CV	Std. CPUE	CV	Std. CPUE	CV	Std. CPUE	CV	Std. CPUE	CV	Std. CPUE	CV	Std. CPUE	CV	Std. CPUE	CV	Std. CPUE	CV	Std. CPUE	CV	Std. CPUE	CV
1968																	0.311	7.492				
1969																	0.270	5.357				
1970																	0.262	4.995				
1971																	0.282	5.435				
1972																	0.241	5.546				
1973																	0.267	7.215				
1974																	0.236	5.915				
1975																	0.222	6.312				
1976																	0.117	5.848				
1977																	0.121	5.350				
1978	2.9494	0.2254															0.144	5.143				
1979	2.4268	0.2224															0.187	6.052				
1980	4.0450	0.2231															0.182	5.309				
1981	5.7217	0.2294															0.175	5.168				
1982	6.2309	0.2402															0.142	4.936				
1983	3.6204	0.2268															0.149	6.171				
1984	2.3361	0.1625															0.186	6.829				
1985	2.9703	0.2216															0.126	5.827				
1986	3.7012	0.2183															0.124	5.248				
1987	6.4285	0.3042															0.146	5.339				
1988	3.1920	0.1912															0.170	7.238				
1989	1.9056	0.2042			535.9100	0.0083											0.189	7.328				
1990	4.1683	0.2660			403.9090	0.0060			2.6770	0.0135							0.175	6.252				
1991	3.8570	0.2274			390.4670	0.0056			1.6100	0.0155									0.320	6.147		
1992	3.8068	0.2751			354.7610	0.0051			1.3280	0.0173									0.380	7.460		
1993	1.6782	0.3006			307.8310	0.0044			1.2990	0.0169									0.246	5.872		
1994	3.1031	0.2626			352.4050	0.0045			1.4840	0.0151									0.356	5.507		
1995	5.2806	0.3696			402.1940	0.0043			1.0740	0.0162									0.251	4.889		
1996	6.3446	0.2609			362.5810	0.0042			1.0900	0.0169									0.290	4.520		
1997	4.1544	0.2040			340.0350	0.0037			0.9610	0.0202									0.202	4.467		
1998	2.6688	0.1886			331.4220	0.0041			0.9420	0.0217											0.167	6.041
1999	3.5965	0.1895			356.2450	0.0042			0.8010	0.0223											0.126	4.721
2000	4.9840	0.1915					430.2240	0.0044	0.5760	0.0239											0.139	4.492
2001	2.1907	0.2023					380.5380	0.0039	0.4760	0.0289			6.4700								0.120	4.079
2002	4.0703	0.2090					364.0410	0.0040	0.6010	0.0306			4.1300	0.7600							0.118	3.765
2003	7.2621	0.2877					319.5660	0.0045	0.5150	0.0238			6.1700	0.4300							0.112	4.173
2004	6.9652	0.2492					314.0200	0.0057	0.5510	0.0231			5.2200	0.4200	401.0270	0.0800					0.088	3.451
2005			0.8605	0.0954			378.8940	0.0054	0.4440	0.0333			5.2100	0.4300	381.0010	0.0780					0.082	3.552
2006			1.2962	0.1179			382.6130	0.0052			0.7830	0.0267	5.5000	0.3400	304.3550	0.0750					0.115	4.032
2007			1.9030	0.1442			369.4360	0.0054			1.0410	0.0353	4.9600	0.3900	328.6740	0.0720					0.092	3.746
2008			1.2108	0.1133			356.2770	0.0049			0.9290	0.0308	3.2300	0.4400	268.1860	0.0780					0.105	4.001
2009			1.2607	0.1054			389.4490	0.0046			1.0380	0.0290	3.5100	0.4100	254.1120	0.0730					0.084	3.849
2010			1.4001	0.1156			379.4790	0.0048			0.9550	0.0294	3.2900	0.4500	284.7520	0.0760					0.071	3.962
2011			1.1468	0.1248			367.4800	0.0047			0.7970	0.0288	2.0000	0.4300	226.2490	0.0790					0.076	3.662
2012			1.1365	0.1099			392.3460	0.0051			1.0380	0.0364	5.0800	0.4700	212.3880	0.0880					0.073	3.929
2013							393.1160	0.0053			0.9760	0.0288			289.2010	0.0750					0.093	4.156
2014							412.8170	0.0054			1.0060	0.0482			273.6220	0.0750					0.078	4.226
2015							447.3950	0.0055			1.0070	0.0365			304.2400	0.0720					0.087	4.446
2016																						

Table 6. Model runs for BSP2 in the North Atlantic. * indicates base case.

Run	Process error	K prior uniform on:	Indices	Weighting	Bmsy/K	rprior	Diagnostics
N1	0.05	log(K)	separate	equal	0.5	base	retrospective, drop index
N2	0.05	log(K)	separate	equal	0.4	base	
N3	0.05	log(K)	separate	equal	0.6	base	
N4	0.05	log(K)	separate	equal	0.5	logsd=1	
N5	0.05	log(K)	PMPD	NA	0.5	base	
N6*	0.05	log(K)	combined	equal	0.5	base	retrospective
N7	0.05	log(K)	combined	equal	0.5	base	
N8	0.05	log(K)	separate plusChT	equal	0.5	base	
N9	0.05	log(K)	separate	iterative	0.5	base	
N10	0.05	log(K)	combined	equal	0.4	base	retrospective
N11	0.05	log(K)	combined Separate, Split	equal	0.6	base	
N12	0.05	log(K)	Canada	iterative	0.5	base	
N13	0.05	log(K)	combined	added var	0.5	base	

Table 7. Model runs for BSP2 in the South Atlantic. * indicates base case.

Run	Process error	K prior	Indices	Weighting	Bmsy/K	rprior	Diagnostics
S1	0.1	log(K)	Br1, Br2, Esp,Uru,SAf	equal	0.5	base	retrospective, drop index
S2	0.1	log(K)	Br1, Br2, Esp,Uru,SAf	equal	0.4	base	
S3	0.1	log(K)	Br1, Br2, Esp,Uru,SAf	equal	0.6	base	
S4	0.1	log(K)	Br1, Br2, Esp,Uru,SAf	equal	0.5	logsd=1	
S5	0.1	log(K)	PMPD	NA	0.5	base	
S6	0.1	log(K)	Br1, Br2, Esp,Uru,SAf	equal	0.5	base	
S7	0.1	log(K)	Br1, Br2, Esp,Uru,SAf	iterative	0.5	base	
S8	0.1	log(K)	Br1, Br2, Esp, Uru, SAf, ChT	equal	0.5	base	
S9	0.1	lognormal	Br2, Esp,Uru,SAf	equal	0.5	base	
S10 *	0.1	log(K)	Br2, Esp1, Esp2, Uru,SAf, JLL1, JLL2	equal	0.5	base	retrospective
S11	0.1	log(K)	Br2, Esp, Uru,SAf, JLL1,JLL2	equal	0.5	base	
S12	0.05	log(K)	Br2, Esp1, Esp2, Uru,SAf, JLL1, JLL2	equal	0.5	base	
S13	0.1	log(K)	Br2, Esp1,Esp2,Uru,SAf, JLL1,JLL2	equal	0.4	base	

Table 8. Summary of sensitivity runs from JABBA for various combinations of swordfish CPUE indices for the South Atlantic.

Run	Description CPUE series combination
Base-case	Scenario 3: Split EU-Spain (1999/2000) and Japan (2005/2006) excl. Brazil historical
Comb.EU.ESP	As Base-Case but with Spain CPUE re-combined
Comb.JPN	As Base-Case but with Japanese CPUE re-combined
+ BRA1	As Base-Case but with historical Brazil CPUE added
+ TAI	As Base-Case but with Chinese Taipei CPUE added
- BRA2	As Base-Case but with Brazil-recent CPUE dropped
- EU.ESP1	As Base-Case but with Spain CPUE (1989-1999) dropped
- EU.ESP2	As Base-Case but with Spain CPUE (2000-2015) dropped
- JPN1	As Base-Case but with Japan CPUE (1989-2005) dropped
- JPN2	As Base-Case but with Japan CPUE (2006-2016) dropped
- URY	As Base-Case but with Uruguay CPUE dropped
- ZAF	As Base-Case but with ZAF CPUE dropped

Table 9. Parameter estimates from the surplus production model (ASPIC) for the 1963–2015 catch and CPUE (combined biomass index) data for different assumptions regarding the underlying function of the surplus model.

Parameter	Fox	Generalized Pella Tolinson	Logistic Schaefer
power	1.0001	0.915989	2
B1/K	1.018714	1.017495	2.999998
MSY	13.09124	13.11864	13.3252
F _{MSY}	0.219708	0.226635	0.192553
B _{MSY}	59.58464	57.88437	69.20287
K	161.9678	164.5089	138.4058
r	NA	NA	0.385106
phi	0.367879	0.351862	0.5
q.01	0.011064	0.011002	0.011732
B/B _{MSY}	1.253558	1.293425	1.046453
F/F _{MSY}	0.659021	0.637136	0.778897
Yield/eq	12.7022	12.64907	13.29645

Table 10. Summary statistics for final base case BSP2 model for the North Atlantic.

Variable	Mean	Median	CV
K (1000)	165.01	159.88	0.26
r	0.35	0.34	0.25
MSY (1000)	13.44	13.41	0.06
B ₂₀₁₅ (1000)	81.44	78.53	0.27
B ₁₉₅₀ (1000)	148.97	139.90	0.37
B ₂₀₁₅ /B ₁₉₅₀	0.58	0.56	0.27
C ₂₀₁₅ /MSY	0.80	0.80	0.06
B ₂₀₁₅ /B _{MSY}	0.99	0.98	0.12
F ₂₀₁₅ /F _{MSY}	0.82	0.81	0.15

Table 11. BSP2 means and CVs (in parenthesis) for sensitivity analyses in the North Atlantic (model N8 did not converge). *indicates the final base case.

Variable	N1	N2	N3	N4	N5	N6*	N7	N9	N10	N11	N12	N13
K (1000)	353.0 (0.5)	352.3 (0.5)	352.5 (0.5)	421.0 (0.5)	415.7 (0.5)	165.3 (0.25)	175.3 (0.27)	386.3 (0.5)	166.5 (0.25)	166.6 (0.25)	294.9 (0.5)	168.3 (0.25)
r	0.4 (0.3)	0.4 (0.3)	0.4 (0.3)	0.3 (0.5)	0.4 (0.4)	0.3 (0.25)	0.3 (0.26)	0.4 (0.3)	0.3 (0.24)	0.3 (0.24)	0.3 (0.3)	0.3 (0.25)
MSY (1000)	31.2 (0.6)	24.9 (0.6)	52.7 (0.6)	28.9 (0.6)	44.1 (0.6)	13.4 (0.06)	13.4 (0.06)	33.9 (0.5)	10.8 (0.06)	22.7 (0.06)	24.5 (0.5)	13.5 (0.06)
B ₂₀₁₇ (1000)	317.1 (0.6)	316.4 (0.6)	316.5 (0.6)	370.6 (0.6)	379.1 (0.6)	85.1 (0.27)	90.0 (0.29)	345.2 (0.6)	85.8 (0.27)	85.8 (0.27)	244.8 (0.6)	87.1 (0.28)
B ₁₉₅₀ (1000)	310.5 (0.6)	309.1 (0.6)	309.1 (0.6)	369.1 (0.5)	360.0 (0.6)	148.9 (0.36)	158.2 (0.37)	346.4 (0.5)	153.5 (0.37)	153.5 (0.37)	269.6 (0.5)	149.6 (0.35)
B ₂₀₁₇ /B ₁₉₅₀	1.0 (0.3)	1.0 (0.3)	1.0 (0.3)	1.0 (0.3)	1.0 (0.3)	0.6 (0.28)	0.6 (0.27)	1.0 (0.3)	0.6 (0.29)	0.6 (0.29)	0.9 (0.3)	0.6 (0.26)
C ₂₀₁₇ /MSY	0.4 (0.4)	0.5 (0.4)	0.3 (0.4)	0.5 (0.4)	0.4 (0.5)	0.8 (0.06)	0.8 (0.06)	0.4 (0.4)	1.0 (0.06)	0.5 (0.06)	0.5 (0.4)	0.8 (0.06)
B ₂₀₁₇ /B _{MSY}	1.7 (0.1)	2.2 (0.1)	1.4 (0.1)	1.7 (0.1)	1.8 (0.1)	1.0 (0.15)	1.0 (0.15)	1.7 (0.1)	1.3 (0.15)	0.9 (0.15)	1.6 (0.2)	1.0 (0.14)
F ₂₀₁₇ /F _{MSY}	0.3 (0.5)	0.3 (0.5)	0.2 (0.5)	0.3 (0.5)	0.2 (1.0)	0.8 (0.19)	0.8 (0.19)	0.2 (0.5)	0.8 (0.18)	0.6 (0.18)	0.4 (0.5)	0.8 (0.16)

Table 12. Summary statistics for the final base case BSP2 model for the South Atlantic.

Variable	Mean	Median	CV
K (1000)	251.32	233.51	0.40
r	0.26	0.24	0.37
MSY (1000)	14.36	14.14	0.18
B ₂₀₁₅ (1000)	82.77	73.89	0.50
B ₁₉₅₀ (1000)	252.62	229.57	0.46
B ₂₀₁₅ /B ₁₉₅₀	0.35	0.33	0.34
C ₂₀₁₅ /MSY	0.74	0.73	0.19
B ₂₀₁₅ /B _{MSY}	0.66	0.64	0.23
F ₂₀₁₅ /F _{MSY}	1.17	1.13	0.25

Table 13. BSP2 means and CVs (in parenthesis) for sensitivity analyses in the South Atlantic. *indicates the final base case.

Variable	S1	S2	S3	S5	S7	S8	S9	S10*	S11	S12	S13
K (1000)	491.2 (0.4)	491.1 (0.4)	495.72 (0.4)	418.3 (0.5)	490.8 (0.4)	310.0 (0.4)	176.9 (0.3)	250.2(0.4)	319.9 (0.6)	196.7 (0.30)	249.8 (0.4)
r	0.5 (0.4)	0.5 (0.4)	0.51 (0.4)	0.4 (0.4)	0.5 (0.4)	0.2 (0.4)	0.5 (0.3)	0.3(0.3)	0.3 (0.3)	0.3 (0.32)	0.3 (0.4)
MSY (1000)	61.0 (0.6)	48.8 (0.6)	105.18 (0.6)	44.3 (0.7)	60.6 (0.5)	15.6 (0.3)	23.6 (0.3)	14.4(0.2)	22.5 (0.6)	13.0 (0.09)	11.5 (0.2)
B ₂₀₁₇ (1000)	480.9 (0.5)	480.8 (0.5)	486.26 (0.5)	373.5 (0.6)	486.6 (0.5)	158.0 (0.6)	149.1 (0.3)	88.9(0.5)	235.5 (0.7)	70.1 (0.33)	88.9 (0.5)
B ₁₉₅₀ (1000)	473.6 (0.4)	473.6 (0.4)	477.34 (0.4)	405.0 (0.5)	472.2 (0.5)	314.8 (0.5)	178.2 (0.3)	251.0(0.4)	317.2 (0.6)	198.4 (0.39)	248.2 (0.4)
B ₂₀₁₇ / B ₁₉₅₀	1.0 (0.2)	1.0 (0.2)	1.03 (0.3)	0.9 (0.3)	1.1 (0.3)	0.5 (0.4)	0.9 (0.3)	0.4(0.4)	0.7 (0.3)	0.4 (0.29)	0.4 (0.4)
C ₂₀₁₇ / MSY	0.2 (0.5)	0.3 (0.5)	0.14 (0.5)	0.3 (0.5)	0.2 (0.5)	0.7 (0.2)	0.5 (0.3)	0.7(0.2)	0.6 (0.4)	0.8 (0.10)	0.9 (0.2)
B ₂₀₁₇ / B _{MSY}	1.9 (0.1)	2.4 (0.1)	1.61 (0.1)	1.7 (0.2)	2.0 (0.1)	1.0 (0.3)	1.7 (0.2)	0.7(0.3)	1.4 (0.2)	0.7 (0.17)	0.9 (0.3)
F ₂₀₁₇ / F _{MSY}	0.1 (0.6)	0.1 (0.6)	0.09 (0.6)	0.3 (1.2)	0.1 (0.6)	0.8 (0.4)	0.3 (0.4)	1.1(0.3)	0.5 (0.5)	1.1 (0.21)	1.1 (0.3)

Table 14. Summary of posterior estimates (medians) and 95% Bayesian Credibility Intervals (C.I.s) of parameters from the JABBA base-case scenario fits to South Atlantic swordfish catch and CPUE series (1950-2015). *Schaefer formulation is used as final base-case model.

Parameters	Schaefer*			Fox		
	Median	2.50%	97.50%	Median	2.50%	97.50%
K	104930.8	70237.0	161902.3	125511.5	92171.5	190604.7
r	0.554	0.335	0.886	0.293	0.177	0.422
σ	0.06	0.032	0.084	0.055	0.032	0.084
F_{MSY}	0.277	0.167	0.443	0.293	0.177	0.422
B_{MSY}	52465.4	35118.5	80951.2	46196.2	33924.9	70154.6
MSY	14570.0	12961.8	16122.7	13569.0	11997.8	14722.1
B_{1950}/K	0.915	0.612	1.114	0.842	0.512	1.049
B_{2015}/K	0.359	0.263	0.503	0.279	0.199	0.397
B_{2015}/B_{MSY}	0.717	0.526	1.006	0.759	0.539	1.078
F_{2015}/F_{MSY}	0.983	0.703	1.360	1.002	0.703	1.418

Table 15. JABBA estimates of F/F_{MSY} and B/B_{MSY} (1950-2015) for Schaefer base-case scenario run for South Atlantic swordfish.

Year	F/F_{MSY}	B/B_{MSY}	Year	F/F_{MSY}	B/B_{MSY}
1950	0.004	1.831	1983	0.206	1.802
1951	0.007	1.917	1984	0.35	1.8
1952	0.007	1.959	1985	0.382	1.723
1953	0.007	1.974	1986	0.242	1.673
1954	0.003	1.98	1987	0.242	1.716
1955	0.003	1.986	1988	0.521	1.738
1956	0	1.99	1989	0.722	1.624
1957	0.008	1.993	1990	0.803	1.483
1958	0.003	1.991	1991	0.705	1.358
1959	0.006	1.993	1992	0.718	1.323
1960	0.016	1.993	1993	0.851	1.303
1961	0.035	1.988	1994	1.039	1.254
1962	0.027	1.974	1995	1.307	1.154
1963	0.049	1.974	1996	1.252	1.005
1964	0.071	1.96	1997	1.379	0.926
1965	0.091	1.943	1998	1.158	0.834
1966	0.07	1.925	1999	1.307	0.817
1967	0.056	1.929	2000	1.421	0.762
1968	0.087	1.937	2001	1.469	0.709
1969	0.16	1.924	2002	1.45	0.67
1970	0.198	1.878	2003	1.345	0.647
1971	0.081	1.838	2004	1.378	0.654
1972	0.094	1.882	2005	1.387	0.653
1973	0.112	1.895	2006	1.485	0.66
1974	0.1	1.891	2007	1.659	0.648
1975	0.111	1.896	2008	1.453	0.596
1976	0.102	1.892	2009	1.496	0.594
1977	0.103	1.895	2010	1.511	0.58
1978	0.1	1.896	2011	1.387	0.562
1979	0.119	1.897	2012	1.288	0.573
1980	0.193	1.888	2013	0.954	0.594
1981	0.148	1.844	2014	1.03	0.663
1982	0.239	1.849	2015	0.983	0.717

Table 16. Probabilities for the North Atlantic swordfish BSP2 Schaefer model.**a) Probability of being in the green ($B > B_{MSY}$, $F < F_{MSY}$)**

	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028
8000	50	54	62	72	80	85	89	91	93	95	96
9000	50	54	60	70	75	80	84	87	89	91	93
10000	50	54	59	65	70	74	79	81	82	84	86
11000	50	54	58	62	66	69	72	74	76	77	77
12000	50	54	57	58	61	62	64	65	66	67	68
13000	50	54	54	53	52	53	54	53	53	54	54
13200	50	54	53	52	51	52	51	50	50	50	50
13400	51	54	54	53	53	54	52	53	53	54	54
13500	50	54	51	51	49	50	49	48	47	47	46
13600	53	55	37	35	36	38	35	38	37	38	38
13700	50	54	49	49	48	47	47	45	44	44	43
13800	50	54	48	47	47	46	46	44	43	42	42
13900	50	54	48	46	46	44	44	43	42	40	39

b) Probability $B > B_{MSY}$

	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028
8000	50	54	62	72	80	85	89	91	93	95	96
9000	50	54	60	70	75	80	84	87	89	91	93
10000	50	54	59	65	70	74	79	81	82	84	86
11000	50	54	58	62	66	69	72	74	76	77	77
12000	50	54	58	58	61	62	64	66	67	67	68
13000	50	54	56	56	54	55	55	55	56	55	55
13200	50	54	56	55	54	54	54	52	52	53	52
13400	50	54	56	55	53	52	51	50	50	50	50
13500	53	55	53	47	47	47	42	44	41	42	42
13600	50	54	55	54	52	51	50	48	48	47	46
13700	50	54	55	53	52	50	49	47	47	46	45
13800	50	54	55	53	51	50	48	46	46	45	44
13900	50	54	55	52	50	49	48	46	45	43	43

c) Probability $F < F_{MSY}$

	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028
8000	85	85	100	100	100	100	100	100	100	100	100
9000	85	85	98	98	99	99	99	99	99	99	99
10000	85	85	95	95	95	95	96	96	97	97	97
11000	85	85	87	87	88	88	89	89	89	90	90
12000	85	85	75	76	76	75	76	76	75	76	77
13000	85	85	60	58	58	58	59	58	58	59	58
13200	85	85	57	57	55	55	55	54	55	54	54
13400	85	85	54	55	52	52	52	50	50	50	48
13500	86	86	42	41	43	42	40	41	41	41	42
13600	85	85	51	51	50	50	49	47	46	45	45
13700	85	85	50	50	48	48	47	45	44	43	43
13800	85	85	49	48	47	45	46	44	43	41	41
13900	85	85	47	45	45	44	43	43	41	40	38

Table 17. Estimated projection probabilities (%) that fishing mortality is below F_{MSY} ($F < F_{MSY}$) for South Atlantic swordfish from Schaefer JABBA base-case model run. The projections were conducted using the JABBA Schaefer base-case model run over the period 2016-2030 with the range of fixed TACs (10000 - 16000 t).

TAC Year	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030
10000	87	90	93	94	95	96	97	97	97	98	98	98	98
10500	83	87	90	92	93	94	95	95	96	96	97	97	97
11000	78	83	86	89	90	92	92	93	94	94	94	95	95
11500	74	79	82	85	86	88	89	90	91	92	92	92	93
12000	68	73	76	79	81	83	85	86	87	88	88	89	89
12500	63	67	70	73	75	77	78	80	81	82	83	83	84
13000	57	60	64	66	68	70	72	73	74	74	75	76	77
13200	53	57	60	63	65	66	68	69	70	71	72	72	73
13400	51	55	58	60	62	63	64	65	66	67	68	68	69
13600	49	52	54	56	58	59	60	61	62	63	64	64	65
13700	48	50	52	54	56	57	58	60	60	61	61	62	63
13800	46	48	51	52	54	55	56	57	58	58	59	59	60
13900	44	47	49	51	52	53	54	55	55	56	57	57	58
14000	44	46	48	49	50	51	52	53	53	54	54	55	55
14500	38	39	40	40	40	41	41	41	41	41	41	41	41
15000	33	32	32	31	31	30	30	29	29	29	28	27	27
15500	27	25	24	23	21	20	19	18	17	16	16	15	15
16000	22	20	18	15	14	12	11	10	9	8	7	7	7

Table 18. Estimated projection probabilities (%) that the biomass is above B_{MSY} ($B > B_{MSY}$) for South Atlantic swordfish from Schaefer JABBA base-case model run.

TAC Year	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030
10000	36	52	66	75	81	86	89	91	93	94	95	96	96
10500	36	52	63	72	78	83	86	89	90	92	93	94	94
11000	35	49	60	68	74	79	83	85	87	89	90	91	92
11500	36	48	57	64	70	75	79	82	84	86	87	88	89
12000	36	46	54	60	67	71	74	77	80	81	83	84	85
12500	36	45	51	57	61	65	69	71	73	75	77	78	79
13000	36	43	48	52	56	60	62	65	67	69	70	71	72
13200	36	42	46	50	54	57	60	62	64	65	66	67	68
13400	36	41	46	50	52	55	57	59	60	61	63	64	64
13600	36	40	44	47	49	52	53	55	57	58	59	60	61
13700	36	40	43	46	48	51	52	54	55	56	57	58	59
13800	36	39	42	45	47	49	51	52	53	54	55	56	56
13900	36	38	41	44	46	48	49	50	51	52	53	54	54
14000	36	39	41	43	45	47	48	49	50	50	51	52	52
14500	36	36	37	38	39	39	40	40	40	40	40	40	40
15000	36	35	35	33	33	32	32	31	31	30	29	28	28
15500	36	34	31	29	27	25	23	22	20	20	18	18	17
16000	36	31	27	24	21	19	16	15	13	12	10	9	9

Table 19. Estimated projection probabilities (%) that both the fishing mortality is below F_{MSY} ($F < F_{MSY}$) and biomass is above B_{MSY} ($B > B_{MSY}$) for South Atlantic swordfish. The projections were conducted using the JABBA Schaefer base-case model run over the period 2016-2030 with the range of fixed TACs (4000-16000 t).

TAC Year	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030
10000	36	52	66	75	81	86	89	91	93	94	95	96	96
10500	36	52	63	72	78	83	86	89	90	92	93	94	94
11000	35	49	60	68	74	79	83	85	87	89	90	91	92
11500	36	48	57	64	70	75	79	82	84	86	87	88	89
12000	36	46	54	60	67	71	74	77	80	81	83	84	85
12500	36	45	51	56	61	65	68	71	73	75	77	78	79
13000	36	43	48	52	56	60	62	65	67	69	70	71	72
13200	36	42	46	50	54	57	60	62	63	65	66	67	68
13400	36	41	45	49	52	54	57	59	60	61	63	64	64
13600	35	39	43	47	49	51	53	55	57	58	59	60	60
13700	35	39	43	45	48	50	52	54	55	56	57	58	59
13800	35	38	41	44	47	49	50	52	53	54	55	55	56
13900	35	38	41	43	45	47	48	50	51	52	52	54	54
14000	35	38	40	43	44	46	47	48	49	50	51	51	52
14500	34	34	35	36	37	38	38	38	39	39	39	39	39
15000	31	30	30	29	29	29	28	28	28	27	27	26	26
15500	27	25	24	22	21	20	18	17	17	16	16	15	14
16000	22	19	17	15	13	12	11	10	9	8	7	7	7

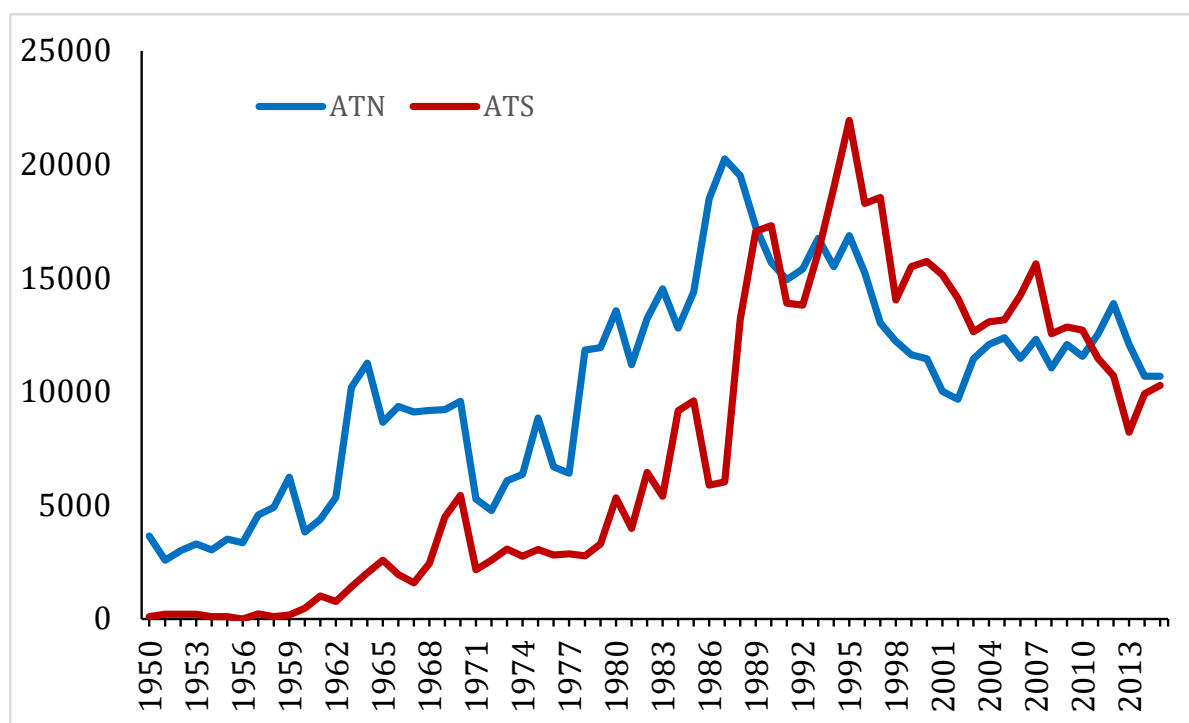


Figure 1. North and South Atlantic swordfish Task I catches (t) by year.

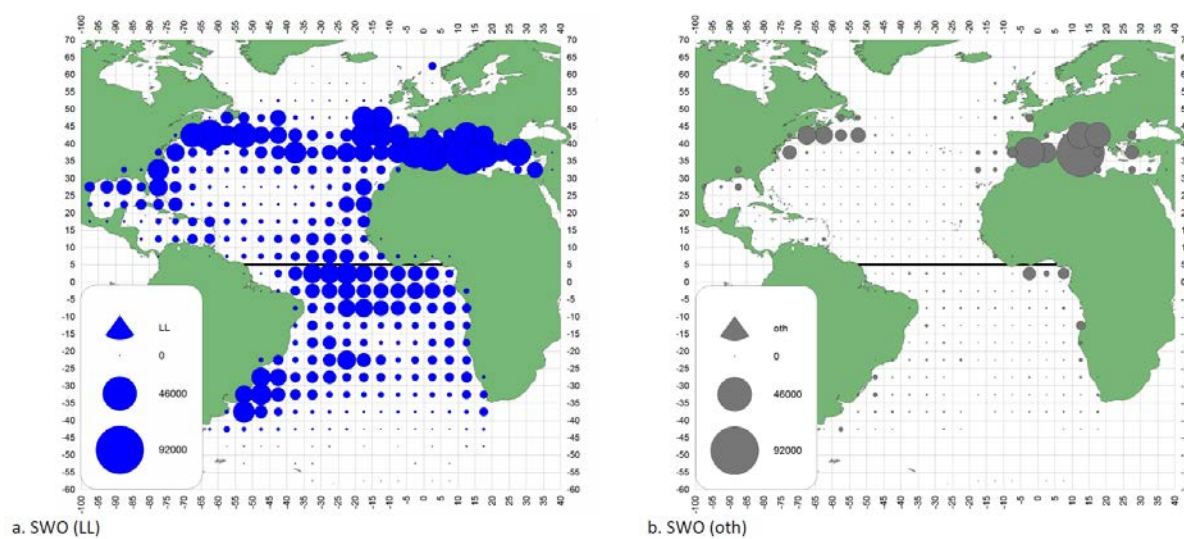


Figure 2. Geographical distribution of cumulative swordfish catch (t) by major gears for the period 1950-2015.

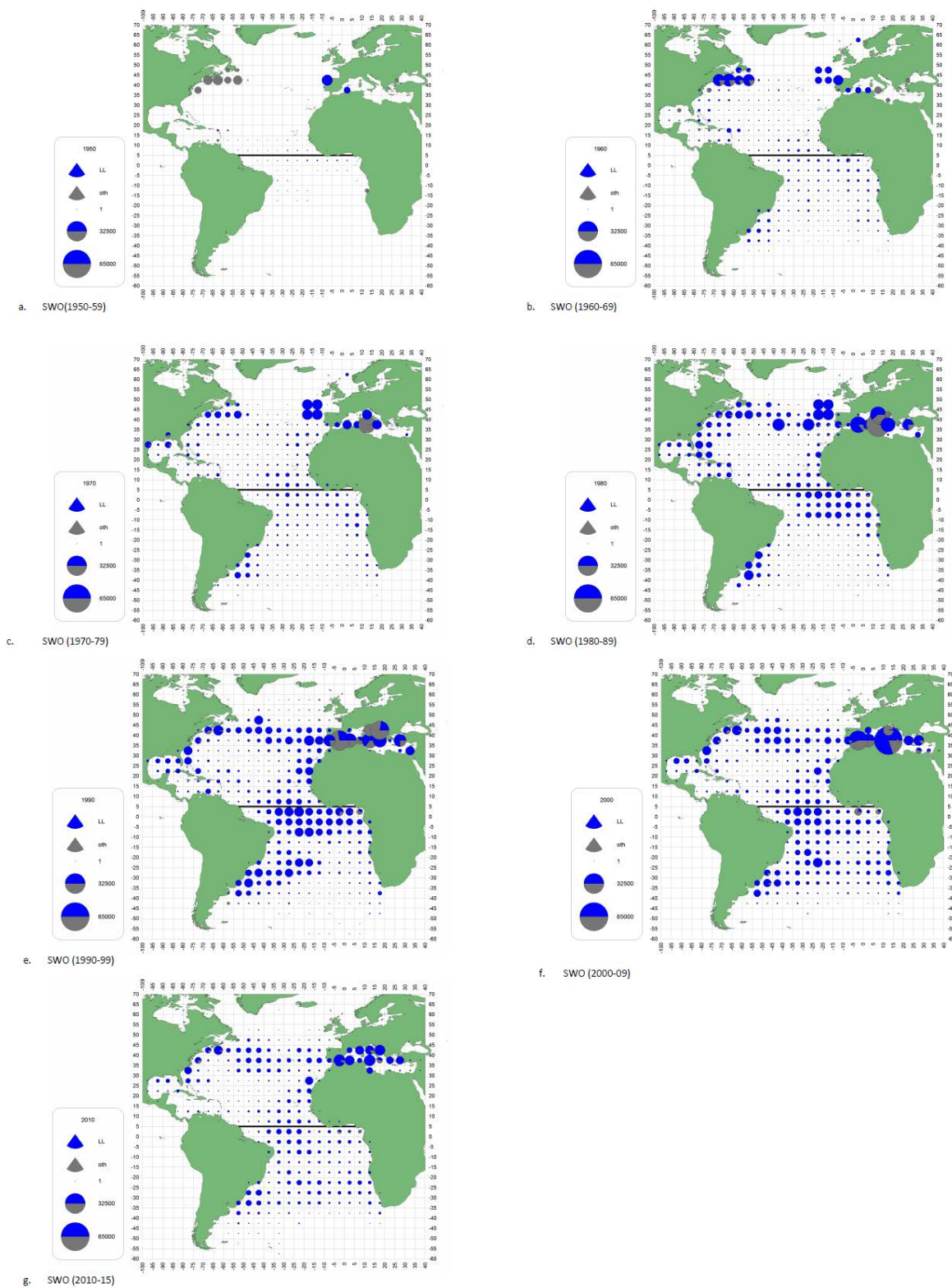


Figure 3. Geographical distribution of swordfish cumulative catch (t) by major gears, shown on a decadal scale for the period 1950-2015.

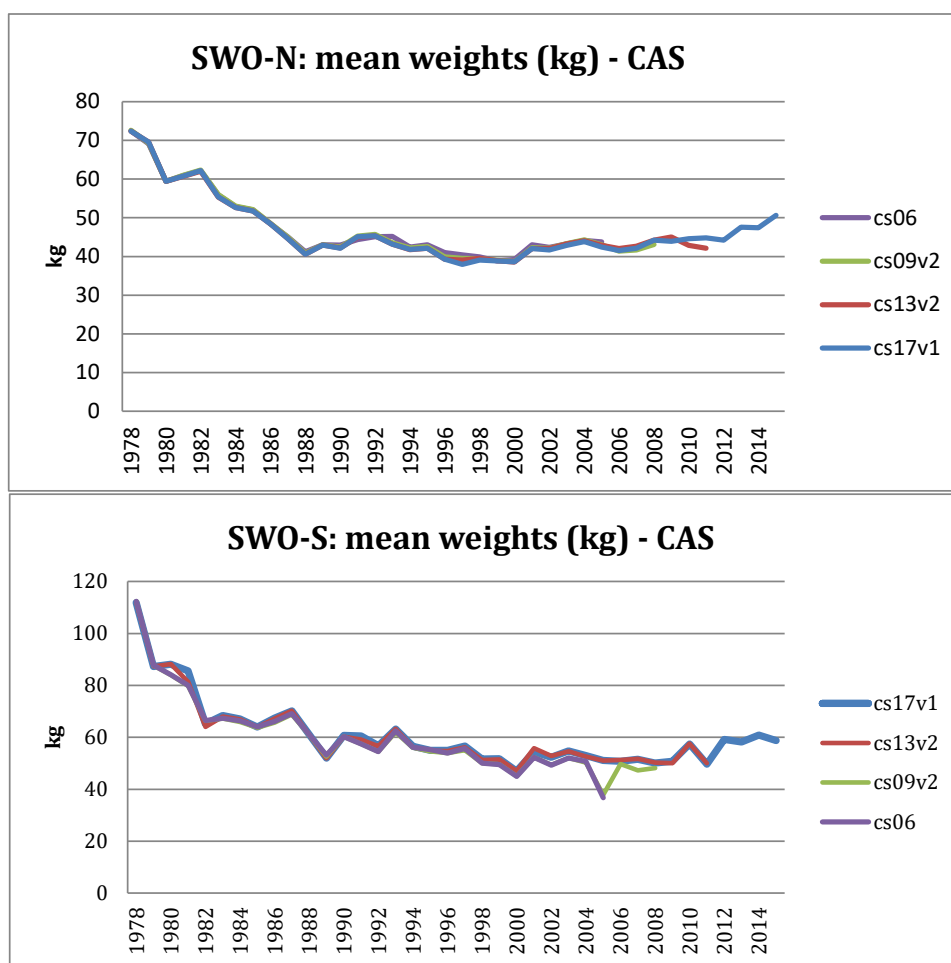


Figure 4. Swordfish mean weights (kg) obtained from the catch-at-size matrices for the North (upper panel) and South (lower panel) Atlantic stocks. Figure legend: The version of CAS used in the SWO-SA ("cs" + year + version adopted; e.g. cs09v2 = CAS (2009) version 2)

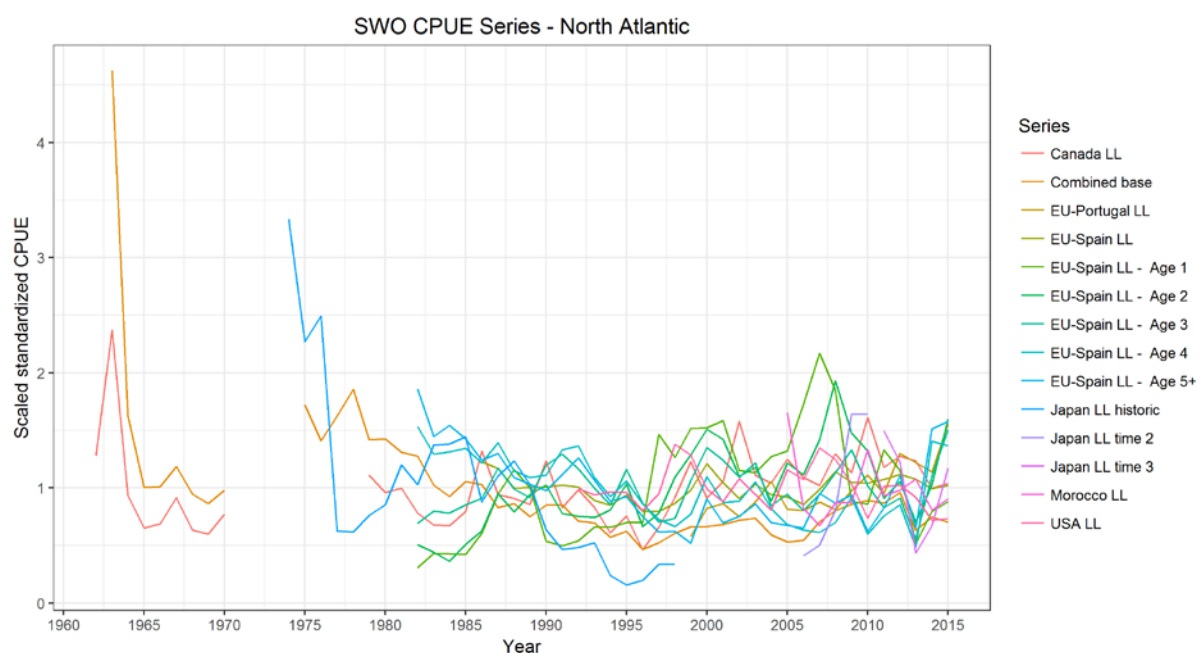


Figure 5. Standardized swordfish CPUE indices selected to be considered in the North Atlantic stock assessment.

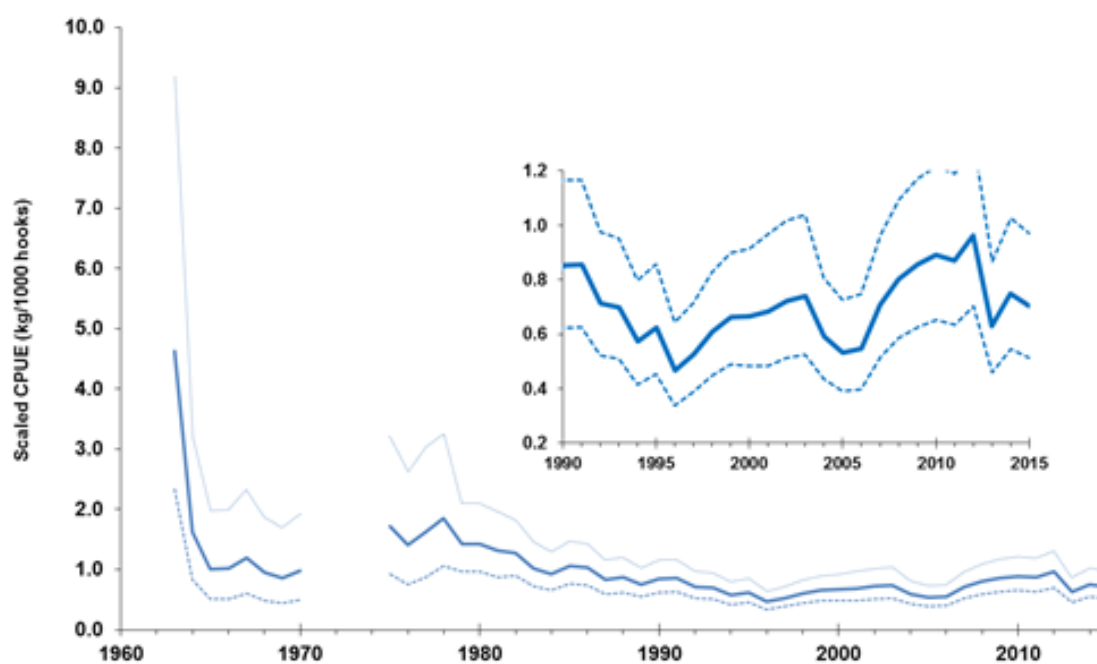


Figure 6. Standardized swordfish CPUE combined biomass index for North Atlantic and 95% confidence intervals, used in the production models. The inset plot shows the index trend since 1990.

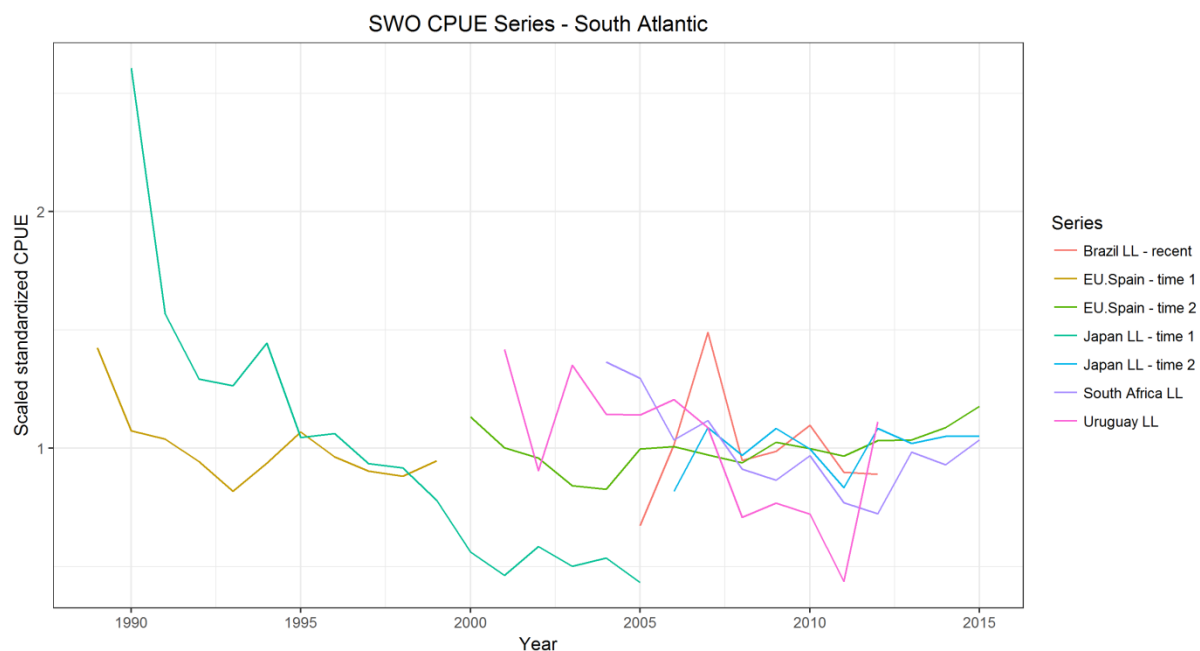


Figure 7. Standardized swordfish CPUE indices selected to be considered in the South Atlantic stock assessment.

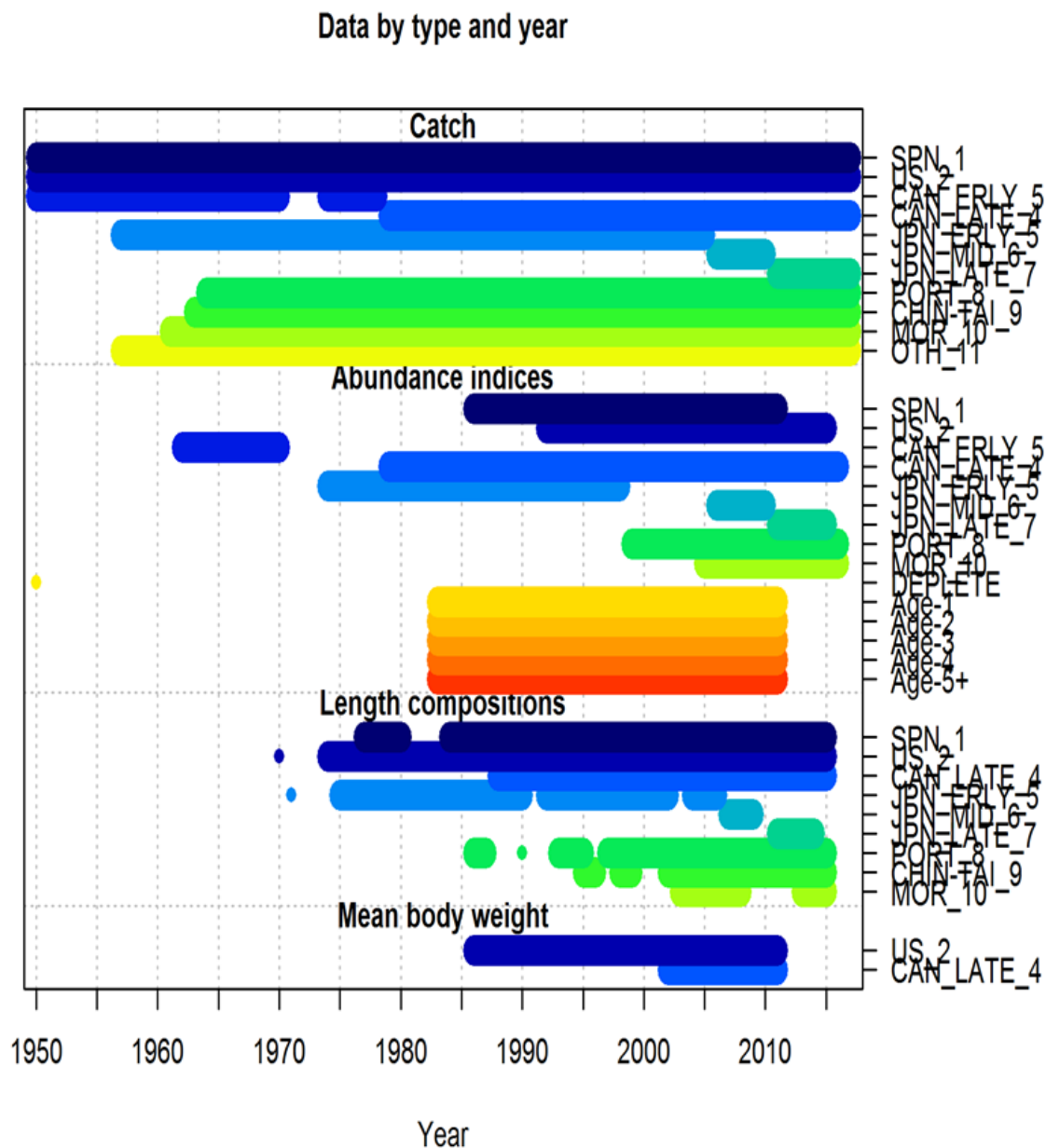


Figure 8. Data by type and year used in assessment using SS.

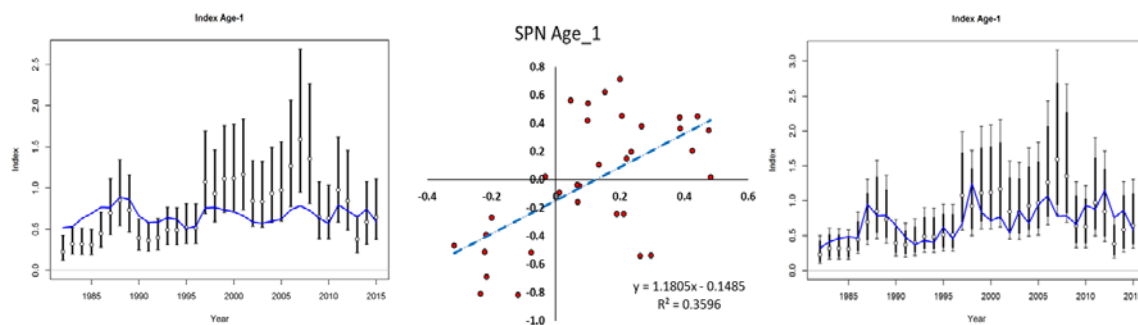


Figure 9. Spanish CPUE without (left panel) AMO modification; regression of residuals (middle panel); fit to CPUE with the AMO (right panel).

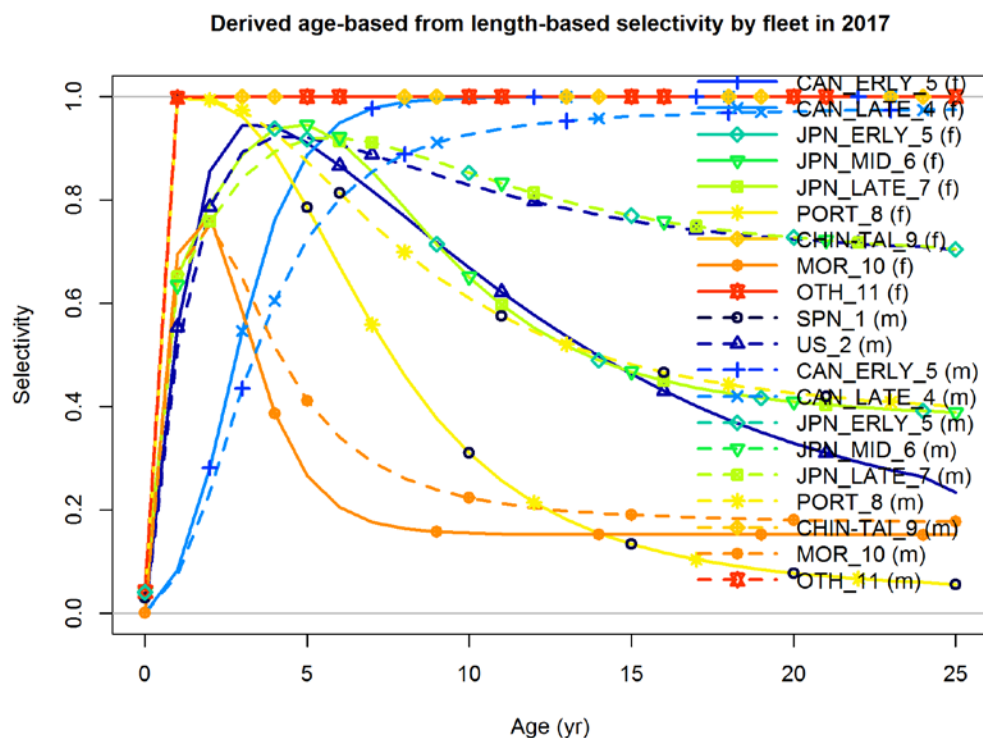


Figure 10. Derived age-based from length based selectivity by fleet for 2017.

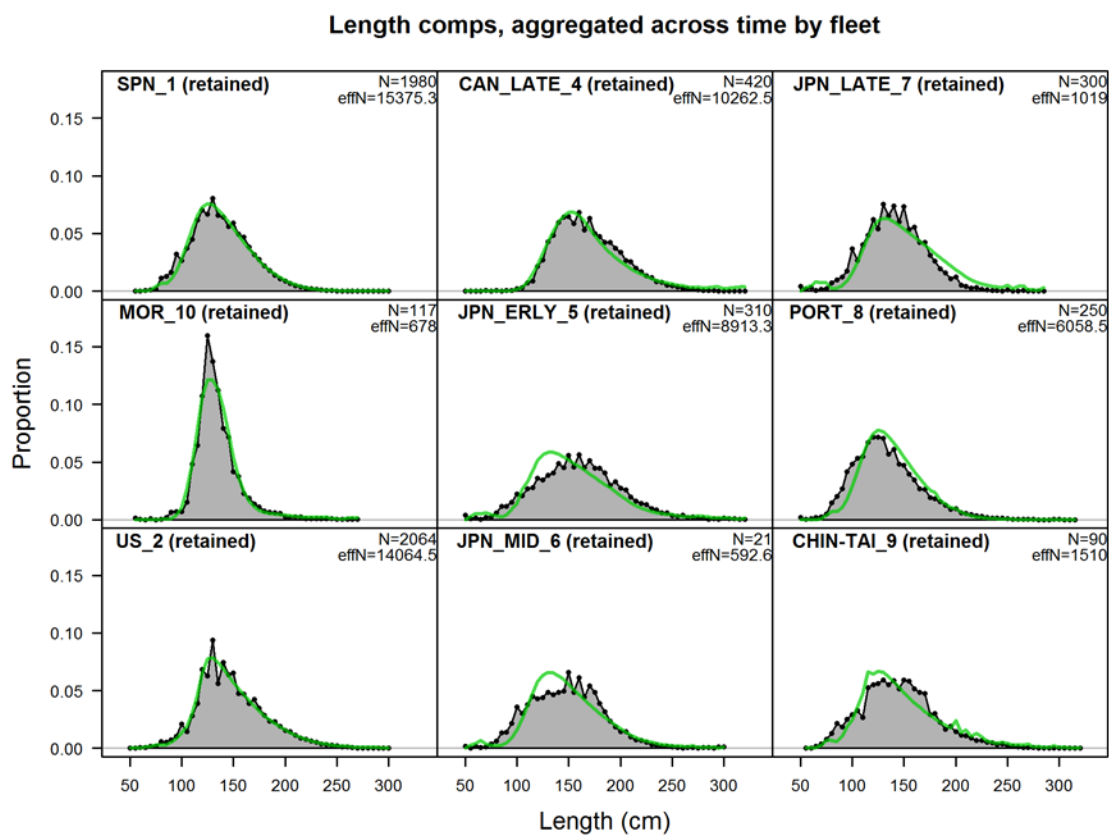


Figure 11. Fit to length compositional data by fleet for all years combined.

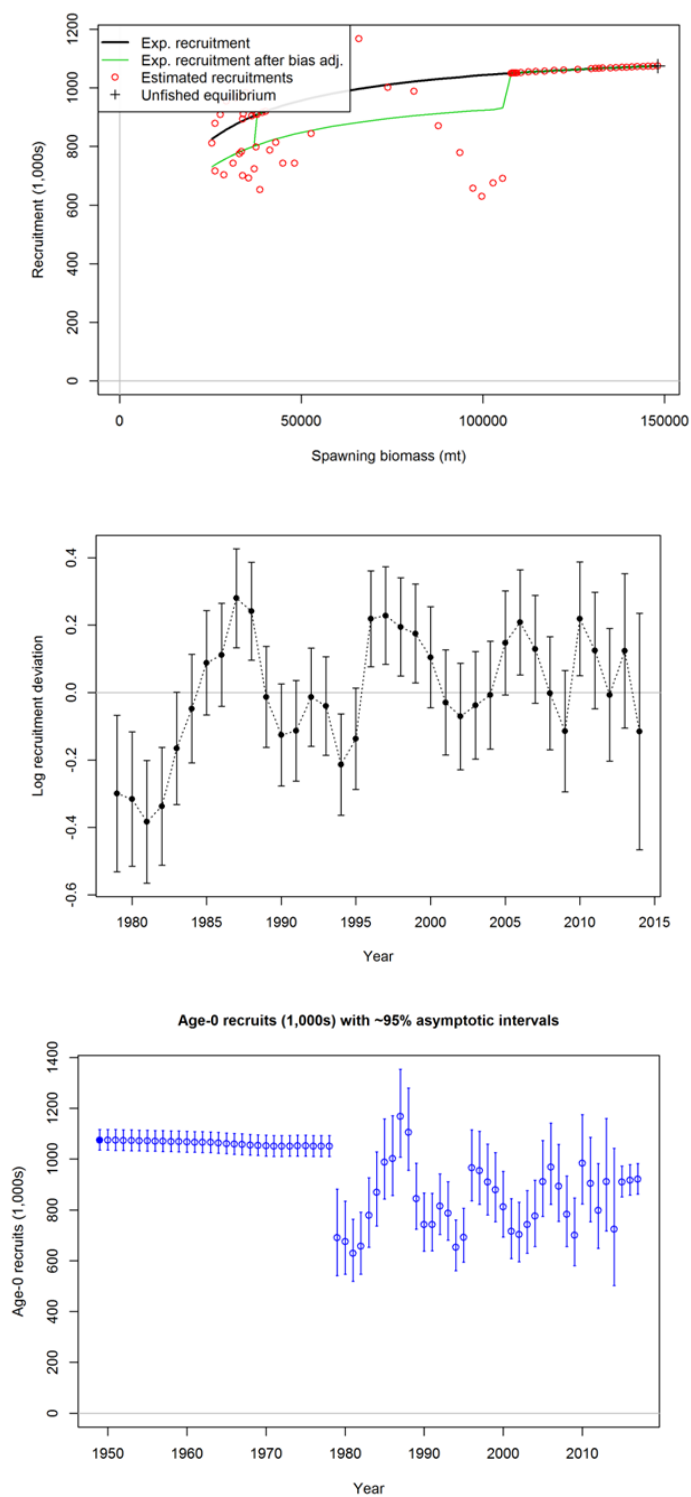


Figure 12. Stock-recruitment function with fixed steepness (0.80) (top); estimated recruitment deviations (middle); estimated trend in recruitment with approximate 95% confidence intervals (bottom).

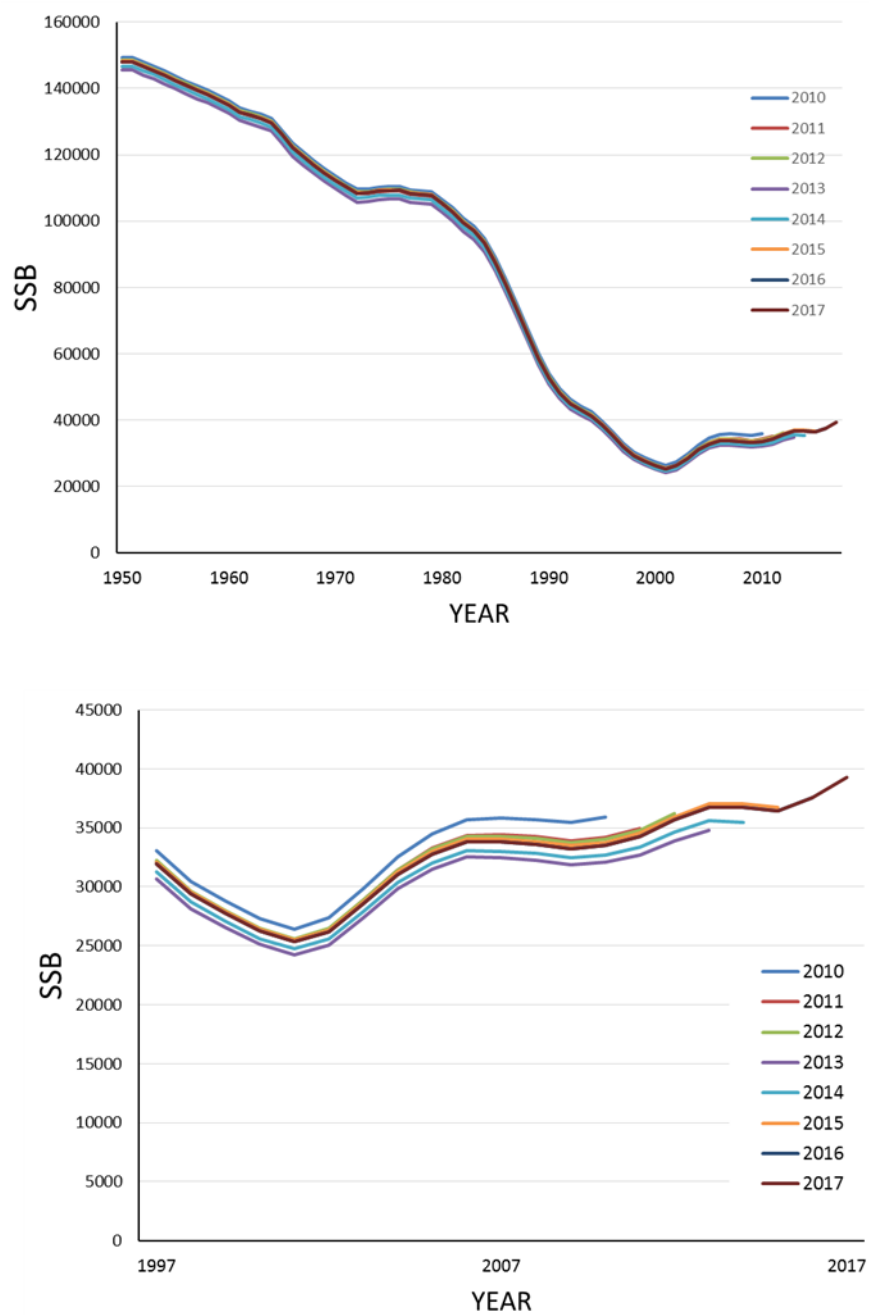


Figure 13. Results of retrospective analysis 1950-2017 (top) and for 1997-2017 (bottom).

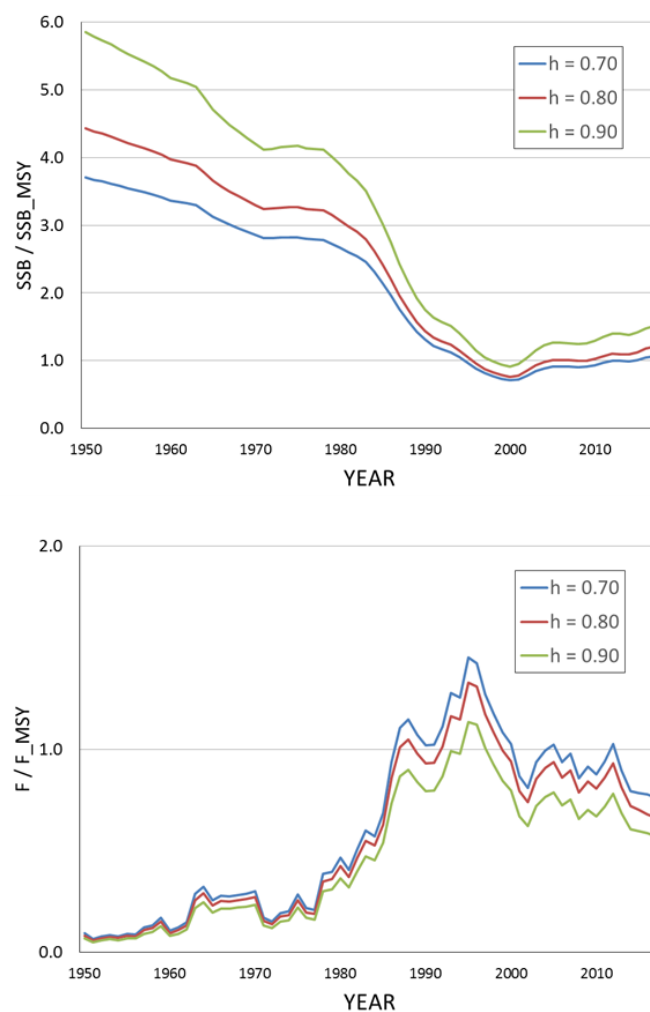


Figure 14. Trend in SSB/SSB_{MSY} (top) and F/F_{MSY} (bottom) for the three values of steepness examined.

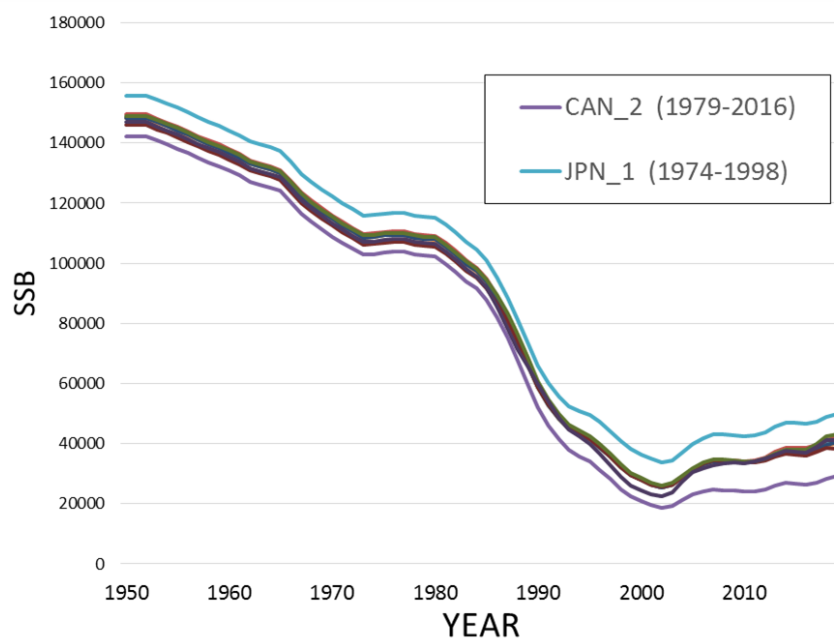


Figure 15. Trends in SSB when excluding one CPUE index at a time.

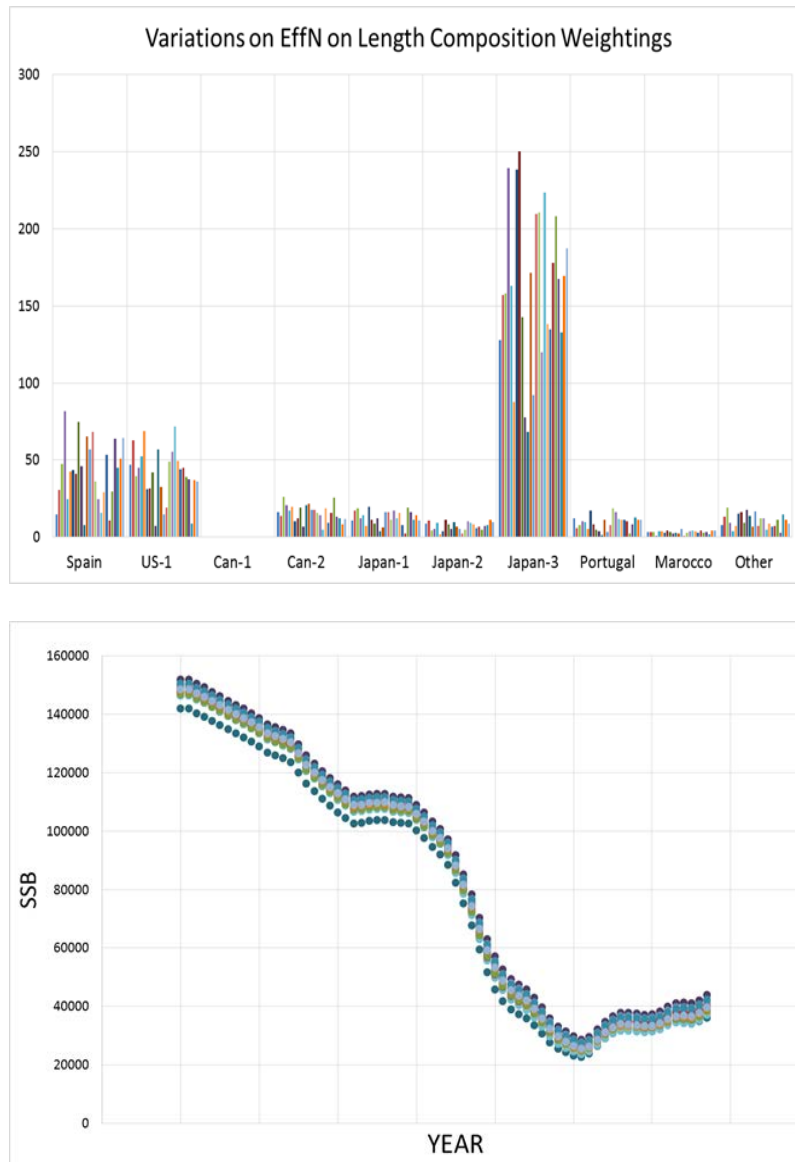


Figure 16. Assigned variations in effective sample size of length compositional data (top) and results trends in SSB (bottom).

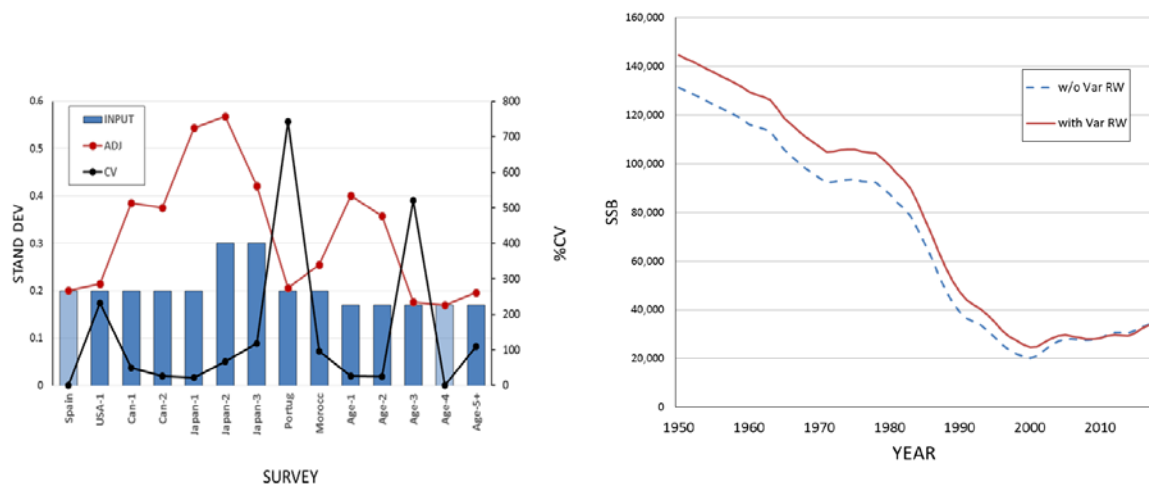


Figure 17. Input, adjusted, and CV for variance reweighting of CPUE time series (left) and trend in SSB (right) with (red solid) and without (blue dashed) adjustments.

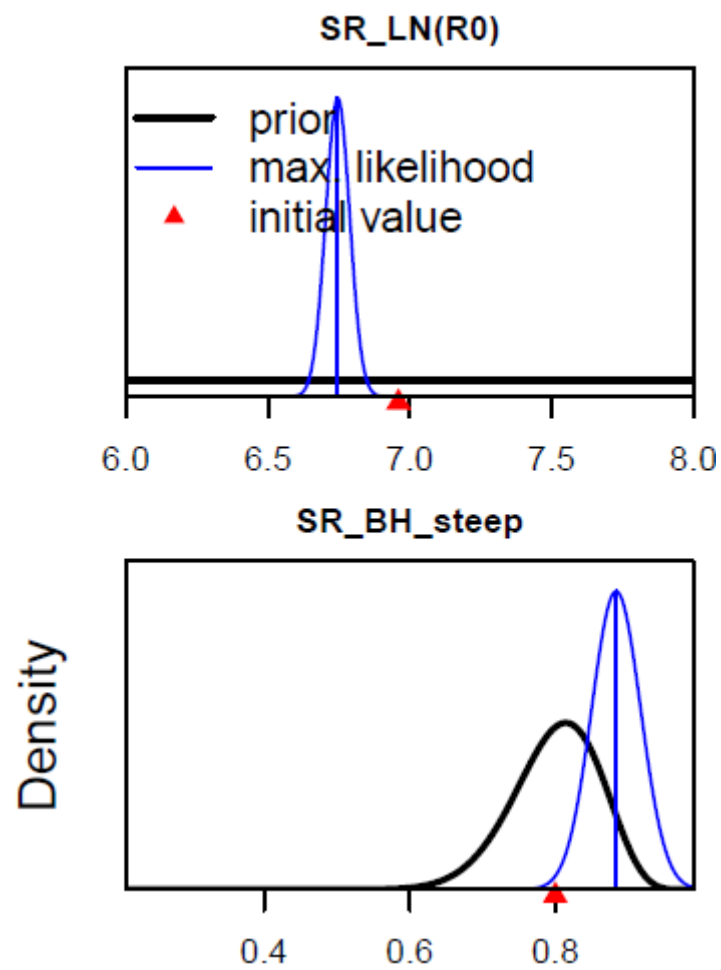


Figure 18. Prior, maximum likelihood and starting parameter values for maximum recruitment (top) and steepness (bottom).

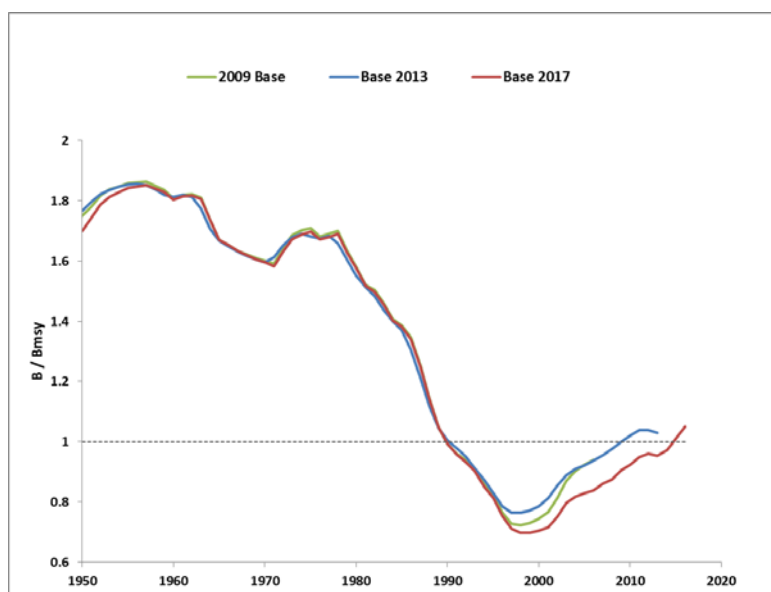


Figure 19. Comparison of B/B_{MSY} trends for the 2009, 2013 and 2017 North Atlantic swordfish stock assessments ASPIC base models.

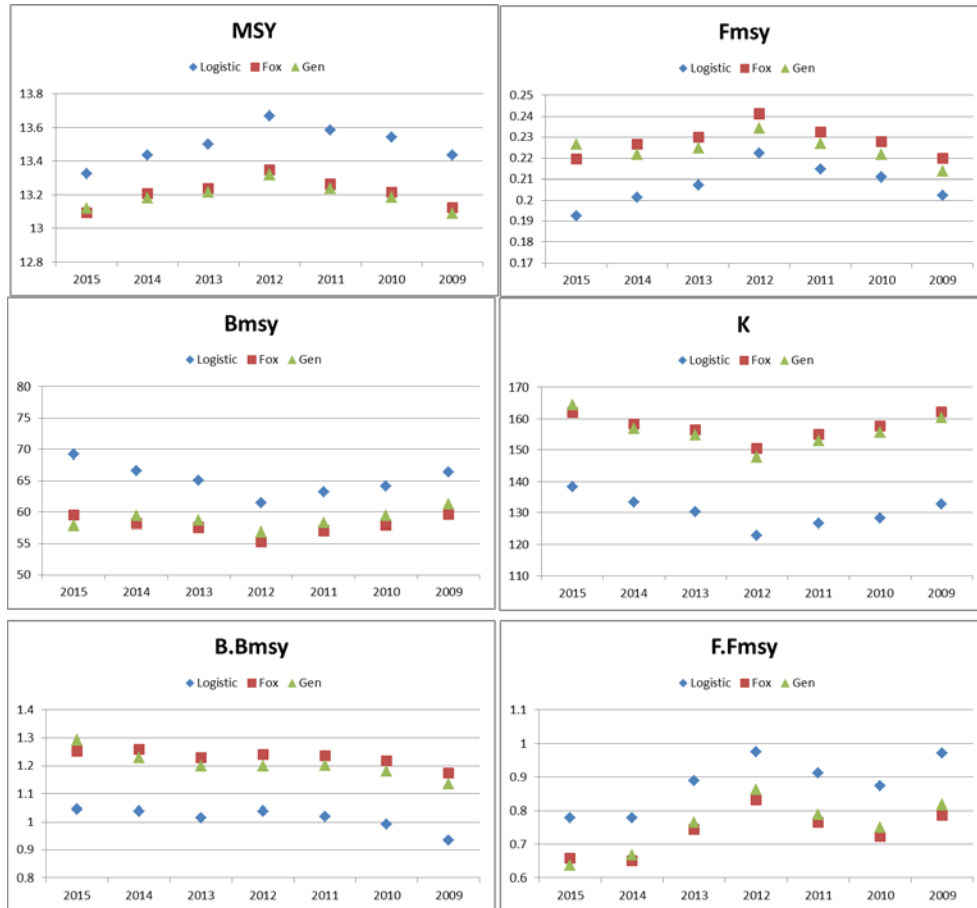


Figure 20. Retrospective estimates of SPM (ASPIC 7) parameters for the Catch (1963-2015) and CPUE (Combined biomass index N-SWO) assuming three surplus production functions: Logistics (Schaefer), Fox and Generalized (Pella Tomlinson). The x-axis indicates the last year of the catch CPUE data.

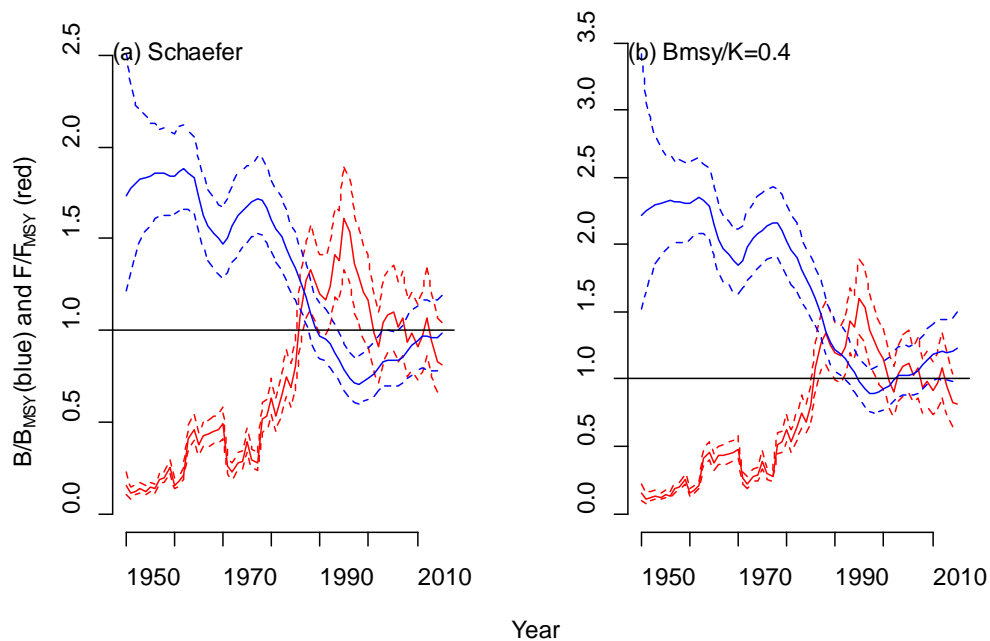


Figure 21. Biomass and fishing mortality rate relative to MSY levels, from BSP2 for North Atlantic swordfish for (a) the base case model and (b) a model that was the same except that B_{MSY}/K was equal to 0.4.

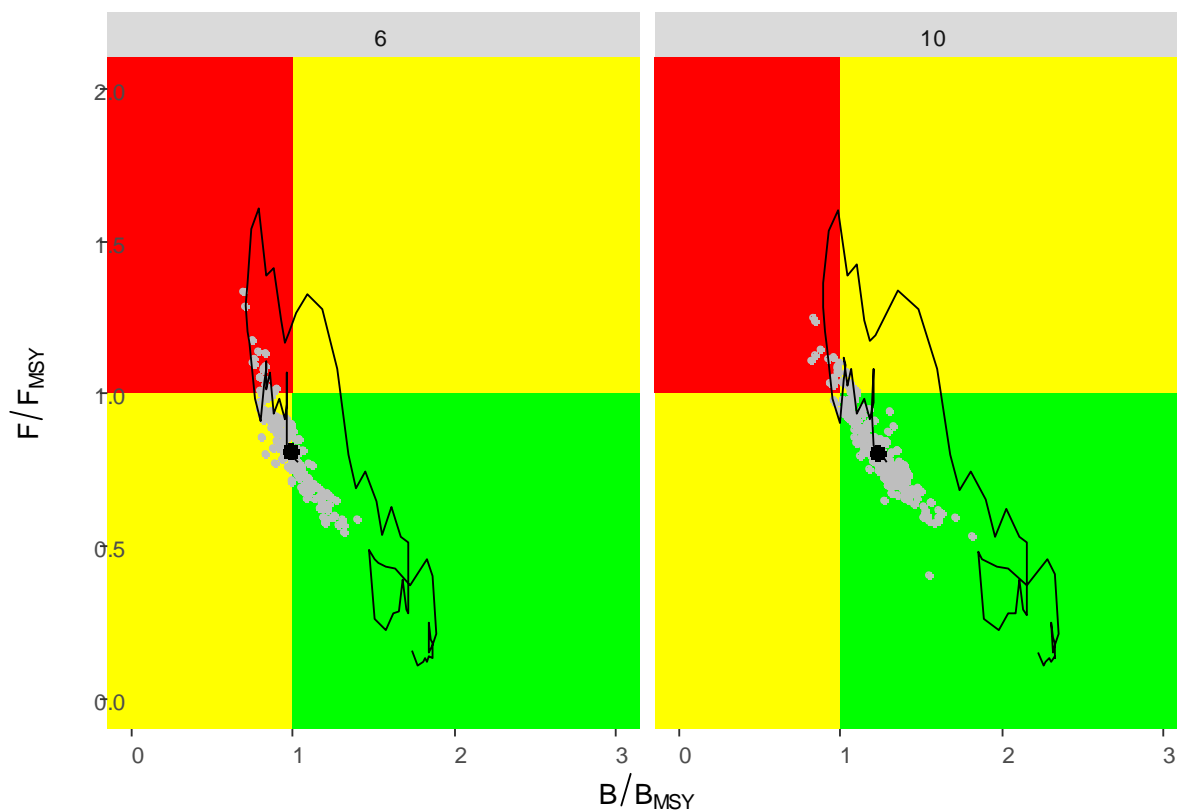


Figure 22. Kobe plots for North Atlantic swordfish (6) the base case and (10) a model that was the same except that B_{MSY}/K was equal to 0.4.

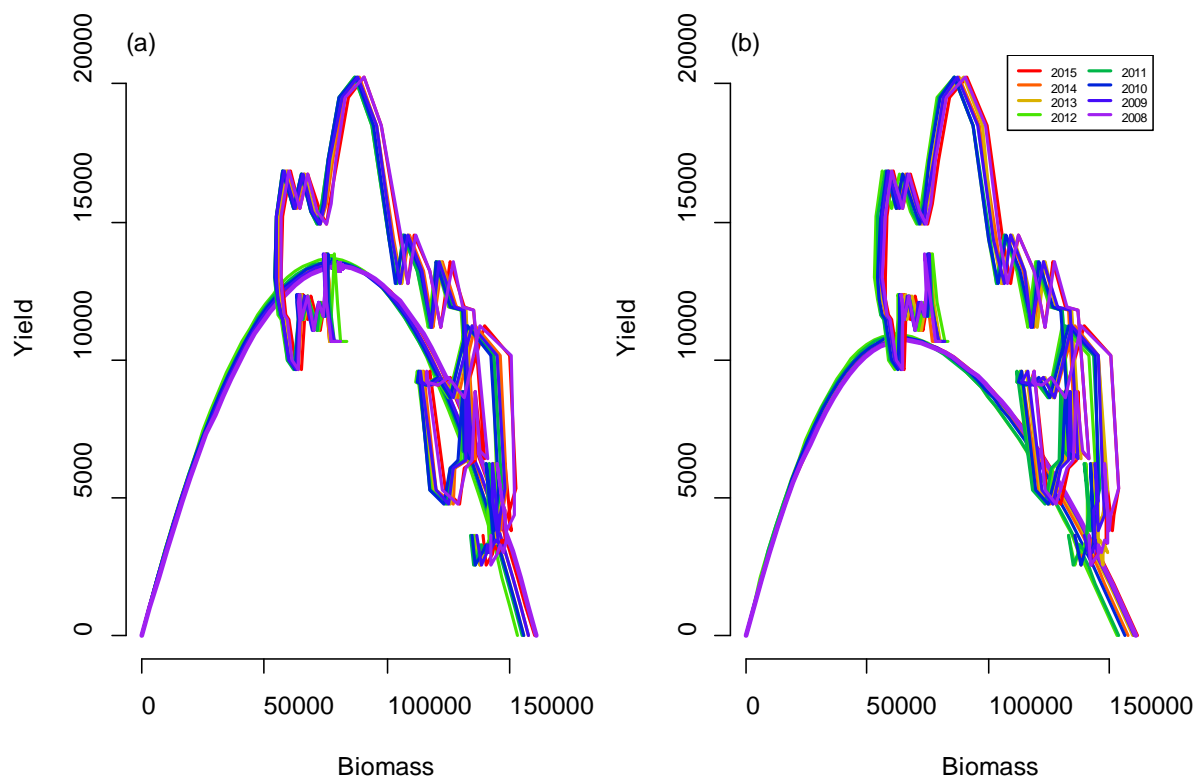


Figure 23. Retrospective analysis of yield and biomass for (a) the base case North Atlantic BSP2 model, and (b) the generalized model, showing median production curves and catch plotted against median biomass in each year. Colors indicate the last year of CPUE data used in the fitting.

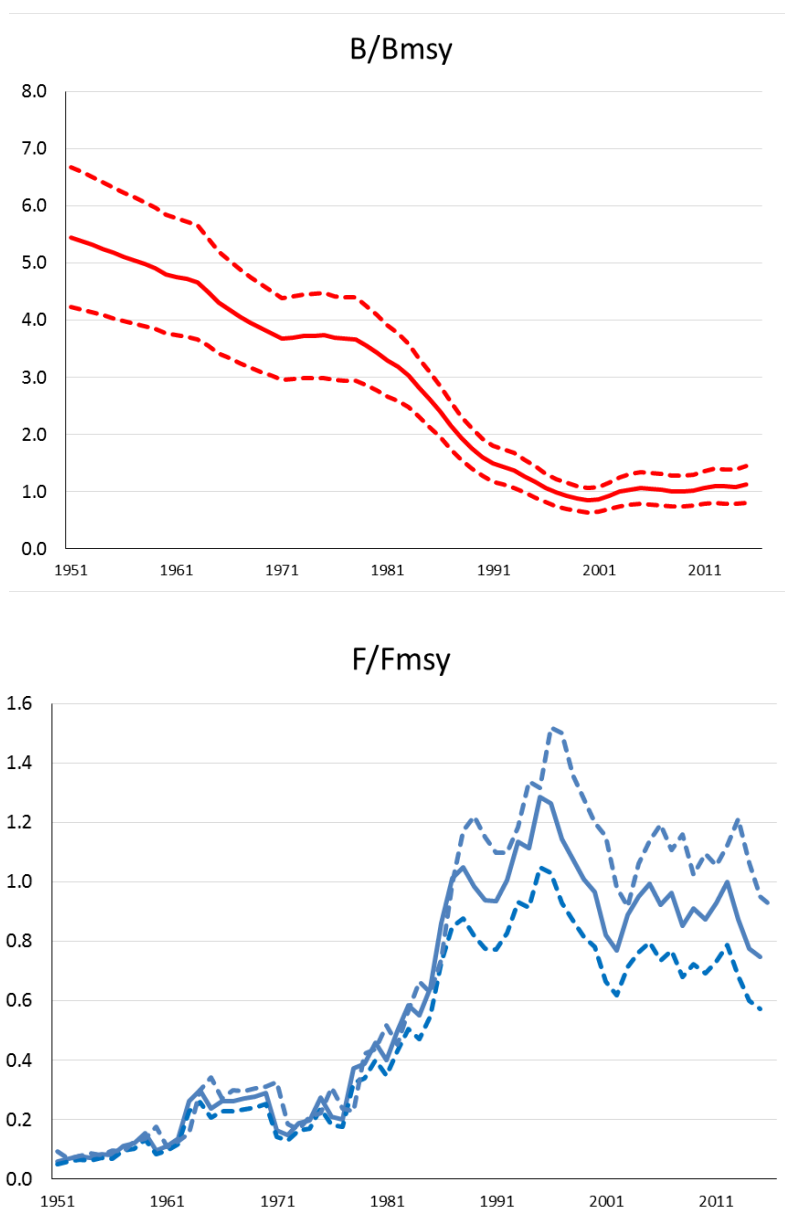


Figure 24. The estimates of B/B_{MSY} and F/F_{MSY} for North Atlantic swordfish from the SS model.

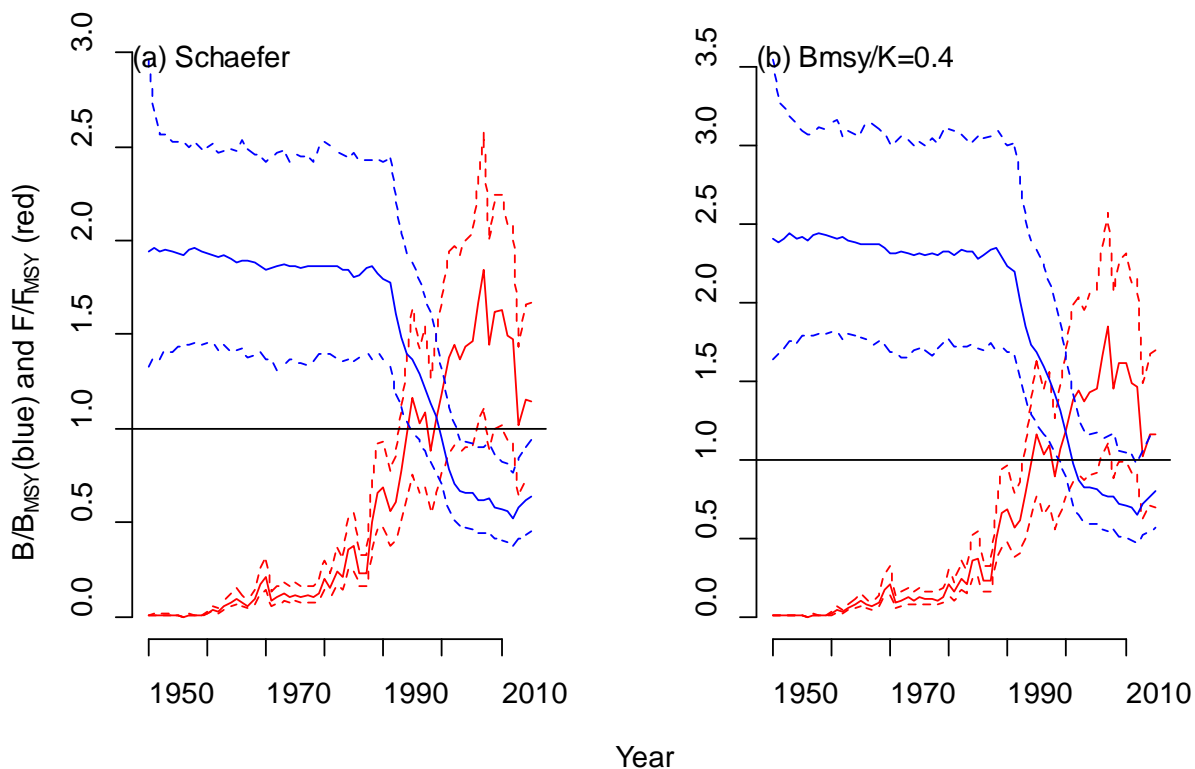


Figure 25. Biomass and fishing mortality rate relative to MSY levels, from BSP2 for South Atlantic swordfish for (a) the base case model and (b) a model that was the same except that B_{MSY}/K was equal to 0.4.

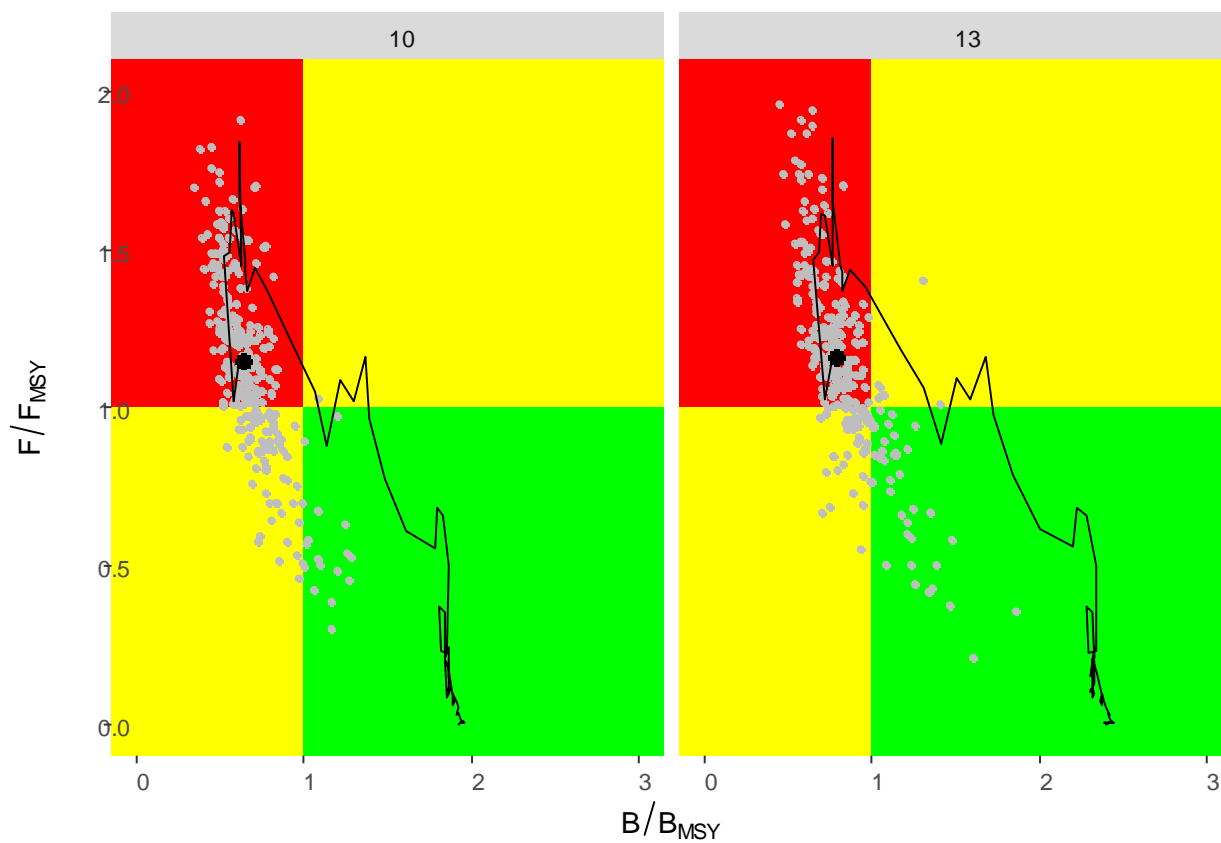


Figure 26. Kobe plots from BSP2 for South Atlantic swordfish for (10) the base case, and (13) a model that was the same except that B_{MSY}/K was equal to 0.4.

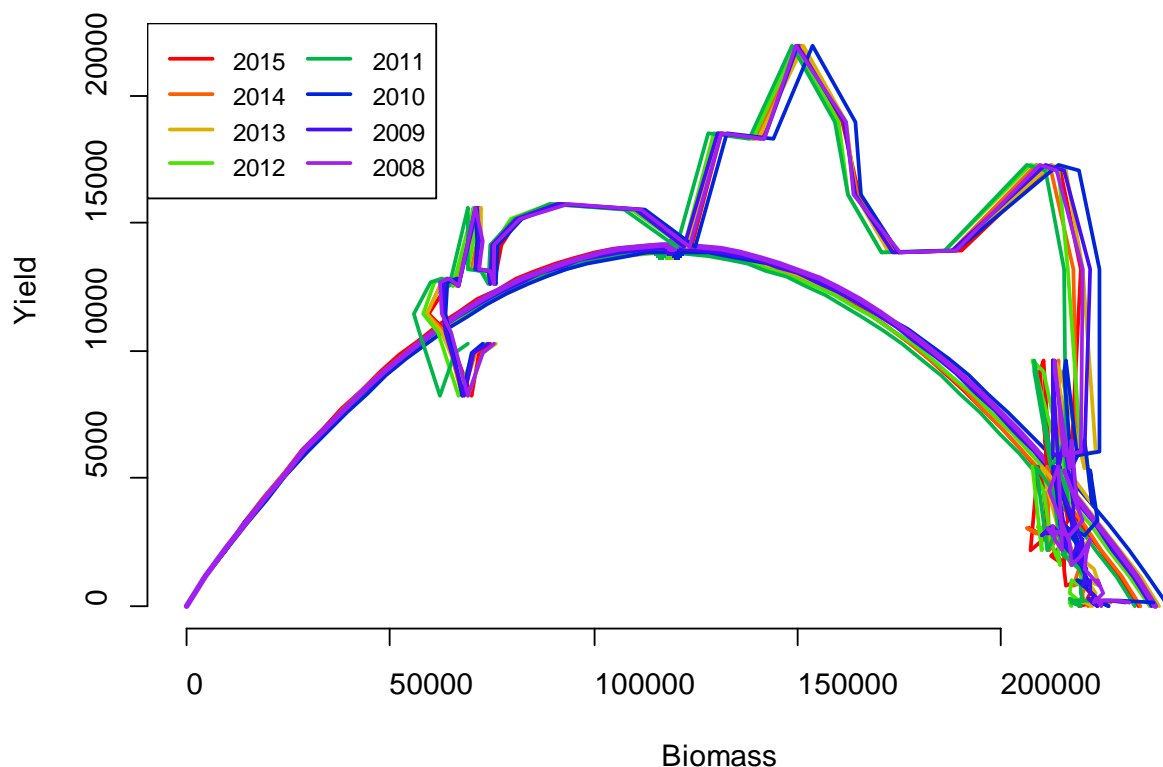


Figure 27. Retrospective plot for BSP2 South Atlantic swordfish Schaefer model, showing median production curves and catch plotted against median biomass in each year. Colors indicate the last year of CPUE data used in the fitting.

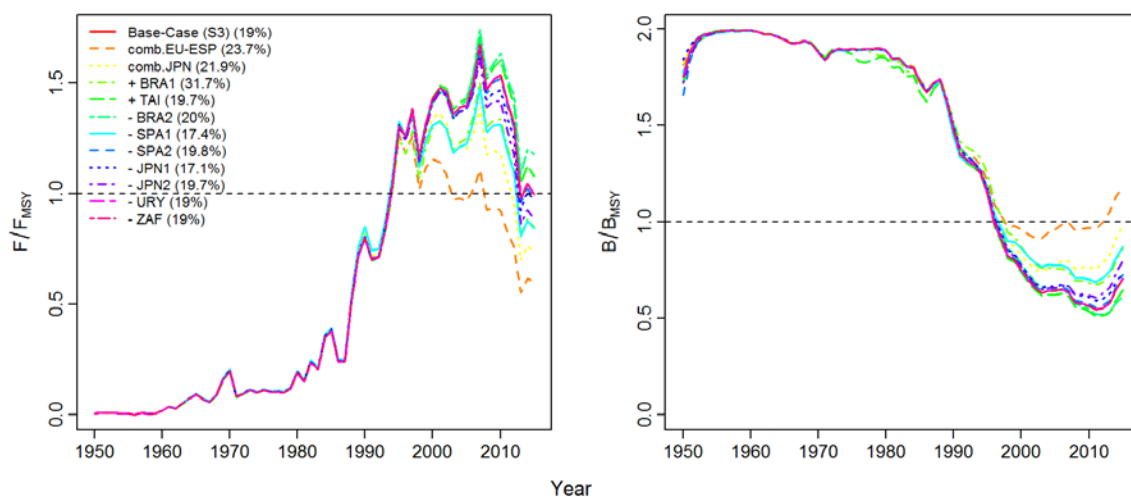


Figure 28. Sensitivity runs for JABBA for F/F_{MSY} and B/B_{MSY} (described in **Table 8** of this report) with respect to the Schaefer base-case Scenario adopted for the South Atlantic swordfish base-case scenario. % indicate RMSE of the fits.

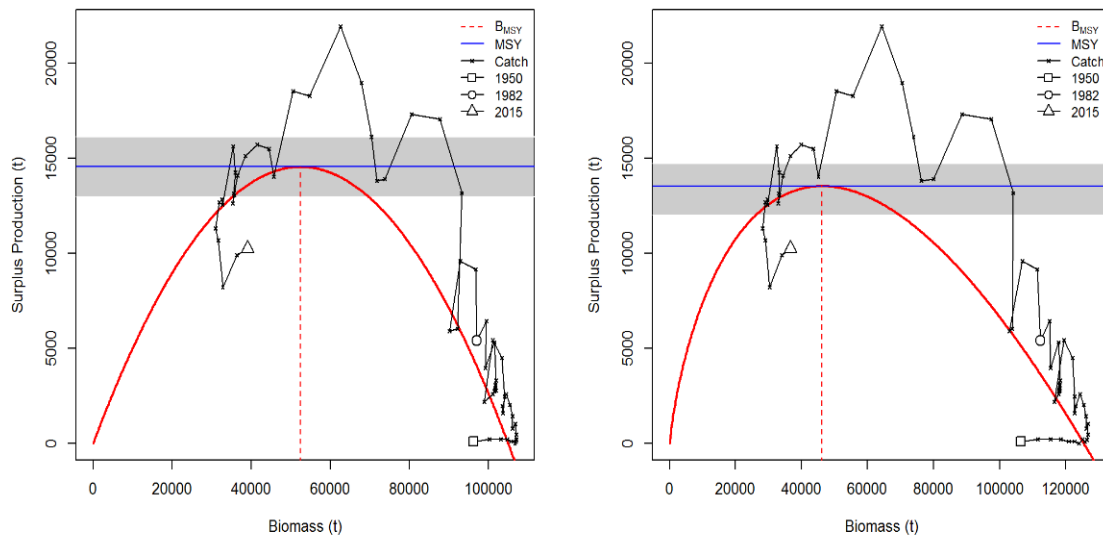


Figure 29. Estimated surplus production curves and catch trajectories as a function of biomass shown for the Schaefer* (left) and Fox (right) models over the period 1950-2015 for the South Atlantic swordfish JABBA stock assessment base-case scenario. MSY estimates are illustrated with 95% C.I.s (grey shaded area). *Schaefer formulation is used as final base-case model.

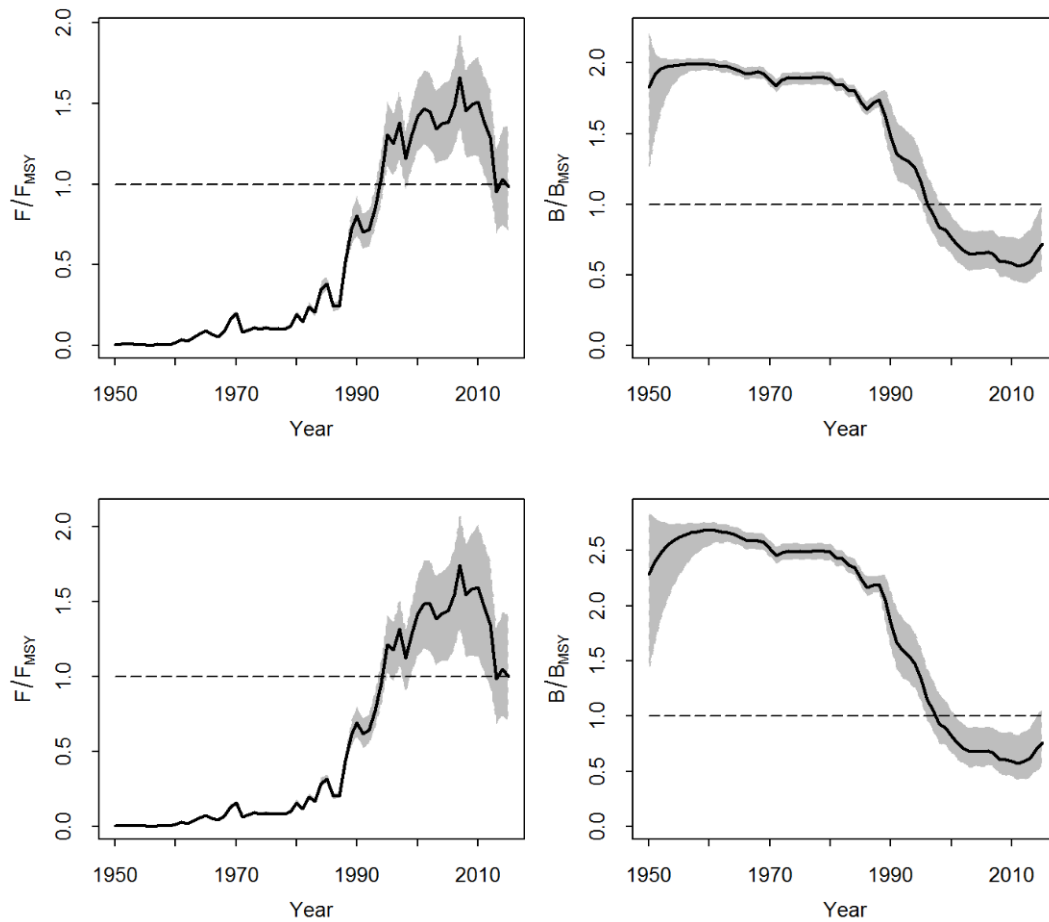


Figure 30. Trends of F/F_{MSY} and B/B_{MSY} for the period 1950-2015 for the South Atlantic swordfish stock assessment base-case scenario using the Schaefer* (top panel) and Fox (bottom panel) JABBA models. *Schaefer formulation is used as final base-case model. Grey shading indicates 95% credibility intervals.

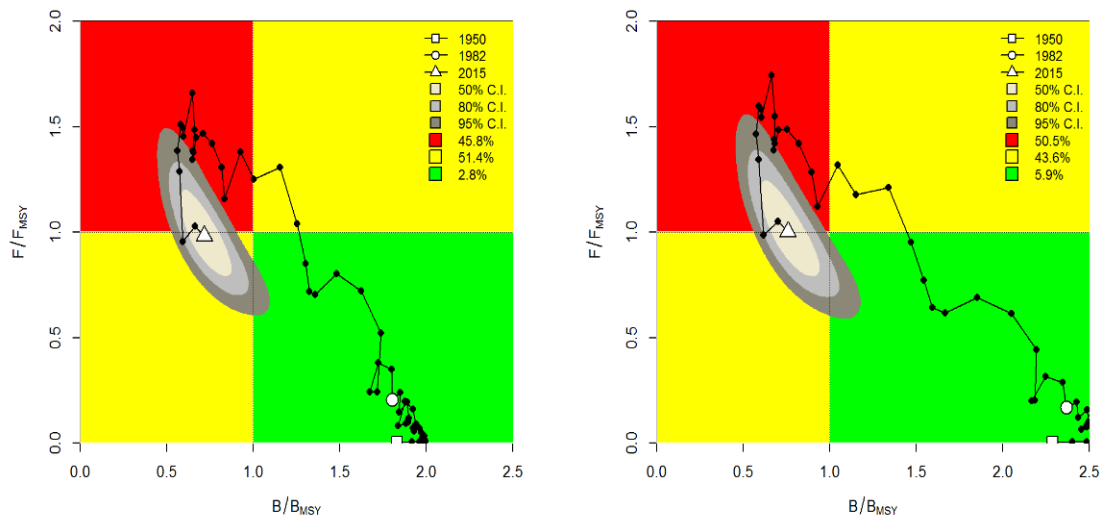


Figure 31. Kobe plots for the JABBA Schaefer* (left) and Fox (right) models, showing the estimated trajectories (1950-2015) of B/B_{MSY} and F/F_{MSY} for the base-case scenario for the South Atlantic swordfish stock assessment. Different grey shaded areas denote the 50%, 80% and 95% credibility interval for the final assessment years. *Schaefer formulation is used as final base-case model. The proportion of points falling within each quadrant is indicated in the figure legend.

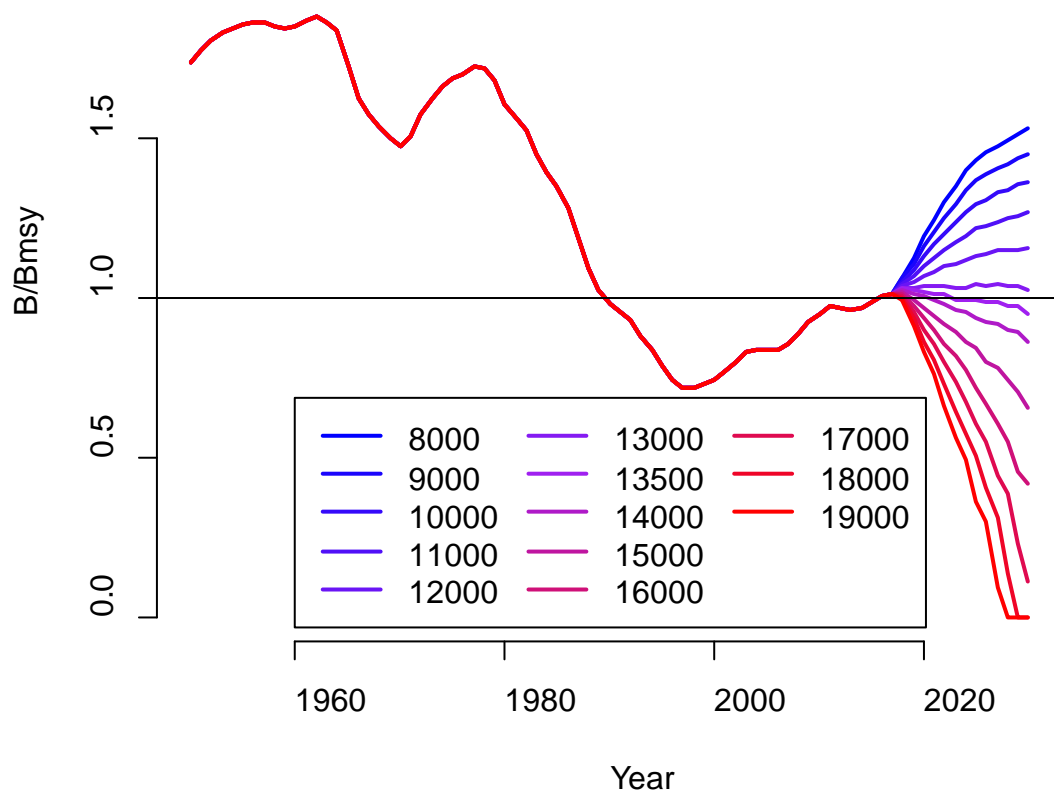


Figure 32. Projections for B/B_{MSY} of North Atlantic swordfish base case, which is the BSP2 Schaefer model, for various levels of future catch.

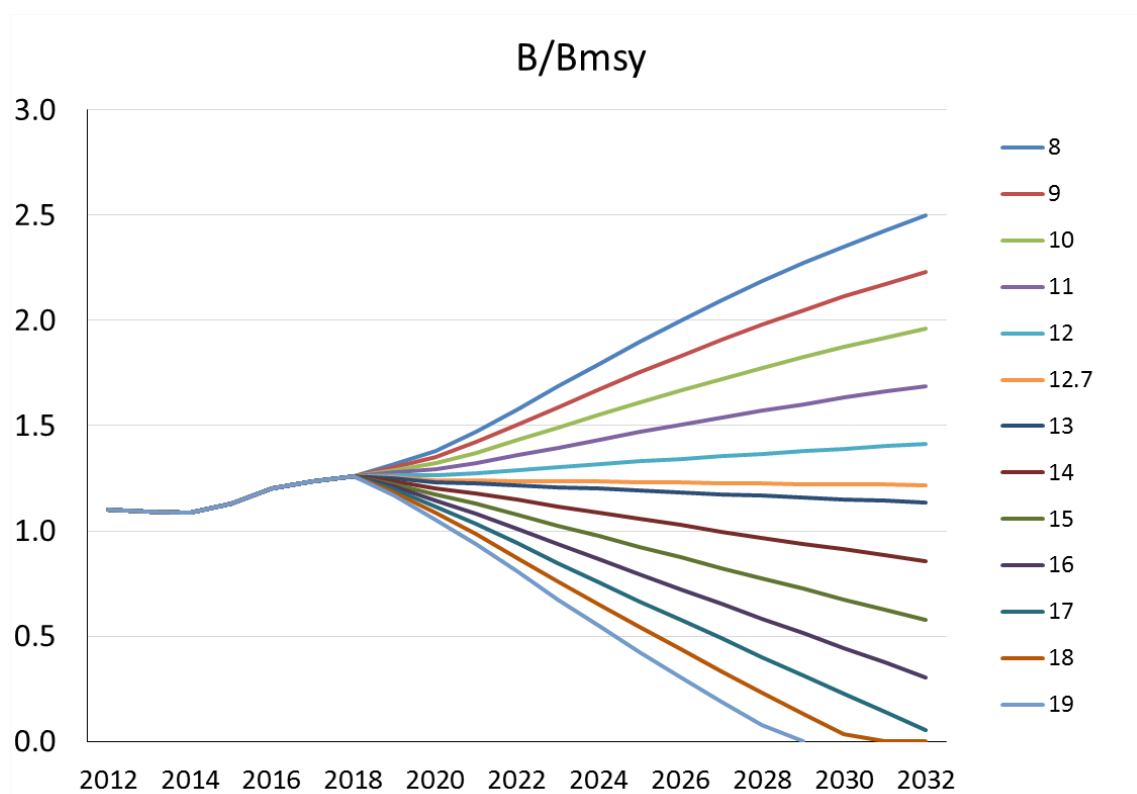


Figure 33. Projections for B/B_{MSY} of North Atlantic swordfish from the SS model for various levels of future catch.

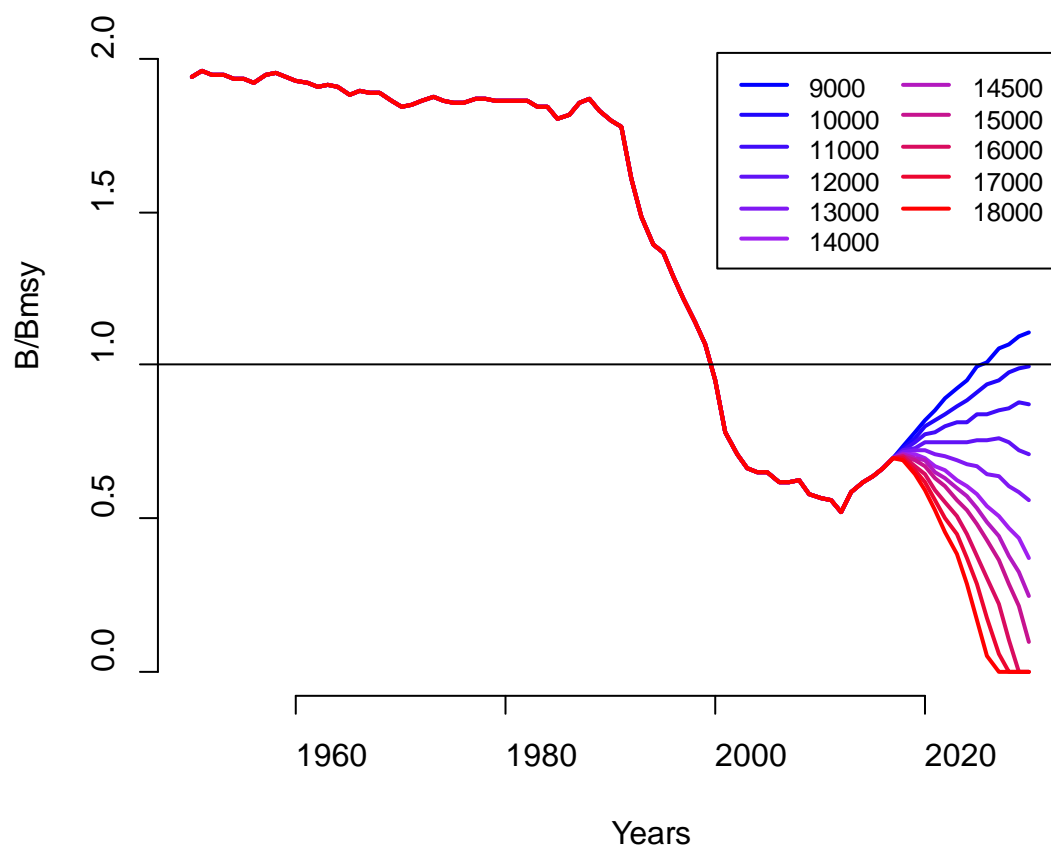


Figure 34. Projections for B/B_{MSY} of South Atlantic swordfish BSP2 Schaefer model, for various levels of future catch.

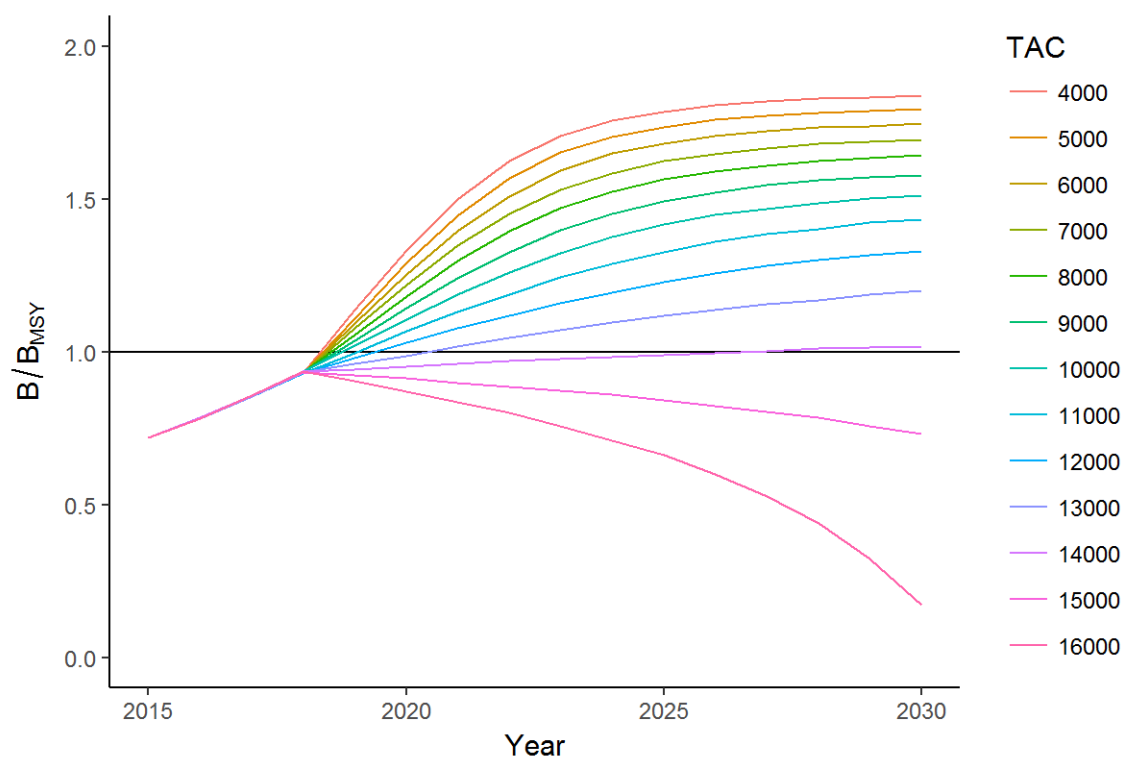


Figure 35. Projections based on the Schaefer model base case for South Atlantic swordfish for various levels of future catch. The initial catch for the years 2016-2017 was set to the 2016 preliminary total catch reports of 10,056 t. The dashed line denotes B_{MSY} .

Agenda

1. Opening, adoption of Agenda and meeting arrangements
2. Summary of available data submitted by the assessment data deadline (30 April, 2017)
 - 2.1 Catches
 - 2.2 Biology
 - 2.3 Length compositions
 - 2.4 Other relevant data
3. Catch data, including catch at size and fisheries trends
4. Relative abundance indices: overview of indexes to be used - provided CPUE index by the data deadline (30 April, 2017)
 - 4.1 Relative abundance indices – North
 - 4.2 Relative abundance indices – South
5. Methods and other data relevant to the assessment
 - 5.1 Methods – North
 - 5.2 Methods – South
6. Stock status results
 - 6.1 Stock status – North
 - 6.2 Stock status – South
7. Projections
 - 7.1 Projections – North
 - 7.2 Projections – South
8. Limit reference points
9. Recommendations
 - 9.1 Research and Statistics
 - 9.2 Management
10. Other matters
11. Adoption of the report and closure

List of Participants

CONTRACTING PARTIES

BRAZIL

Andrade, Humber

UFRPE/DEPAq, Laboratório de Modelagem Estatística Aplicada (MOE), Rua Dom Manuel de Medeiros, s/n, Dois Irmaos, 52171.900 Recife-PE

Tel: + 55 81 3320 6530, Fax: + 55 81 3320 6501, E-Mail: humber.andrade@gmail.com

CANADA

Hanke, Alexander

Scientific, St. Andrews Biological Station/ Biological Station, Fisheries and Oceans Canada, 531 Brandy Cove Road, St. Andrews New Brunswick E5B 2L9

Tel: +1 506 529 5912, Fax: +1 506 529 5862, E-Mail: alex.hanke@dfo-mpo.gc.ca

Melvin, Gary

Biological Station - Fisheries and Oceans Canada, Department of Fisheries and Oceans, 531 Brandy Cove Road, St. Andrews, New Brunswick E5B 2L9

Tel: +1 506 529 5874, Fax: +1 506 529 5862, E-Mail: gary.melvin@dfo-mpo.gc.ca

CÔTE D'IVOIRE

Bahou, Laurent

Chercheur Hydrobiologiste, Centre de Recherches Océanologiques de Côte d'Ivoire, 29 Rue des pêcheurs, Treinchville, BP V 18 Abidjan 01

Tel: +225 084 02024, Fax: +225 213 51155, E-Mail: lbahoucrothon@yahoo.fr

EUROPEAN UNION

Coelho, Rui

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

Tel: +351 289 700 504, E-Mail: rpcoelho@ipma.pt

Fernández Costa, Jose Ramón

Ministerio de Economía y Competitividad, Instituto Español de Oceanografía - C. Costero de A Coruña, Paseo Marítimo Alcalde Francisco Vázquez, 10 - P.O. Box 130, 15001 A Coruña, Spain

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

Ortiz de Urbina, José María

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

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

Rosa, Daniela

IPMA - Portuguese Institute for the Ocean and Atmosphere, Av. 5 de Outubro s/n, 8700-305 Olhao, Portugal

Tel: +351 289 700 500, E-Mail: daniela.rosa@ipma.pt

JAPAN

Satoh, Keisuke

Tuna Fisheries Resources Group, Tuna and Skipjack Resources Division, National Research Institute of Far Seas Fisheries, Japan Fisheries Research and Education Agency, 5-7-1, Chome Orido, Shizuoka-Shi Shimizu-Ku 424-8633

Tel: +81 54 336 6044, Fax: +81 54 335 9642, E-Mail: kstu21@fra.affrc.go.jp

MOROCCO

Abdellah, Ikkiss

Centre régional de l'Institut national de Recherche Halieutique, Dakhda

Tel: +212 662 276 541, E-Mail: ikkiss.abdel@gmail.com

Zahraoui, Mohamed

Ingénieur en Chef à la Division de la Protection des Ressources Halieutiques, Ministère de l'Agriculture et de la Pêche Maritime, Service de l'Application de la Réglementation et de la Police Administrative, Nouveau Quartier Administratif, BP 476, Haut Agdal, Rabat

Tel: +212 666 155999, Fax: +212 537 688 134, E-Mail: zahraoui@mpm.gov.ma; zahraouiay@gmail.com

NAMIBIA

Kathena, Johannes Nduvudi

Senior Fisheries Biologist, Ministry of Fisheries and Marine Resources - NatMIRC, Strand Street, Box 912, Swakopmund
Tel: +264 64 410 1000, Fax: +264 64 404 385, E-Mail: John.Kathena@mfmr.gov.na

SOUTH AFRICA

Parker, Denham

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

Winker, Henning

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

UNITED STATES

Babcock, Elizabeth

Rosenstiel School of Marine and Atmospheric Science, University of Miami, 4600 Rickenbacker Causeway, Miami Florida 33133
Tel: +1 305 421 4852, Fax: +1 305 421 4600, E-Mail: ebabcock@rsmas.miami.edu

Brown, Craig A.

Chief, Highly Migratory Species Branch, Sustainable Fisheries Division, NOAA Fisheries Southeast Fisheries Science Center, 75 Virginia Beach Drive, Miami Florida 33149
Tel: +1 305 586 6589, Fax: +1 305 361 4562, E-Mail: craig.brown@noaa.gov

Díaz, Guillermo

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

Schirripa, Michael

NOAA Fisheries, Southeast Fisheries Science Center, 75 Virginia Beach Drive, Miami Florida 33149
Tel: +1 305 361 4568, Fax: +1 305 361 4562, E-Mail: michael.schirripa@noaa.gov

URUGUAY

Forselledo, Rodrigo

Dirección Nacional de Recursos Acuáticos - DINARA, Laboratorio de Recursos Pelágicos, Constituyente 1497, 11200 Montevideo
Tel: +598 2400 46 89, Fax: +598 2401 32 16, E-Mail: rforselledo@gmail.com

VENEZUELA

Arocha, Freddy

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

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

CHINESE TAIPEI

Su, Nan-Jay

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

OBSERVERS FROM NON-GOVERNMENTAL ORGANIZATIONS

MARINE STEWARDSHIP COUNCIL - MSC

Gascoigne, Joanna (Jo)

MSC, Gwernfor, Spring Hill, Dinas Cross, Newport SA42 0XA, United Kingdom
Tel: +44 749 646 8968, E-Mail: jo.gascoigne@cantab.net

SCRS CHAIRMAN

Die, David

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

ICCAT Secretariat/ Secrétariat de l'ICCAT/ Secretaría de ICCAT

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

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

Neves dos Santos, Miguel

De Bruyn, Paul

Kell, Laurence

Ortiz, Mauricio

Appendix 3

List of Papers and Presentations

Reference	Title	Authors
SCRS/2017/102	North Atlantic swordfish biomass dynamic stock assessment revisited	Kell, L.T.
SCRS/2017/105	Updated standardized catch rates for the North Atlantic stock of swordfish (<i>Xiphias gladius</i>) from the Spanish surface longline fleet for the period 1986-2015	García-Cortés B., Ramos-Cartelle A., Fernández-Costa J. and Mejuto J.
SCRS/2017/106	Updated standardized catch rates for South Atlantic stock of swordfish (<i>Xiphias gladius</i>) from the Spanish longline fleet for the period 1989-201	Ramos-Cartelle A., García-Cortés B., Fernández-Costa J. and Mejuto J.
SCRS/2017/107	Standardized catch rates in number of fish by age for the North Atlantic swordfish (<i>Xiphias gladius</i>) inferred from the Spanish longline fleet for the period 1982-2015	Mejuto J., García-Cortés B., Ramos-Cartelle A. and Fernández-Costa J.
SCRS/2017/127	Model validation using prediction residuals	Kell L.T.
SCRS/2017/133	Creating a Species Distribution Model for Swordfish: Evaluations of Initial Habitat Variables	Goodyear C.P., Schirripa M. and Forrestal F.
SCRS/2017/134	Size distributions of Swordfish (<i>Xiphias gladius</i>) in the Caribbean Sea and adjacent waters of the Western Central Atlantic, from observer data of the Venezuelan longline fisheries	Arocha F., Marciano J.H., Evaristo E. and Gutiérrez X.
SCRS/2017/136	Catch-at-size and age analysis for Atlantic swordfish	Hanke A., Kell L.T. and Coelho R.
SCRS/2017/137	Updated combined biomass index of abundance of North Atlantic Swordfish stock 1963-2016	Ortiz M., Mejuto J., Hanke A., Ijima H., Walter J., Coelho R. and Ikkiss A.
SCRS/2017/138	Standardization of the Catch Per Unit of Effort for Swordfish (<i>Xiphias gladius</i>) for the South African longline fishery	Parker D., Winker H., West W. and Kerwath S.E.
SCRS/2017/142	Sexual proportion of swordfish (<i>Xiphias gladius</i>) caught by Brazilian fleet in Southwest Atlantic	Andrade H.A.
SCRS/2017/143	Resiliency for North Atlantic Swordfish using life history parameters	Sharma R. and Arocha F.
SCRS/2017/144	CPUE standardization of swordfish (<i>Xiphias gladius</i>) for the Taiwanese tuna longline fishery in the North Atlantic Ocean for 1968-2015	Su N-J. and Sun C-L.
SCRS/2017/145	Standardizing catch and effort of the Taiwanese distant-water longline fishery in the South Atlantic Ocean swordfish (<i>Xiphias gladius</i>), 1968-2015	Su N-J. and Sun C-L.
SCRS/P/2017/023	A North Atlantic swordfish assessment 2017 using stock synthesis	Schirripa M.
SCRS/P/2017/026	Hooking mortality of swordfish, <i>Xhipias gladius</i> , caught by longliners in the southwestern Atlantic Ocean	Forselledo R., Mas F. and Domingo A.
SCRS/P/2017/027	JABBA: Just Another Bayesian Biomass Assessment for South Atlantic swordfish	Winker H., Carvalho F., Parker D. and Kerwath S.

SCRS Document summaries as provided by the authors

SCRS/2017/102 – North Atlantic swordfish was last assessed in 2013 using a biomass stock assessment model coded in the ASPIC software package. Since then ICCAT has developed a harvest control rule using Management Strategy Evaluation using a Management Procedure based on a biomass dynamic stock assessment package implemented in FLR. In this paper we compare the ASPIC and the R based assessments. We also include a range of diagnostics, including the Jackknife, not previously considered at the last assessment.

SCRS/2017/105 – Log-normal Generalized Linear Models (GLM) were used to update the standardized catch rates (in number of fish and weight) of the Spanish surface longline fleet targeting swordfish during the period 1986-2015. Factors such as area, quarter, gear and bait as well as the fishing strategy - based on the ratio between the two most prevalent species and those most highly valued by skippers - were considered. The base case models explained 51% and 53% of CPUE variability in number and weight, respectively.

SCRS/2017/106 – Updated standardized catch rates in number and in weight were obtained using General Linear Modeling (GLM) procedures from trips carried out by the Spanish surface longline fleet fishing the South Atlantic swordfish stock during the period 1989-2015. The criteria used to define factors were similar to those used in previous papers as were the models applied. The results explained 65% and 71% of CPUE variability in number and weight, respectively, pointing to very stable standardized CPUE and mean weight trends over time, with a slight increase of abundance in the last year analyzed. The statistical diagnoses were highly satisfactory.

SCRS/2017/107 – Standardized catch rates in number of fish for ages 1-5+ were updated using log-normal General Linear Modeling (GLM) from trips carried out by the Spanish surface longline fleet targeting swordfish in the North Atlantic stock. Indices were developed for a 34-year period (1982-2015) using a sex-combined growth model for ageing the size data per trip. The criteria used to define areas, time periods and models were similar to those used in previous papers. The models also take into consideration other factors such as gear style and the type of trip (target variable) to allow for the two important changes in fishing strategy which have occurred in recent periods. The base case models explained between 42% and 44% of CPUE variability. The standardized CPUE index for age 1 suggests a very positive phase of recruitments between the years 1997-2012, with an overall mean value of slightly more than double compared to the previous period 1982-1996. This positive phase also had positive effects on other ages.

SCRS/2017/127 – Fisheries management requires decision-making under uncertainty, to take uncertainty about stock dynamics and the quality of data into account stock assessment working groups commonly consider a range of scenarios comprising alternative model structures and datasets. This requires model to be compared and validated. Cross-validation is a technique for evaluating the predictive error of a model by testing it on a set of data not used in fitting. It is conceptually simple, with few parametric or theoretic assumptions, and so can be used for comparisons across different models and datasets. Cross-validation was used to validate stock assessment model scenarios using model-free validation based on prediction residuals, which are the difference between an observation and its out-of-sample predicted value. Examination of prediction residuals for an example based on a biomass dynamic stock assessment of Atlantic swordfish showed that model residuals were not able to identify influential points and the form of the production function was important.

SCRS/2017/133 – This study develops a species distribution model (SDM) for swordfish using a habitat suitability framework. When suitably parameterized, the model is intended to estimate the time-varying, three dimensional (3D) distribution of swordfish habitat that would be useful for many aspects of stock assessment, including visualizing stock boundaries and estimating abundance from catch per unit effort (CPUE) data. Currently, the model integrates ocean depth, annual average estimated total chlorophyll by latitude and longitude, and temperature and oxygen by latitude, longitude, depth, month and year. Model predictions and general distributions of North Atlantic swordfish catches are used as criteria for the inclusion and treatment of variables. Initial trials demonstrated that the habitat cannot be predicted using temperature and oxygen alone. The inclusion of the spatial annual average productivity via chlorophyll markedly improved distribution predictions. The current formulation predicts the north-south seasonal migration in the North Atlantic but also predicts high abundance in areas of low swordfish catch. Better, time-varying data for ecosystem productivity relevant to swordfish might resolve this problem, but important habitat features may also be missing.

SCRS/2017/134 – Swordfish (*Xiphias gladius*) is caught by the Venezuelan large pelagic fisheries over the past 29 years. The document analyzes the size distribution of swordfish caught by the pelagic longline fishery, namely, the industrial/tuna pelagic longline for the period of 1987-2016, recorded by at-sea scientific observers. A total of 9,327 swordfish records collected were analyzed. Sizes recorded ranged between 41 and 300 cm LJFL. The mean annual sizes were 140.5 cm LJFL for females (n=4577) and 129.8 cm LJFL for males (n=4120); a group of 630 fish with no sex id had a mean annual size of 111.7 cm LJFL, most likely juvenile fish. The largest volume of the overall swordfish catch was around 120 cm LJFL. The size variability in the mean size of males and females was evident in across years and season (months). Annual and seasonal mean sizes of females and males varied between swordfish target fishing years and non-target years.

SCRS/2017/136 – Analyses of the Task II Atlantic swordfish data provide insights into the change in selectivities, Z, size and age composition of both the northern and southern Atlantic swordfish stocks.

SCRS/2017/137 – Surplus Production Models of North Atlantic swordfish have been used in addition to age structured virtual population analyses by ICCAT's SCRS to evaluate the status of the resource and to provide a basis for management advice. Production models require a standardized index of relative abundance in terms of biomass. The standardized biomass index of abundance developed for the 2006, 2008 and 2012 ICCAT-SCRS meetings for north Atlantic swordfish was revised and updated with data through 2015. Generalized Linear Modeling (GLM) procedures were used to standardize swordfish catch (biomass) and effort (number of hooks) data from the major longline fleets operating in the North Atlantic; United States, Spain, Canada, Japan, Morocco and Portugal. As in past analyses, main effects included: year, area, quarter, a nation-operation variable accounting for gear and operational differences thought to influence swordfish catchability, and a target variable to account for trips where fishing operations varied according to the main target species. Interactions among main factors were also evaluated.

SCRS/2017/138 – Swordfish, *Xiphias gladius* is a target species in the South African pelagic longline fleet operating along the west and east coast of South Africa. A standardization of the swordfish CPUE of the South African longline fleet for the time series 2004-2015 was carried out with a Generalized Additive Mixed Model (GAMM) with a Tweedie distributed error. Explanatory variables of the final model included year, month, geographic position (Lat, Long) and a targeting factor with 2 levels, derived by clustering of PCA scores of the root-root transformed, normalized catch composition. Vessel was included as a random effect. Swordfish CPUE had a definitive seasonal trend, with catch rates higher in winter and lower in summer. The standardised CPUE analysis indicates a consistently declining trend over the period 2004-2012, followed by a notable increase between 2012 and the final assessment year 2015.

SCRS/2017/142 – Sexual proportion of swordfish (*Xiphias gladius*) caught in the west of South Atlantic was estimated based on information gathered by the Brazilian Program of Onboard Observers. Proportion of females was higher in the south sector, while the proportion of males was higher in west equatorial sector. Overall the results indicate that there are, to some extent, an spatial sexual segregation during most of the year. Proportions of females and males did not change much over the years. In the mid (along the 30°W meridian) of South Atlantic proportions of females in the catches of boats leased from Honduras and Spain were higher than in the catches of boats leased from Morocco and Panama.

SCRS/2017/143 – North Atlantic SWO have been fished at high F/s until recently, this reduction in fishing pressure rebuilt the populations, and is touted as a success story in ICCAT management. However, reasons for this are not well understood, and we take a mathematical approach to estimating steepness based on life history data and studies, and then use that information in assessing resiliency in time of rebuilding to target and limit reference points for this stock. Steepness is implicitly a very important parameter in this and its effect on resiliency is quantified. In addition, we quantify a construct to assess risk to the stock and the fishery. Reference points set undue burden on either the fisherman or the conservationists, and balancing these risks in a mathematical construct is presented here. While 0.4 BMSY maybe a good target for a limit it creates a high type II error, i.e. failing to protect the stock when needed 80% of the time. If we try to reduce this risk, it increases the risk to a loss in yield when it is not required. We suggest a limit around 0.6 SMSY for this stock so as to balance the risk between the resource and the fishery.

SCRS/2017/144 – Catch and effort data of swordfish (*Xiphias gladius*) for the Chinese Taipei distant-water tuna longline fishery in the North Atlantic Ocean were standardized for 1968-2015 and by period using a generalized linear model (GLM). Four periods of 1968-2015, 1968-1989, 1990-2015 and 1997-2015 and information on operation type (the number of hooks per basket, HPB, for the model of 1997-2015) were considered in the standardization of CPUE (catch per unit effort) to address the issue of targeting change in this fishery. Abundance indices developed for swordfish for 1968-1989, 1990-2015 and 1997-2015 showed almost identical trends to those derived from the model of entire period (1968-2015). Results were insensitive to the inclusion of gear configuration (HPB) in the model as an explanatory variable. The standardized CPUE trend of swordfish started to decrease in the early 1970s, with another following slight decrease during the 1980s, but suddenly increased to a higher level during the early 1990s due to the targeting change and dropped sharply in the late 1990s, and then the trend stabilized from 1997 until present.

SCRS/2017/145 – Catch and effort data of the Chinese Taipei distant-water tuna longline fishery in the South Atlantic Ocean were standardized for swordfish (*Xiphias gladius*) by applying a generalized linear model (GLM). Four periods (1968-2015, 1968-1990, 1991-2015 and 1998-2015) and the information on operation type (i.e. number of hooks per basket, HPB) 1998-2015 were considered in the standardization of CPUE (catch per unit effort) for swordfish to address the issue of targeting change for this fishery. The standardized CPUE of swordfish for 1968-1990 and 1991-2015 were almost identical to the results based on the model applied for the entire period (1968-2015). Inclusion of HPB in the model for 1998-2015 produced similar and consistent trends, with a slight difference in the late 1990s, to that for the 1968-2015. In general, the standardized CPUE series for the South Atlantic swordfish showed a decreasing trend through the 1970s, and relatively stabilized during the 1980s, and then decreased from the early 1990s, with a drop to a lower level in the late 1990s, and stabilized from 1998 until present.

BioDyn Model formulation and results

A continuity run was performed using the same setting as in the 2013 assessment, but with the latest dataset, i.e. catch and the combined CPUE up to and including 2015. **Figure 1** contrasts the 2013 run where a logistic production was assumed with two runs using the 2015 data set, for both a logistic and skewed (e.g. Fox) production functions. **Figure 2** shows the production functions and the stock/yield trajectories. **Figure 3** shows the time series relative to reference points. Likelihood profiles are shown for r in **Figure 4** for the two model scenarios using the latest dataset, and in **Figure 5** for the shape parameter.

Model residual diagnostics are shown in **Figures 6 to 10**. **Figures 11 and 12** show the production functions and trajectories for a retrospective analysis. In the case of the logistic function there is a change in B_{MSY} and MSY as more years are included in the analysis.

Influence diagrams showing the residual plotted against leverage, with the size of points equal to Cook's Distance statistic, which is a measure of the influence of a point, are presented in **Figure 13**. While **Figure 14** shows the DF Betas for r and K for each scenario, **Figure 15** compares DF Beta with Cook's D . **Figure 16** plots the production function for the logistic and skewed production functions, and the historic trajectory was also shown. **Figure 17 and 18** compare models and prediction residuals. If the variance of the model residuals is significantly lower than the prediction residuals then this would suggest over fitting. Finally **Figure 19** compares the prediction residuals for different lengths of tail cutting. **Figure 20** shows the bootstraps, **Figure 21** the Kobe phase plot, and **Figure 22** the projections.

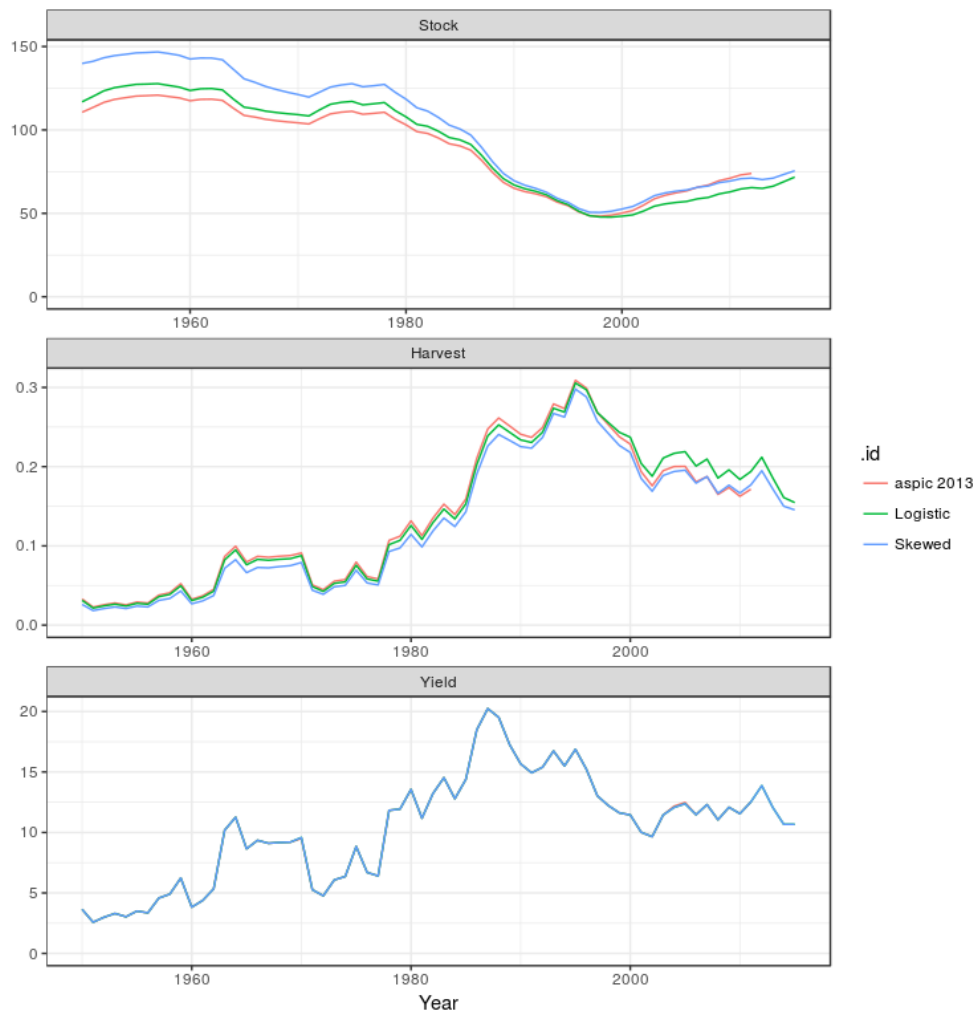


Figure 1. A comparison between the logistic production function, and a Pella-Tomlinson production function where the shape parameter was set to 0.001.

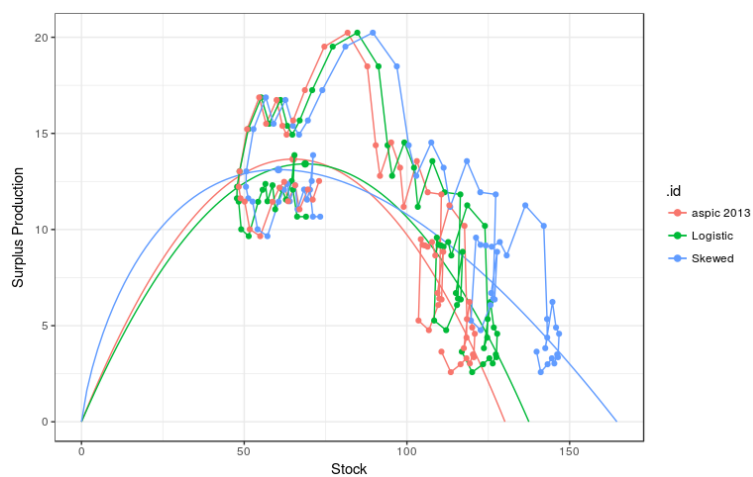


Figure 2. Production functions with historical trajectories.

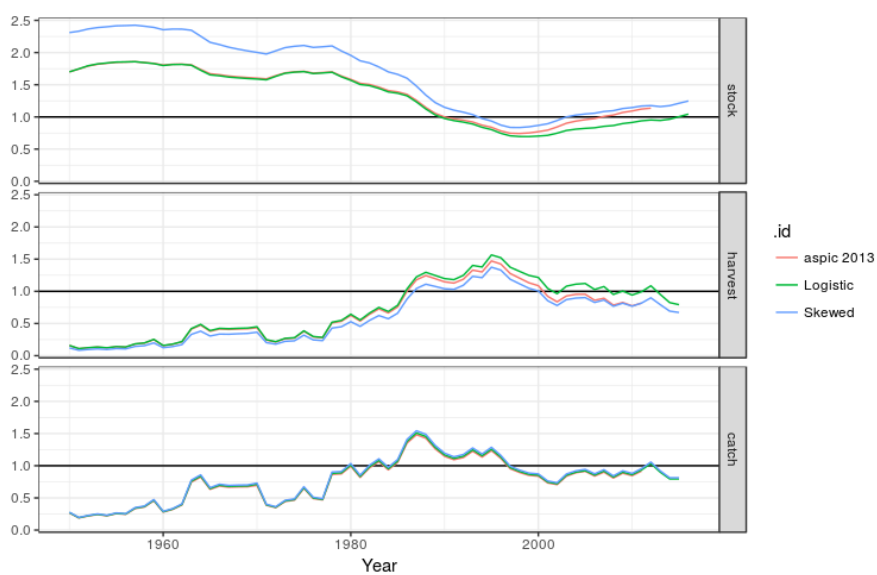


Figure 3. Time series relative to reference points.

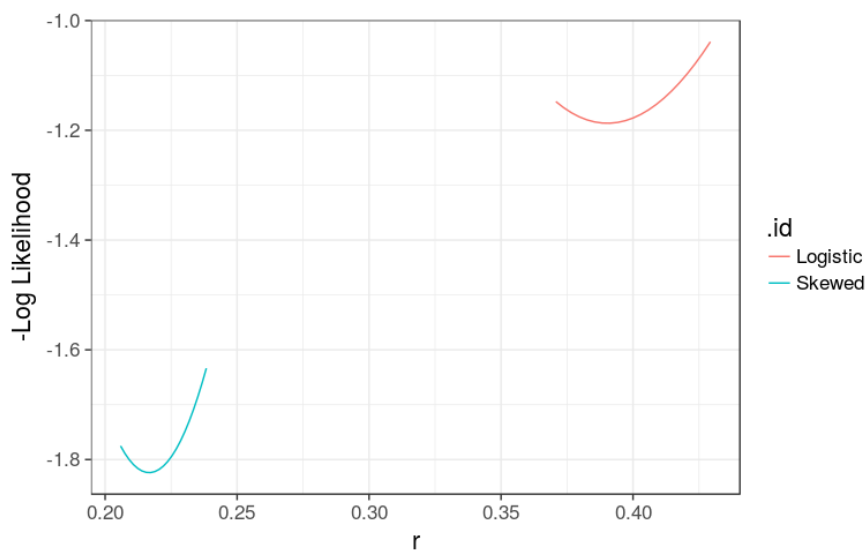


Figure 4. Likelihood profiles for r .

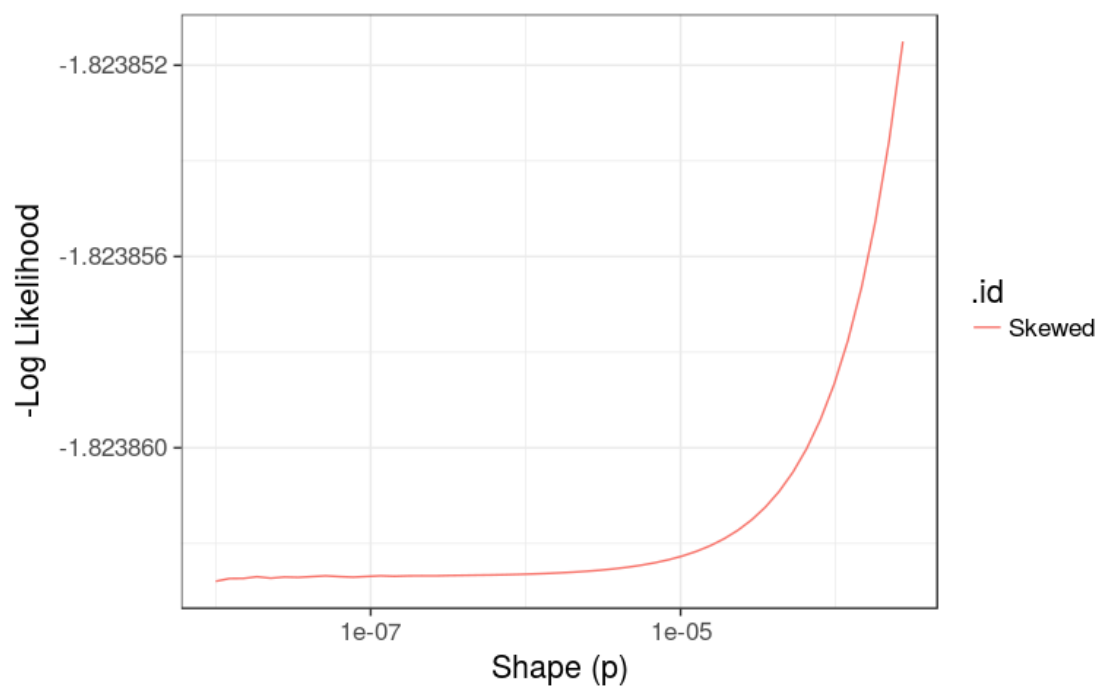


Figure 5. Likelihood profile for p .

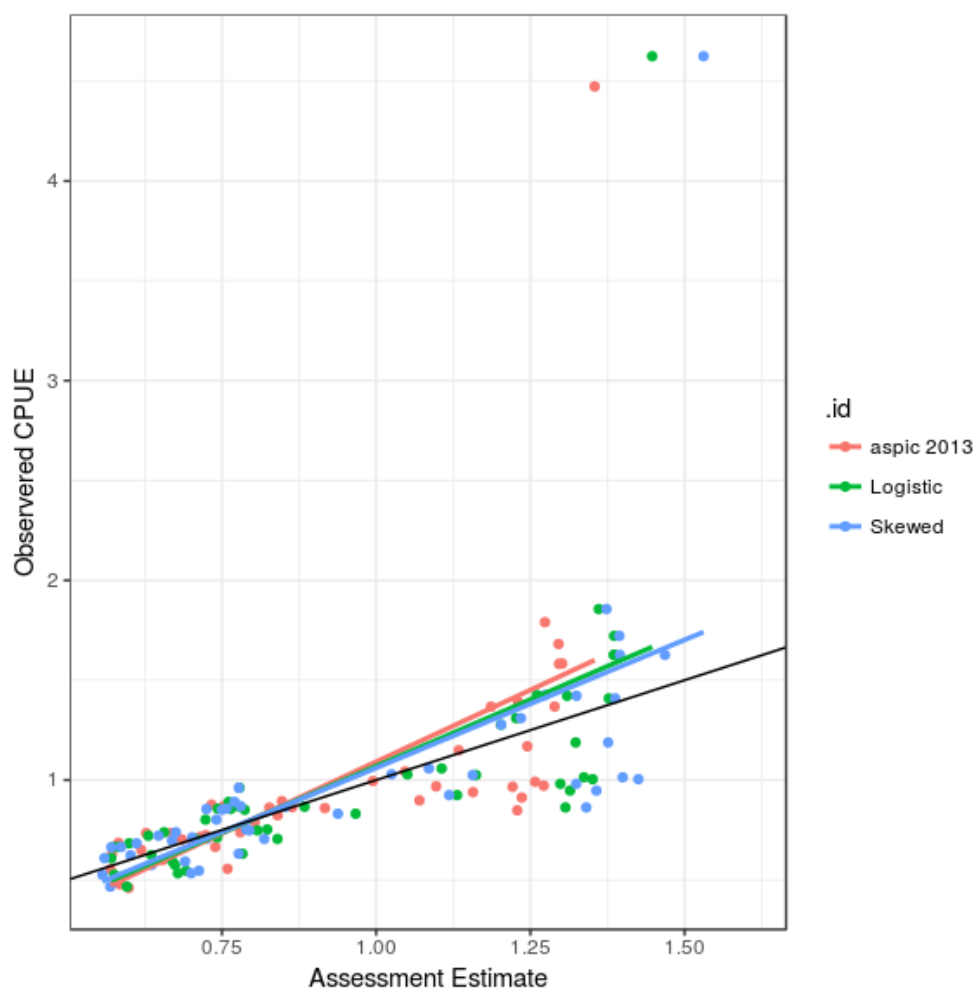


Figure 6. Observed against fitted CPUE points.

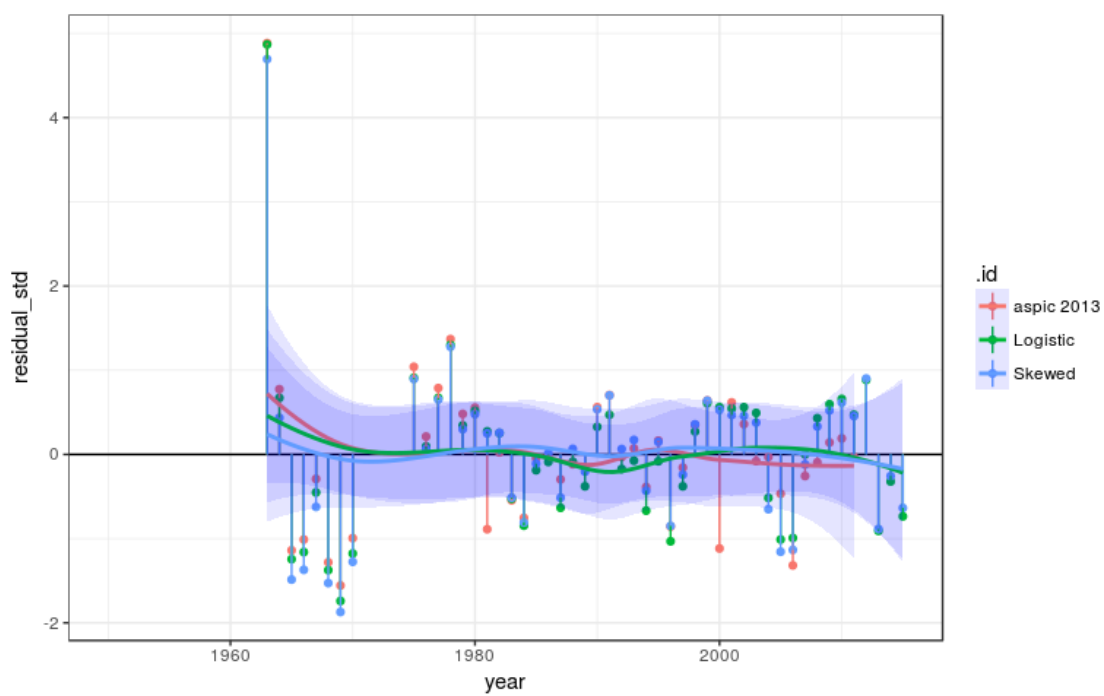


Figure 7. Standardized residuals by year.

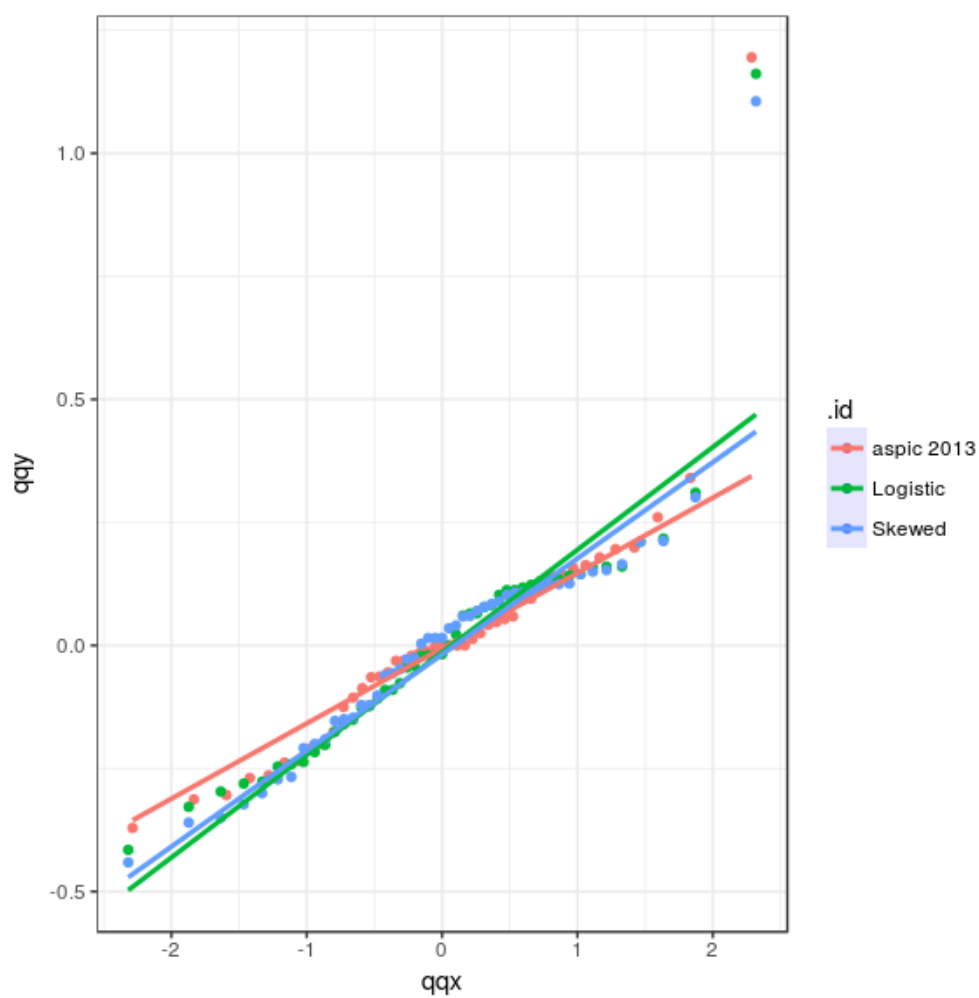


Figure 8. Quantile-quantile plot to check for normality.

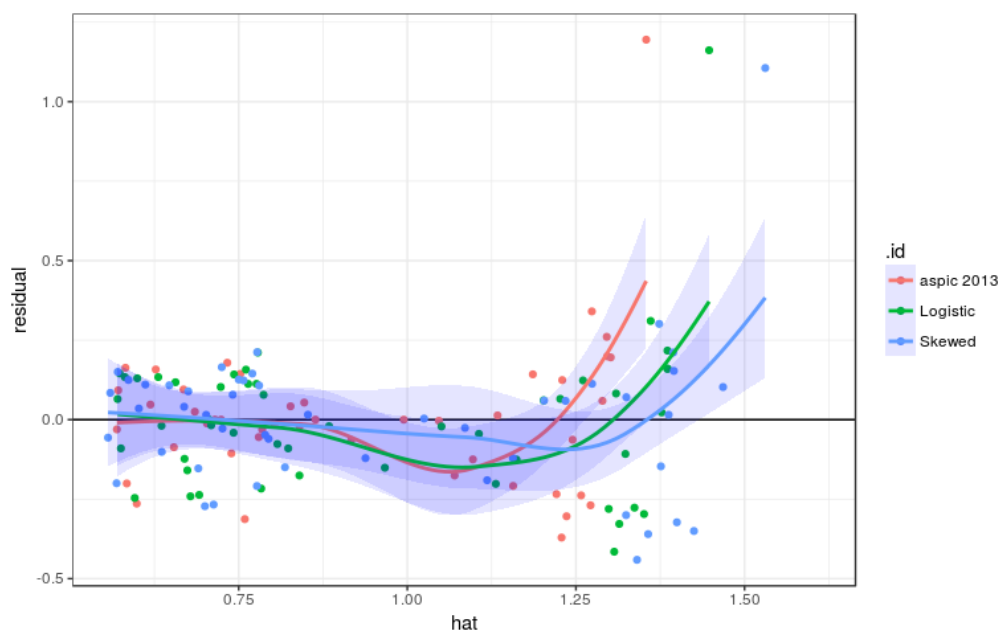


Figure 9. Plot of residuals against fitted values to check variance function.

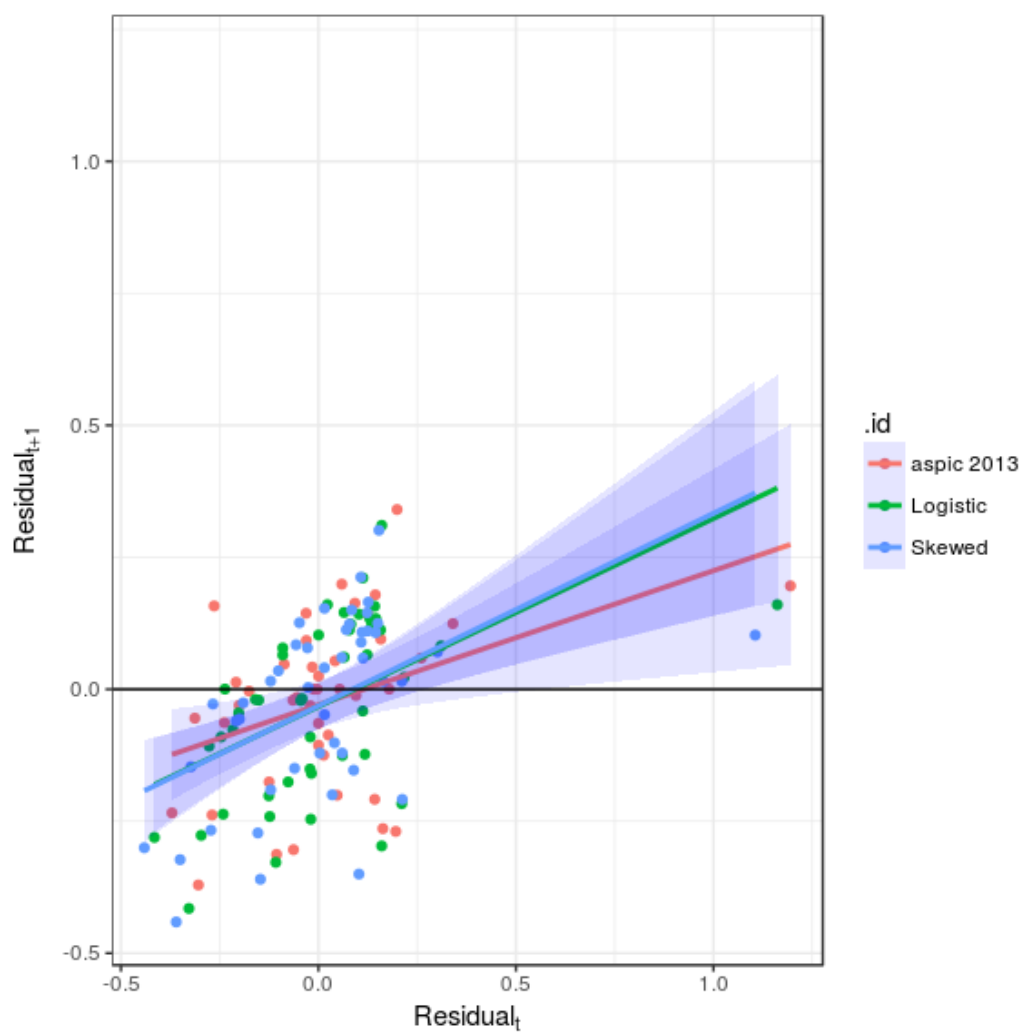


Figure 10. Check for autocorrelation.

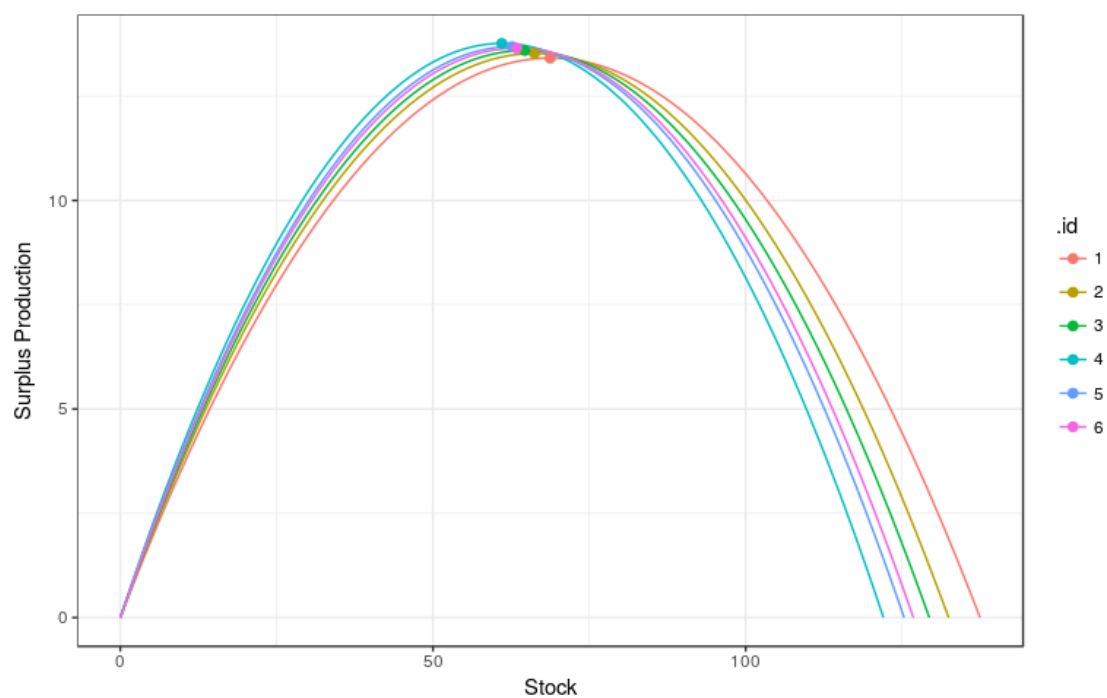


Figure 11. Logistic production functions with from retrospective analysis.

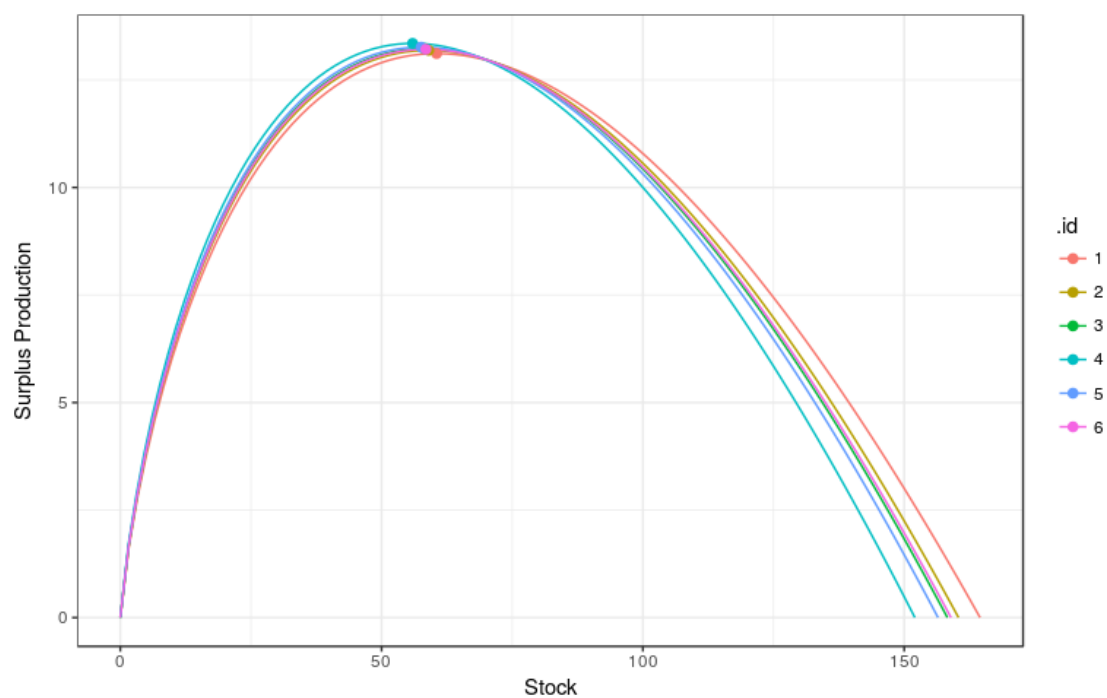


Figure 12. Skewed production functions with from retrospective analysis.

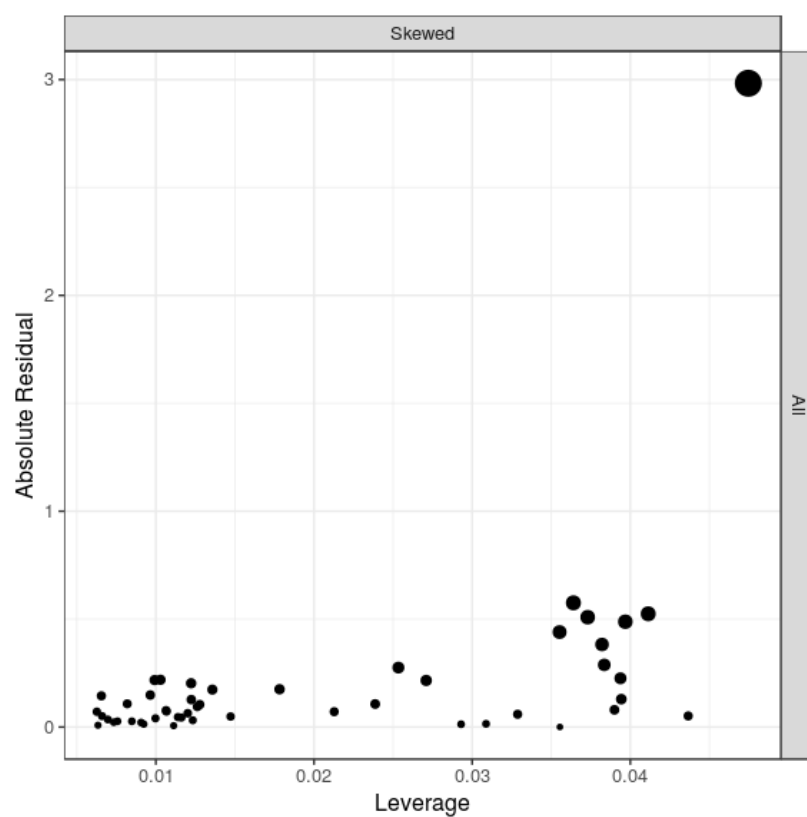


Figure 13. Influence diagrams showing the residual plotted against leverage, the size of points is equal to Cook's Distance statistic, a measure of the influence of a point.

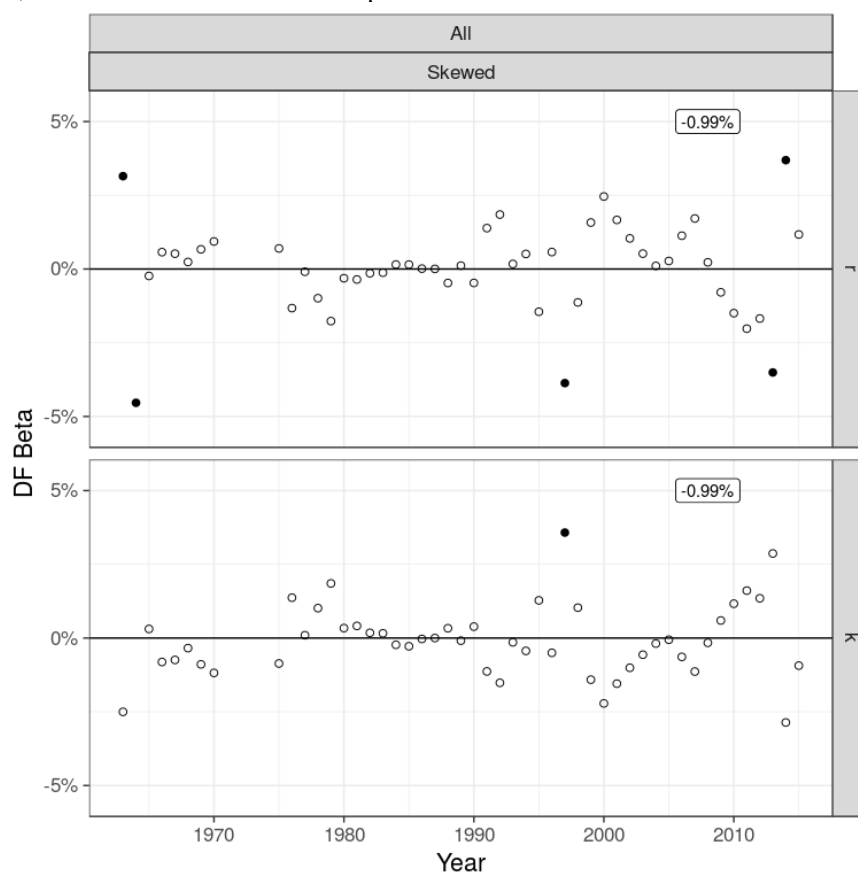


Figure 14. DF Betas from jackknife, by estimated parameters (r and K) for each scenario.

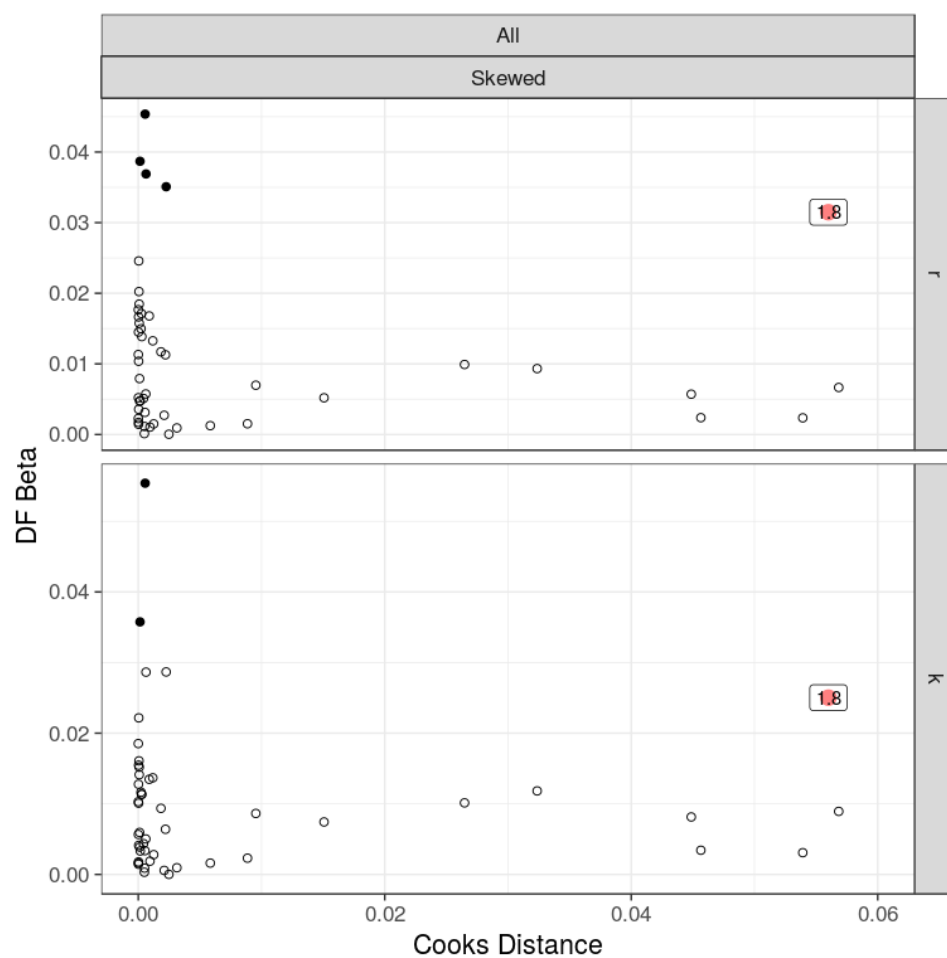


Figure 15. Plots of DF Beta against Cook's D for the estimated parameters (r and K) for each scenario.

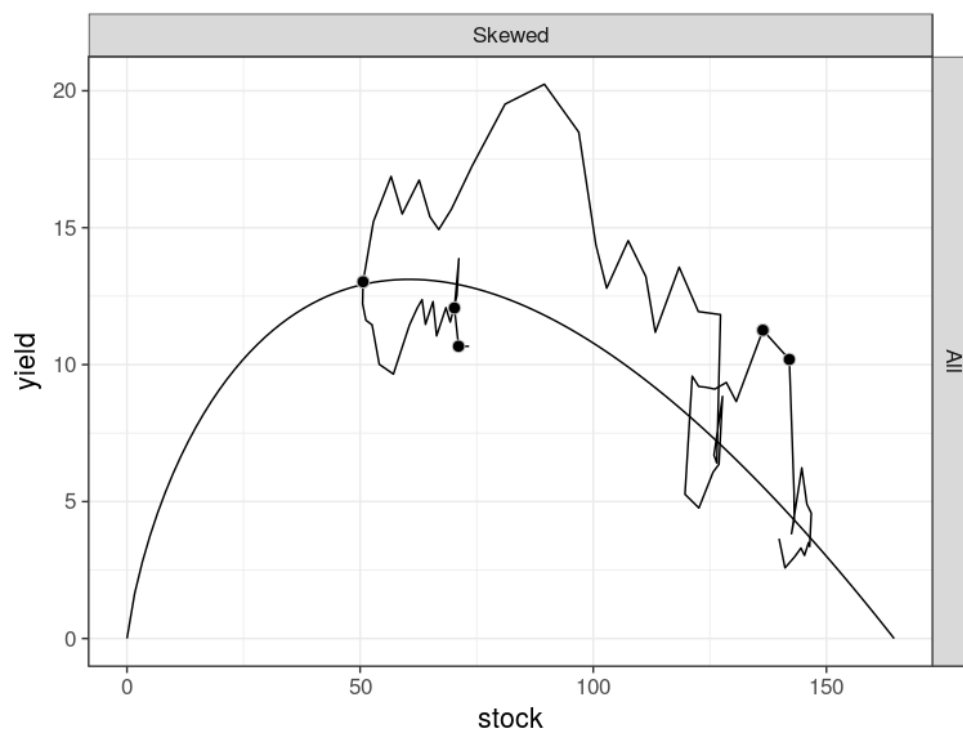


Figure 16. Production function for the logistic and skewed production functions, historic trajectory also shown.

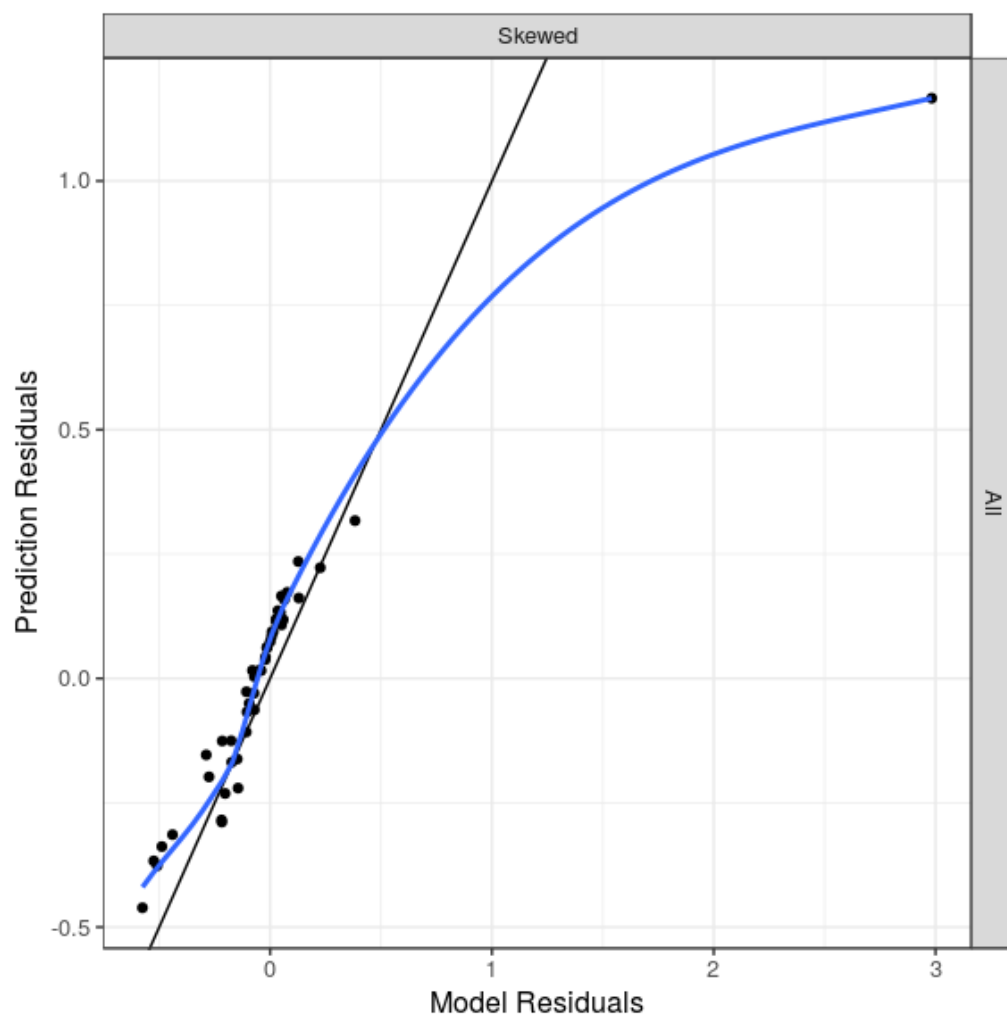


Figure 17. Comparison of model and prediction residuals.

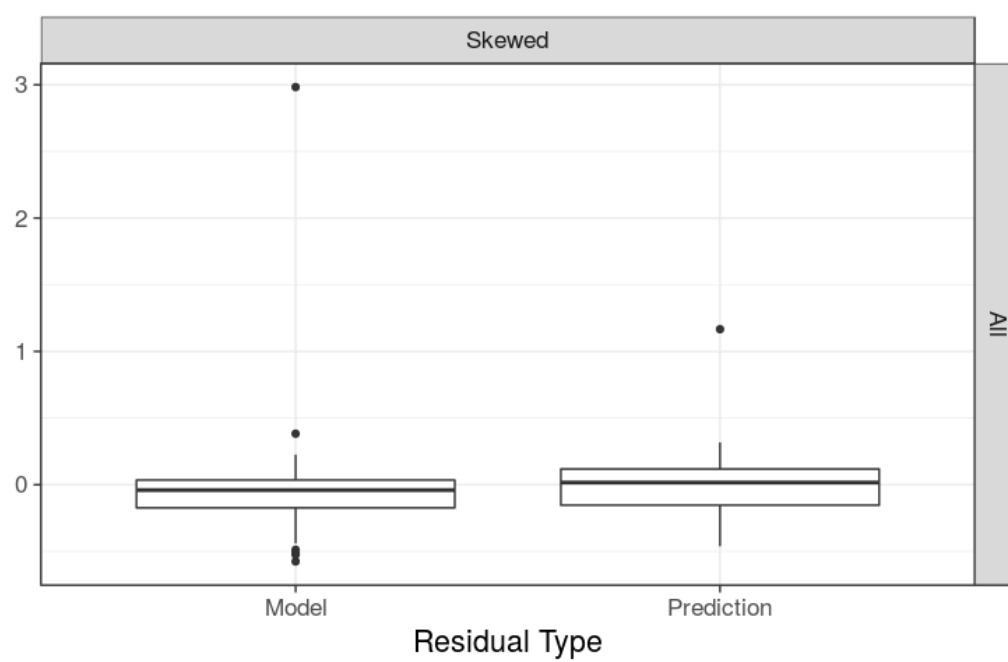


Figure 18. Comparison of model and prediction residuals.

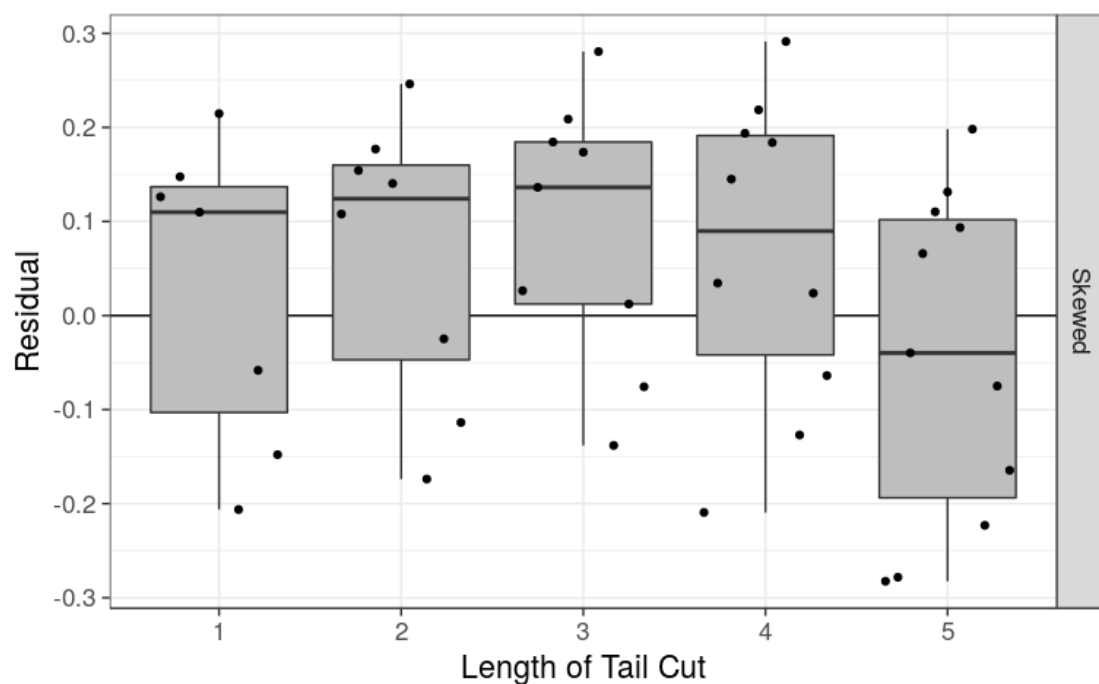


Figure 19. Comparison of prediction residuals, by CPUE series and production function shape, for different lengths of tail cutting.

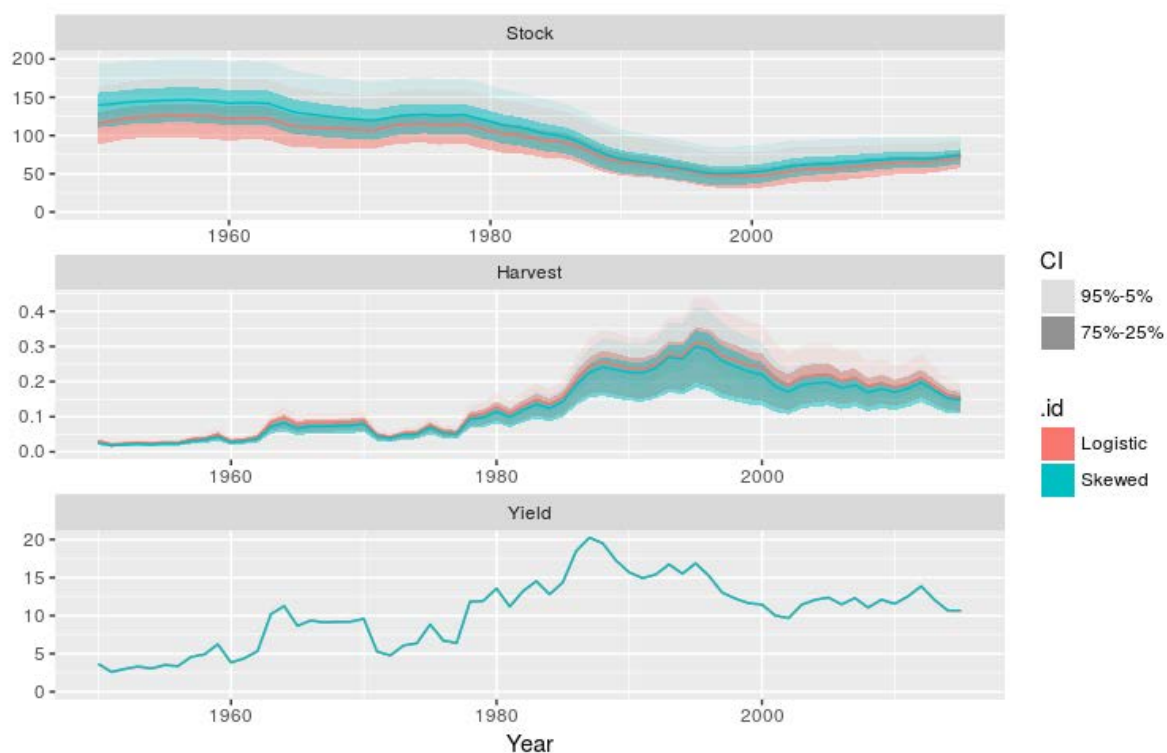


Figure 20. Time series for stock, harvest rate and catch from the bootstrapped runs for the two production function scenarios.

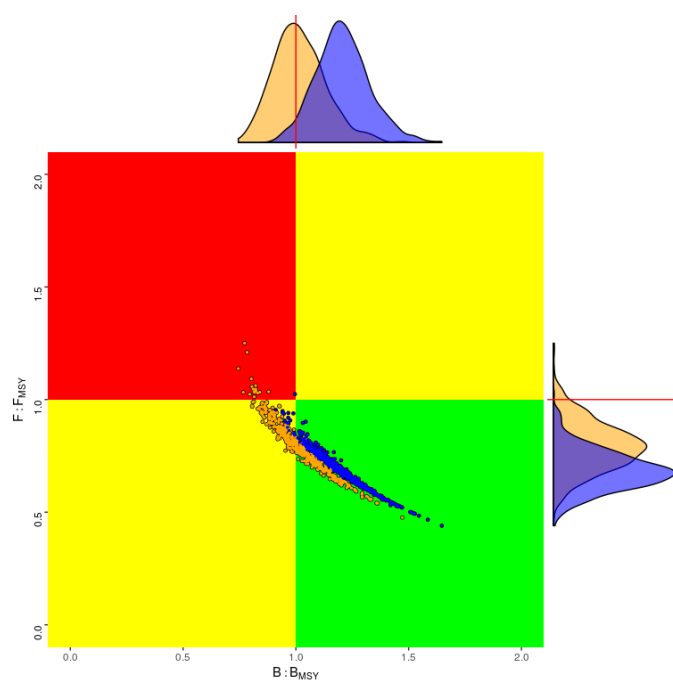


Figure 21. Kobe phase plot for the two production functions scenarios based on the bootstrapped estimations.

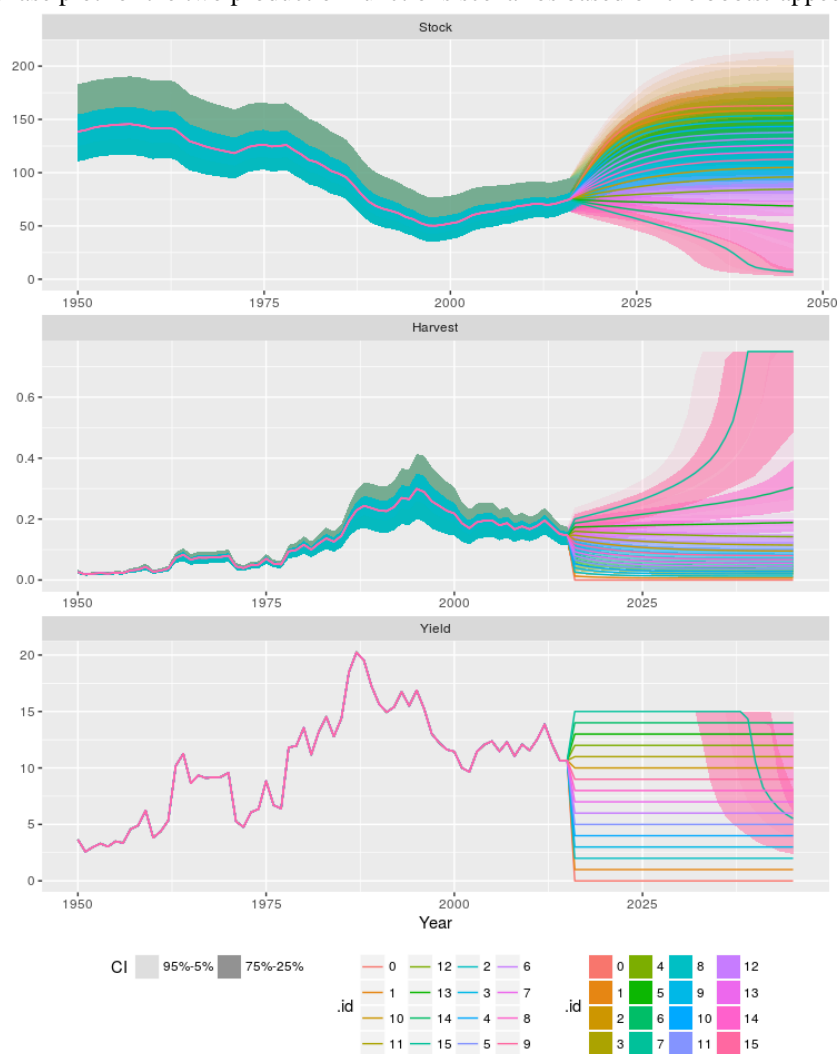


Figure 22. Projections for TACs ranging from 0 to 15,000 t, based on the two production function scenarios.

Additional diagnostics and sensitivity runs for BSP2

Methods

The priors and other model specifications for the BSP2 model runs are described in section 5.1.2 and 5.2.1. This section provides additional details.

The sensitivity runs varied in how the observation error was specified. In most runs the error variance for each series was equal between all points, and the CV was set equal to 0.2, a value calculated from the MLE standard deviation across data points. In some cases (N12 and S7), the observation error standard deviation was estimated by iterative re-weighting; a starting guess for the CV of each series was input using a method that treats the error standard deviation as fixed and estimates the standard deviation from the CV. The output value of the CV was used in the input files. This was repeated twice for the base case run to get the approximate MLE values of the standard deviations. The same values were used for all subsequent runs with the same indices. For the runs with the combined index in the North, the weight was equal to 0.23, which was the MLE estimate. For one run (S13), the CVs estimated in the combined index were inputted, along with an added variance factor so that the mean standard deviation was equal to the 0.23.

For most models, the models converged adequately with the specifications described in section 5.1.2 and 5.2.1. However, runs N10, N11 and N12 were adjusted to improve convergence. The q parameters were estimated using MLE rather than estimated as free parameters, and the upper limit of M was adjusted from 1 to 2. Runs N8, S4 and S6 failed to converge when the SIR algorithm was used. Run S12 was close to convergence, with a % maximum weight of 2.2%. All the other model runs were converged, based on a maximum weight less than 0.5%, and the CV of the weights being less than the CV of the likelihood*priors.

North Atlantic Results

For the North Atlantic, the indices were quite variable, although they were fairly consistent in showing an increase since 2000 when the catches were relatively low (**Figure A1**).

Model fits to all the original indices using either the Schaefer or generalized production model ($B_{MSY}/K=0.4$), or using the less informative prior for r showed nearly identical fits, all of which dipped to a low point around 1999 and increased (**Figure A2**, runs N1-N4, N9). When the model was fitted to the combined index, the trend appeared similar in shape, but the population dropped below B_{MSY} in the late 1990s. The multiple index data appeared to be fairly uninformative, in that the posteriors for r were quite similar to the priors in all these models (**Figure A3**). The posterior for K was somewhat more concentrated in the cases with an informative prior for r . The combined index was more informative, and produced estimates of r and K that were more precise than the priors. All the models with multiple indices were more optimistic than previous assessments, in that they found that the population never dropped below B_{MSY} at its lowest point in 1999 (**Figure A4 and A5**). The low point in biomass in 1999 was apparently driven by the CPUE data, since the PMPD model run, which did not include CPUE data, did not have this dip (run N5). The combined index models were more pessimistic, and also more consistent with previous assessments.

There was no retrospective bias in the model with separate indices, when the CPUE data was cut off in an earlier year and the biomass was projected forward using the catches (**Figure A6a**). The combined index model also showed no retrospective bias (**Figure A6d**). The bootstrap analysis found that removing the Japanese historic series made the model more optimistic, and removing Canada made the model more pessimistic (**Figure A6b**). Adding the Chinese Taipei series to the model with separate indices made the model more pessimistic (**Figure A6b**). These results are at the mode of the distribution. The SIR algorithm did not converge for the run with additional data from Chinese Taipei (run N8), so posterior statistics are not given for this model.

The base case model, which was the combined index Schaefer model (N6) seemed to fit the data adequately based on the CPUE residuals, except that it failed to fit the very large value in the first year (**Figure A7 a-b**). Similarly, the generalized model with $B_{MSY}/K=0.4$ fit the data well except for the first year (**Figure A7 c-d**). Cross-validation was not done for the BSP2 model runs, although this should be done in the future.

South Atlantic results

For the South Atlantic, the CPUE series were highly variable, and showed no particular trend (**Figure A8**). The models fitted to the original series from the data meeting (runs S1-S4, S6 and S7) were quite similar for models with different production model shapes, or with a wider prior for r (**Figure A9**). Removing the Brazil1 series, adding the series from Japan or Chinese Taipei or the splitting the Spanish series all improved the fit.

Using the original indices, the posteriors for r and K were very broad, similar to the post model pre data run, due to the uninformative nature of the data (**Figure A10**, runs S1-S4, S6 and S7 include the indices, S5 is the PMPD). The model with the wider prior for r did not converge, implying that the informative prior was necessary to make up for the lack of information in the data. Removing the highly variable historical series from Brazil greatly improved the precision of both r and K . The informative prior for K did not make the results much more precise, although it did reduce the mean of K and increase the mean of r (run S9).

The trajectories of biomass and fishing mortality were quite different between runs (**Figure A11 and A12**). Removing Brazil1 makes the biomass decline during the second half of the time series, and splitting the JLL and Spain time series causes the population to drop below B_{MSY} .

There was no retrospective pattern in run S1 (**Figure A13**). Dropping out one index at a time did not change the biomass trajectory, except that removing the early Brazil series made the biomass decline more in the second half of the time series. The model including Chinese Taipei did not converge.

The base case run for BSP2 in the South was the Schaefer model including the index from Japan and splitting both Japan and Spain (S10) fit the model reasonably well according to the CPUE residuals (**Figure A14 a-b**). A generalized production model with $B_{MSY}/K=0.4$ (run S13) also fit adequately (**Figure A14 c-d**).

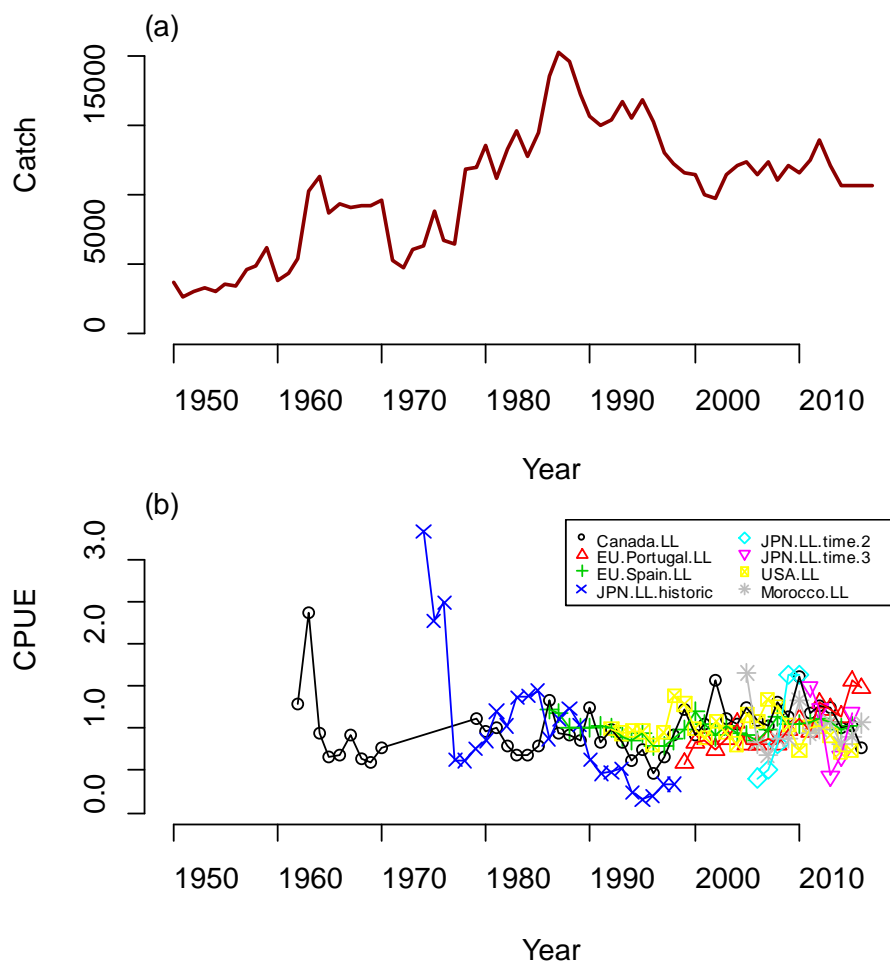


Figure A1. Catch and indices used in model N1, for North Atlantic swordfish.

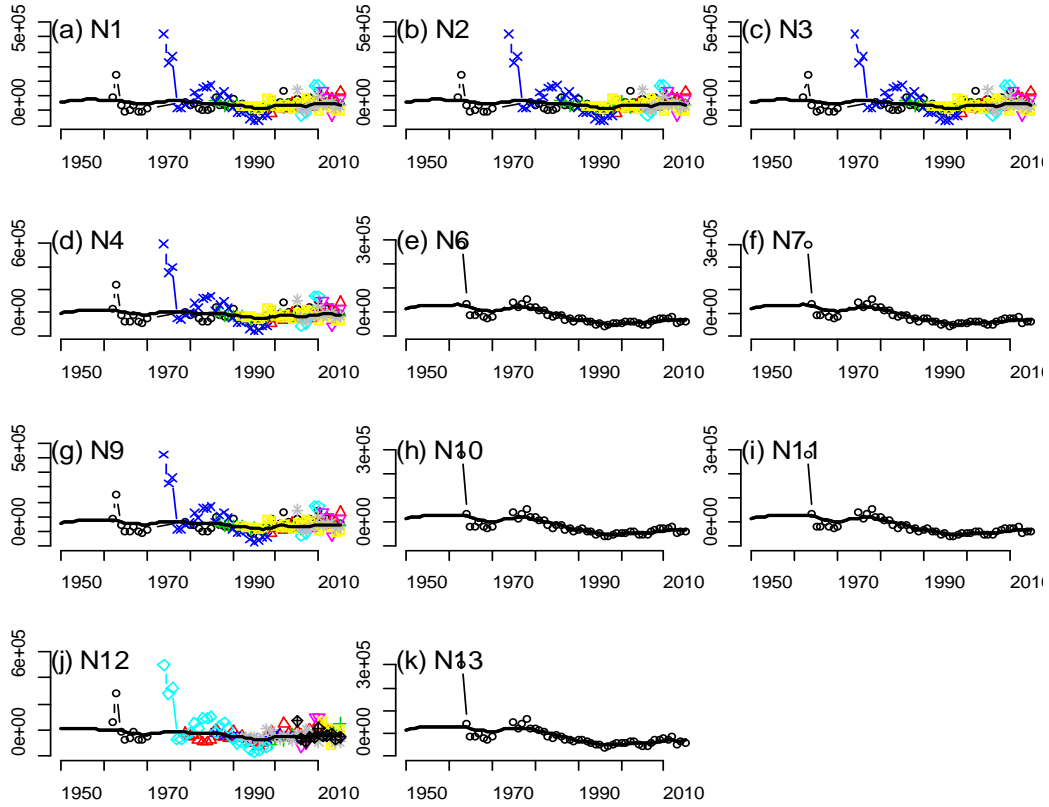


Figure A2. Fits for North Atlantic swordfish. Solid line is biomass at the mode of the posterior distribution, and points are the CPUE series rescaled by q .

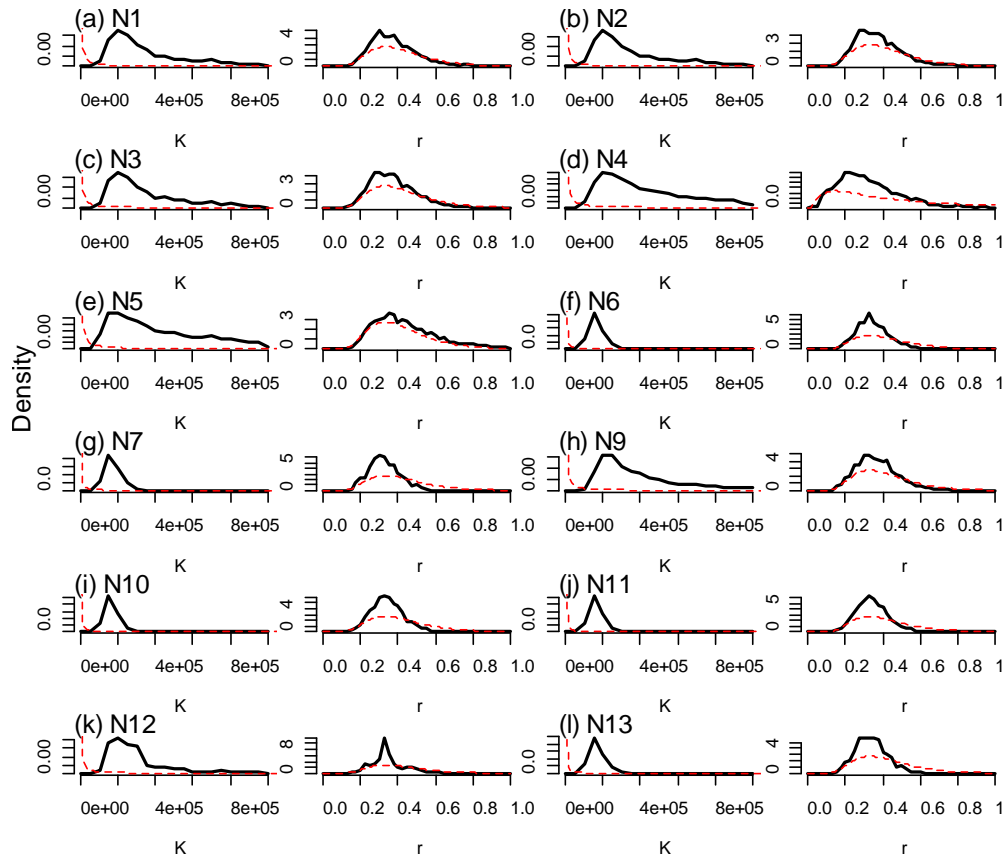


Figure A3. Priors (dashed red line) and posteriors (solid black line) of r and K for North Atlantic swordfish.

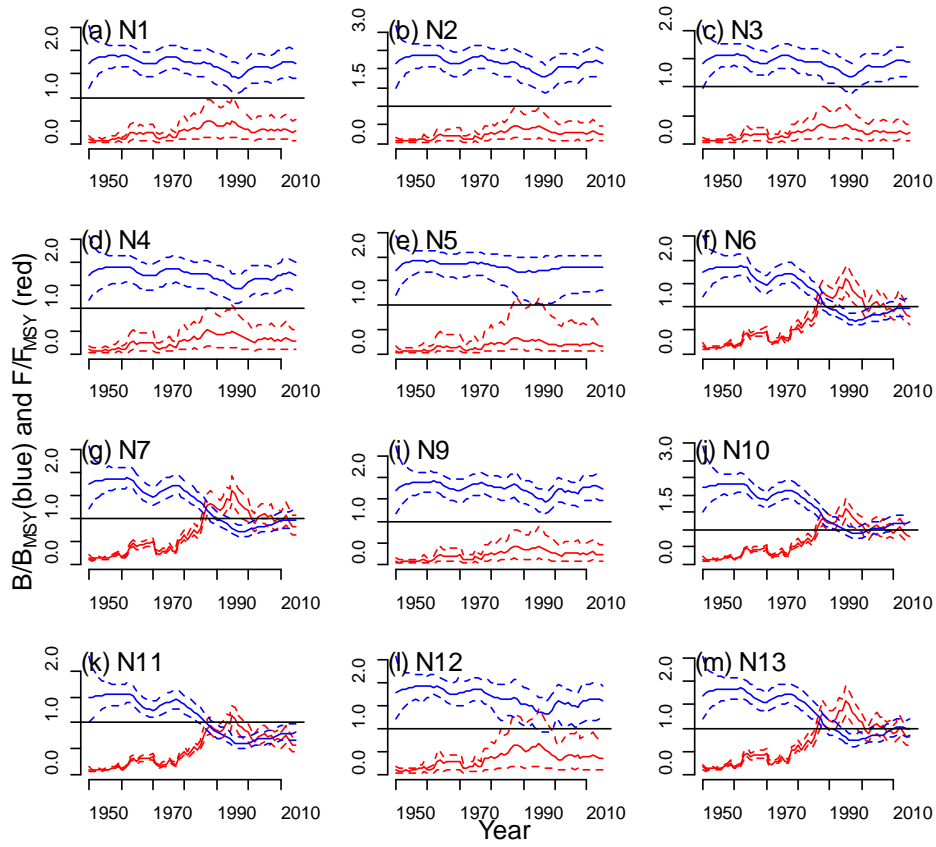


Figure A4. Biomass trajectories for the North Atlantic.

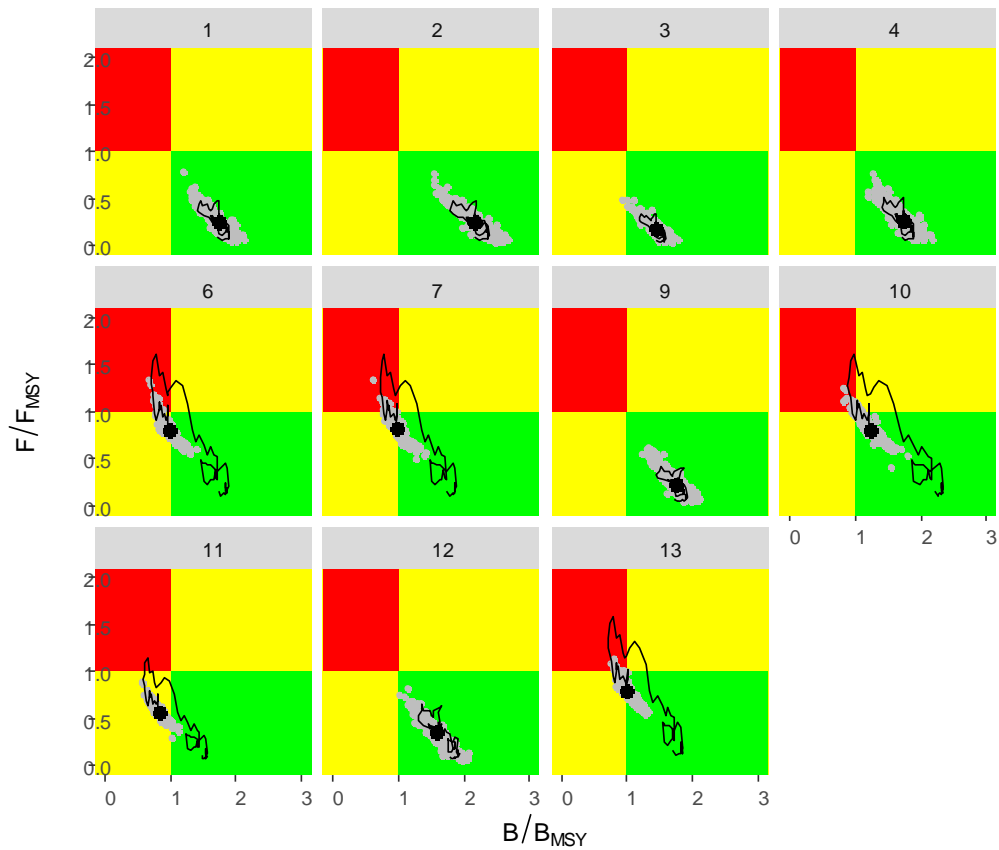


Figure A5. Kobe plots showing status in 2015 for North Atlantic swordfish. Run 6 is the base case.

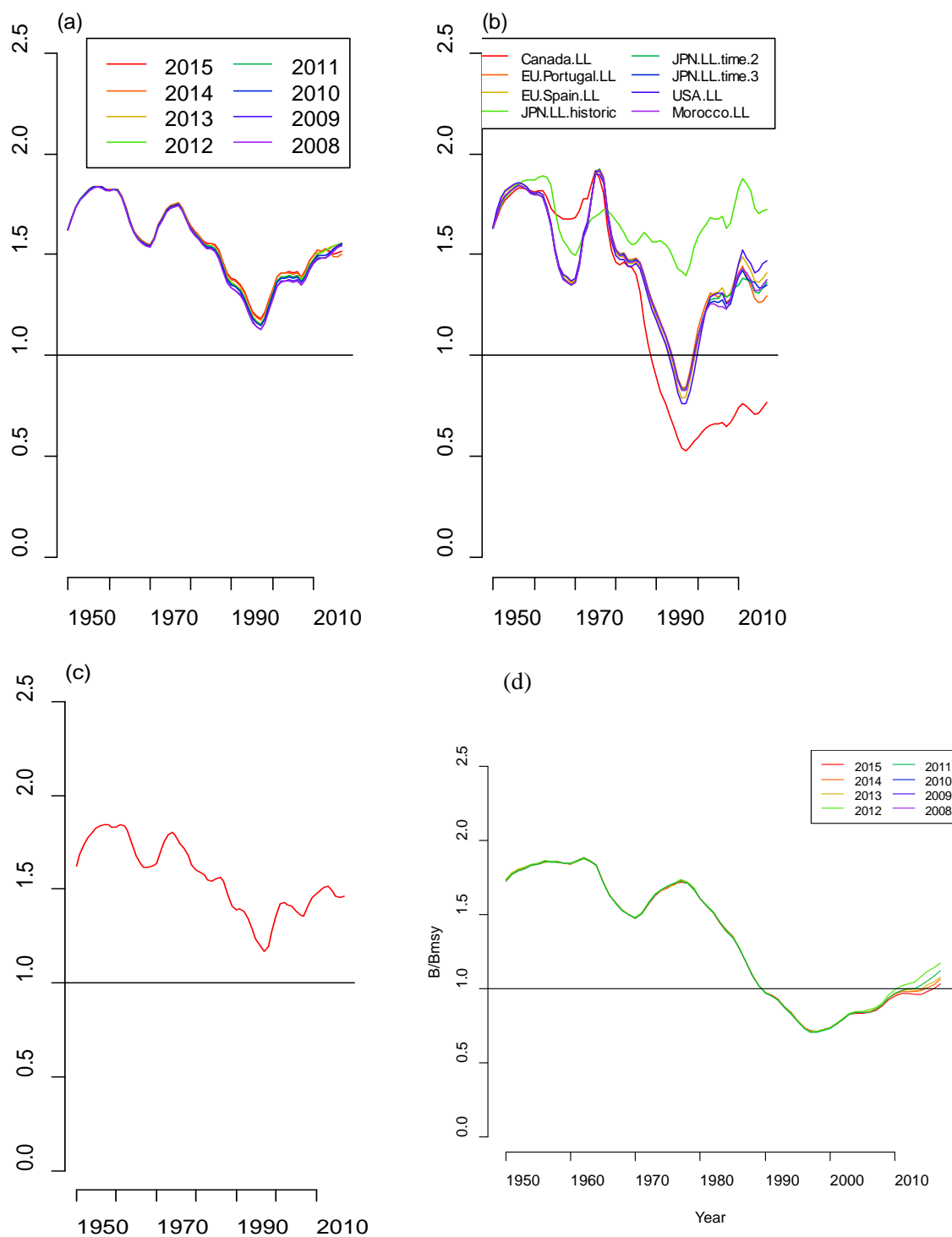


Figure A6. Mode of the B/B_{MSY} trajectory for the North Atlantic, in (a) a retrospective analysis based on run N1 (b) dropping each index from run N1, (c) including Chinese Taipei, and (d) a retrospective analysis using the combined index (run N6).

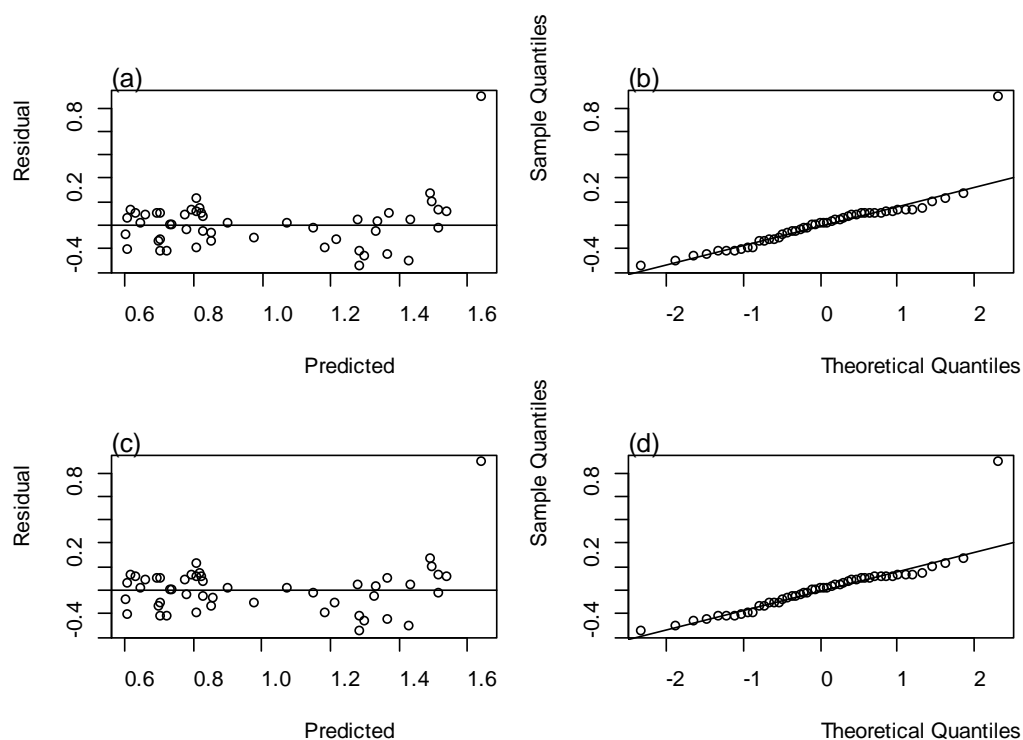


Figure A7. Residuals for North Atlantic Schaefer (N6) (a-b) and generalized production model (N10) (c-d).

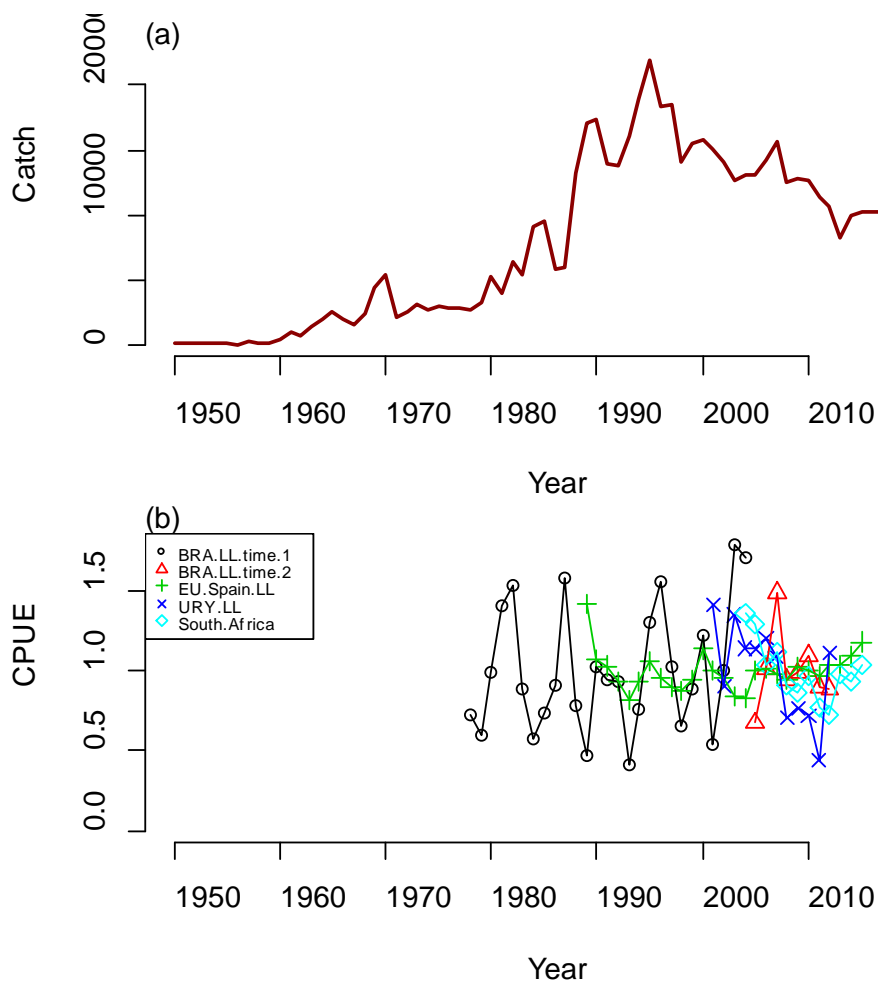


Figure A8. Catch and indices used in run S1 for South Atlantic swordfish.

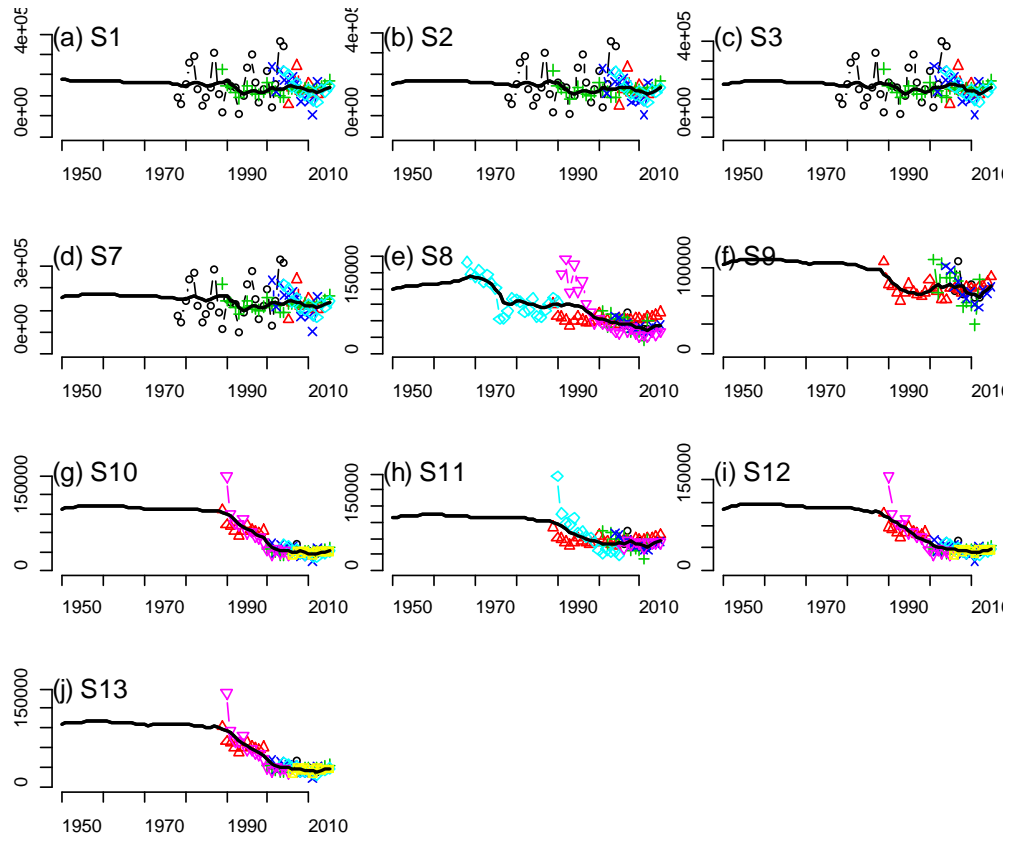


Figure A9. Fits to the CPUE indices at the posterior mode for the South Atlantic.

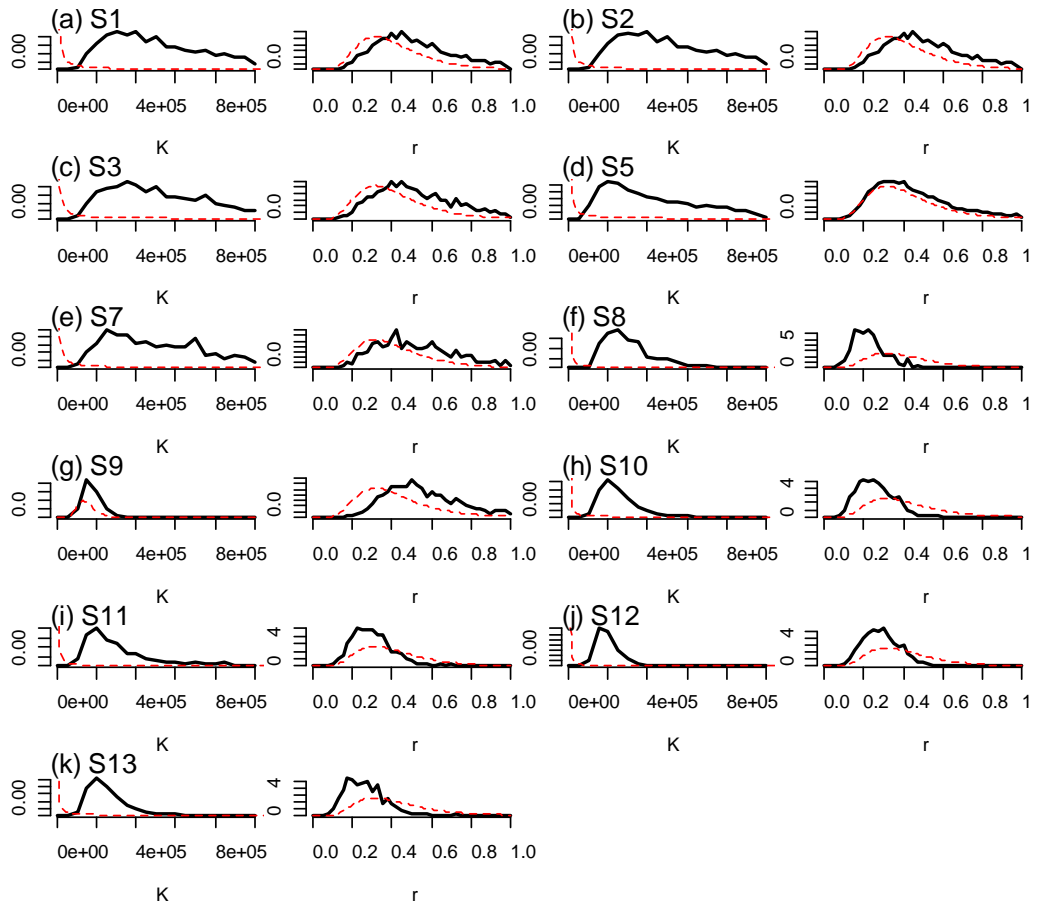


Figure A10. Priors (dashed red line) and posteriors (solid black line) for the South Atlantic.

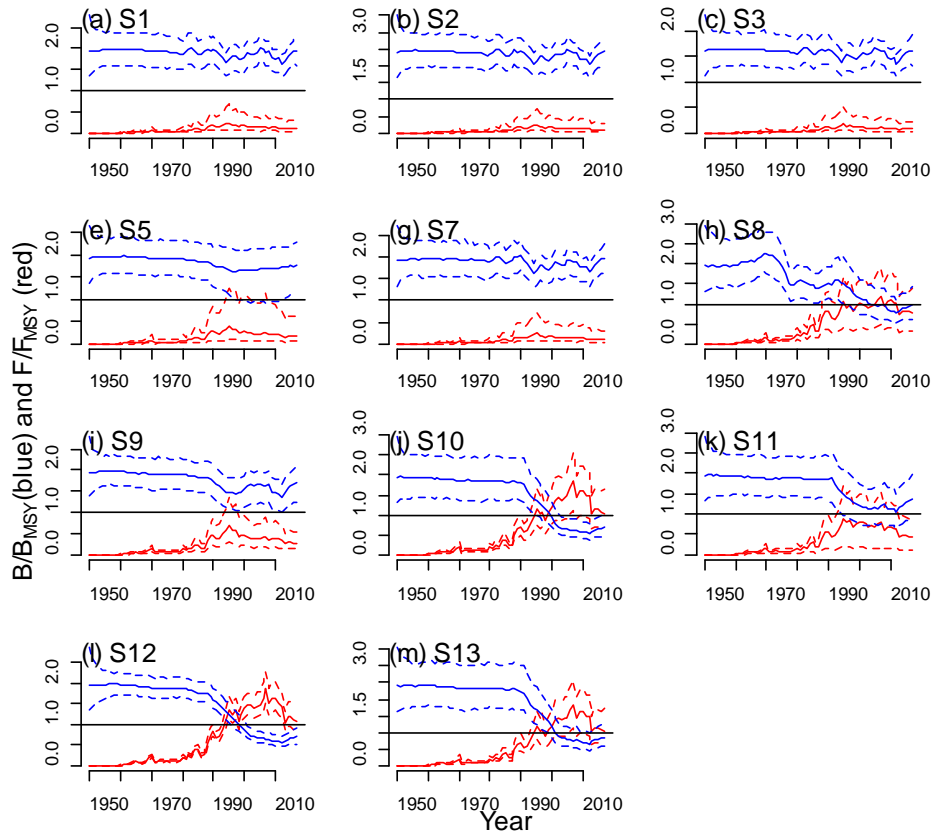


Figure A11. Trajectories for the South Atlantic.

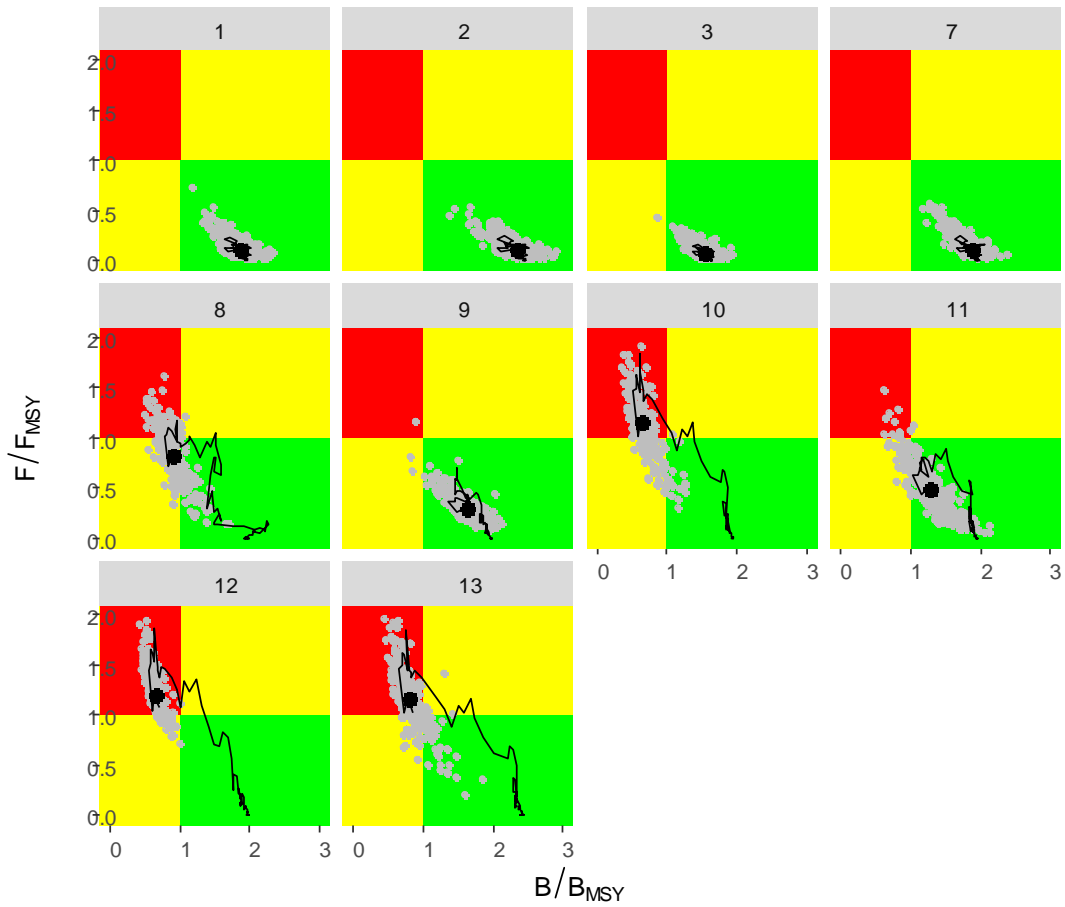


Figure A12. Kobe plots for the South Atlantic showing current status in 2015.

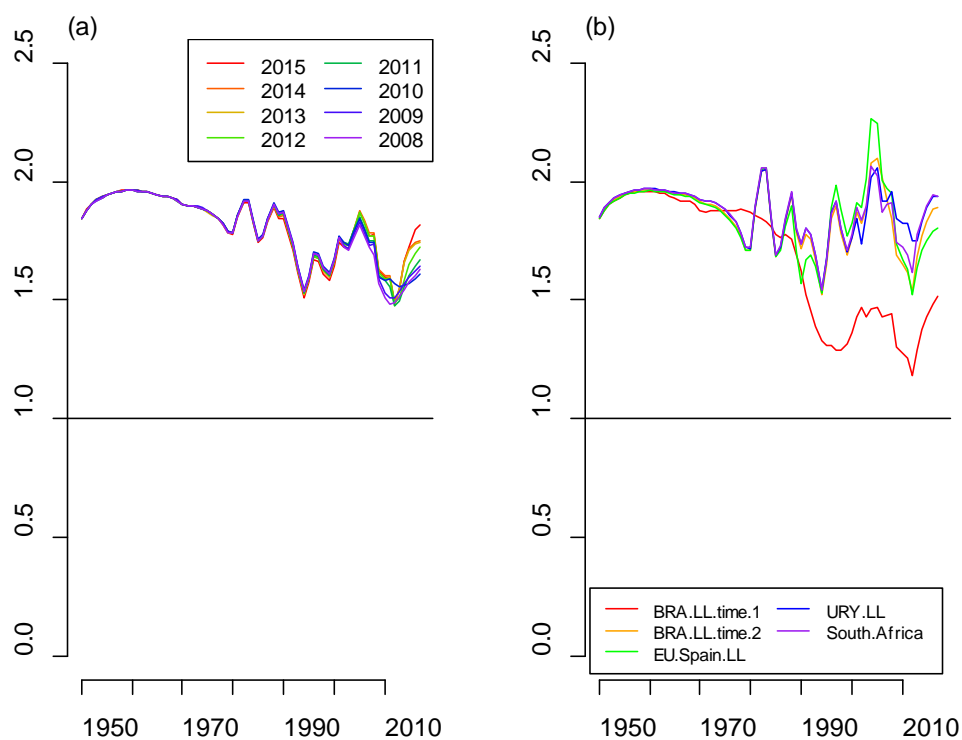


Figure A13. Mode of the posterior South Atlantic BSP2 (a) retrospective analysis from the model with separate indices (N1), and (b) dropping one index from N1.

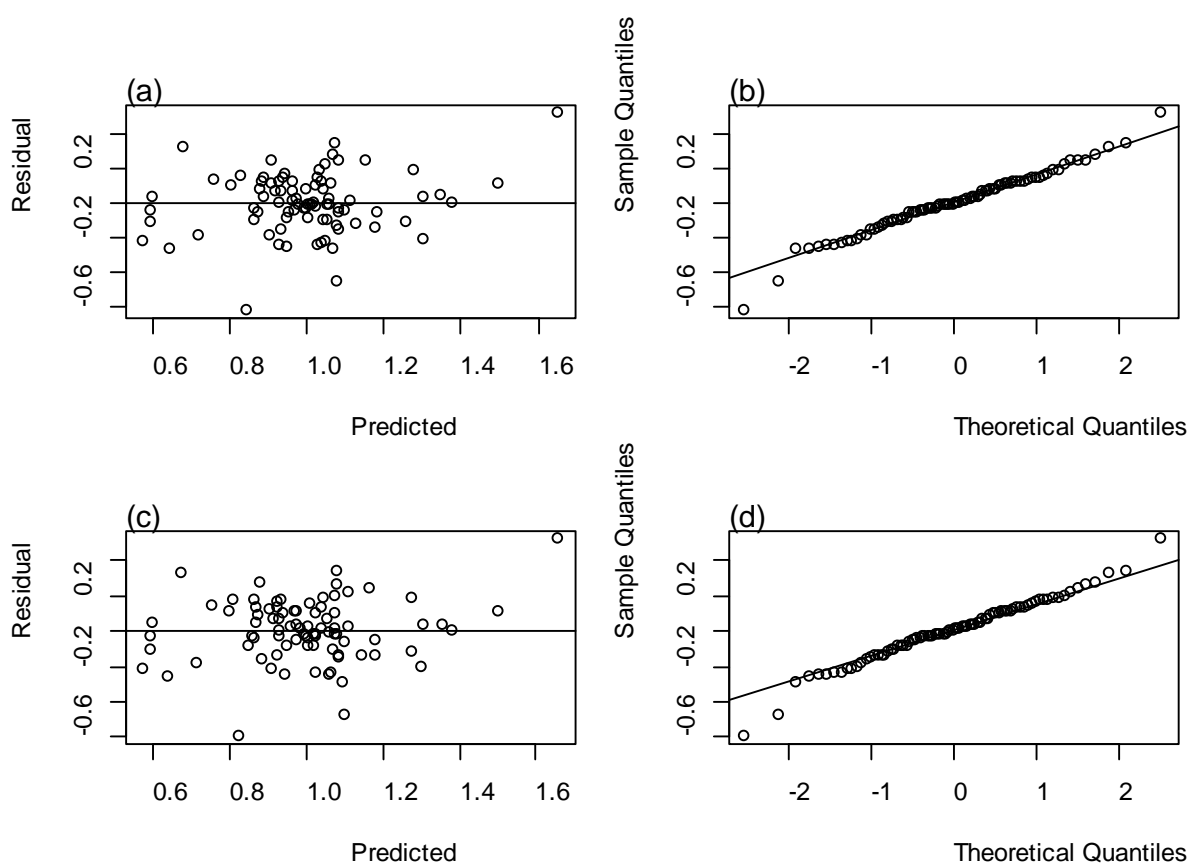


Figure A14. Residuals for South Atlantic Schaefer (S1) (a-b) and generalized production model (S13) (c-d).

Appendix 7

Final SS base case model fits and diagnostics

The final base case SS model fits and diagnostics is available as an online [document](#).

Appendix 8

JABBA Model Formulation

JABBA seeks to improve the estimation properties of Bayesian state-space surplus production models (SPMs) by building on previous formulations by Pella and Tomlinson (1969), Gilbert (Gilbert, 1992; Wang *et al.*, 2014) and Fletcher (1978, c.f. Thorson *et al.*, 2012). An advantage of the proposed generalization is that it links surplus production models more directly to conventional age-structured model formulations. The automated inbuilt options include:

- Integrated state-space tool for averaging and aligning multiple CPUE series
- Automatic fitting of multiple CPUE time series and associated standard errors
- Fox, Schaefer or Pella Tomlinson production function (optional as input of B_{MSY}/K)
- Flexible r prior specification: (1) range or (2) mean + CV of lognormal distribution
- Kobe-type biplot plotting functions
- Improved Residual diagnostics
- Easy implementation of time-block changes in selectivity
- Forecasting of stock status under alternative TACs

First we focus on the surplus production function of the generalized three parameter SPM by Pella and Tomlinson (1969):

$$(1) \quad SP_t = \frac{r}{m-1} B_{t-1} \left(1 - \left(\frac{B_{t-1}}{K} \right)^{m-1} \right),$$

where r is the intrinsic rate of population increase at time t , K is the unfished biomass and m is a shape parameter that determines at which B/K ratio maximum surplus production is attained. If the shape parameter is $m = 2$, the model reduces to the Schaefer form, with the surplus production $g(B_t)$ attaining MSY at exactly $K/2$. If $0 < m < 2$, $g(B_t)$ attains MSY at depletion levels smaller than $K/2$ and vice versa. The Pella-Tomlinson model reduces to a Fox model if m approaches one ($m=1$) resulting in maximum surplus production at $\sim 0.37K$, but there is no solution for the exact Fox SP with $m = 1$. B_{msy} is given by:

$$(2) \quad B_{MSY} = Km^{\frac{-1}{m-1}},$$

and the corresponding harvest rate at MSY (H_{MSY}) is:

$$(3) \quad F_{MSY} = \frac{r}{m-1} \left(1 - \frac{1}{m} \right),$$

where the harvest rate F is defined here as the ratio of:

$$(4) \quad F = \frac{C}{B}.$$

where C denotes the catch. Correspondingly F_{MSY} can be expressed by:

$$(5) \quad F_{MSY} = \frac{MSY}{B_{MSY}}.$$

Combing and re-arranging equation (3) and (5), it follows that r in equation (1) can be expressed as:

$$(6) \quad r = \frac{MSY}{B_{MSY}} \frac{m-1}{1-m^{-1}}$$

or

$$(7) \quad r = F_{MSY} \frac{m-1}{1-m^{-1}}$$

This allows re-formulating the production function of the Pella-Tomlinson equation as a function of F_{MSY} , such that:

$$(8) \quad SP_t = \frac{F_{MSY}}{(1-m^{-1})} SB_{t-1} \left(1 - \left(\frac{B_{t-1}}{K} \right)^{m-1} \right)$$

where, m can be directly translated into B_{MSY}/K and thus determines the biomass depletion level where MSY is achieved (Thorson *et al.*, 2012), using the following relationship:

$$(9) \quad \frac{B_{MSY}}{K} = m^{\left(\frac{1}{m-1} \right)}.$$

Because prior formulations for most SPM-based assessments are specified for r , we provide the following equation to easily convert r estimates (or prior means) into F_{MSY} for any given shape parameter input m :

$$(10) \quad F_{MSY} = r \frac{(m-1)}{(1-m^{-1})}.$$

However, if the prior for r is derived based on Leslie matrix approach, as commonly used for a logistic Schaefer model, we recommend approximating the mean prior for as $F_{MSY} = r / 2$ for the purpose of comparability among Schaefer, Fox and Pella-Tomlinson production function.

Equations (5) - (10) illustrate the direct link between the Pella-Tomlinson SPM and the age-structured, which emphasizes the potential for deriving informative priors for r and m from spawning biomass- and yield-per-recruit analysis with integrated spawning recruitment relationships by generating deviates of $F_{MSY} = MSY/B_{MSY}$ and B_{MSY}/K , respectively (Maunder, 2003, Thorson *et al.*, 2012, Wang *et al.*, 2014).

Bayesian State-Space formulation

We formulated the JABBA building on the Bayesian state-space estimation framework proposed by Meyer and Millar (1999) using the difference equation (i.e. $F = C/B$). The biomass B_y in year y is expressed as proportion of K (i.e. $P_y = B_y/K$) to improve the efficiency of the estimation algorithm.

The model is formulated to accommodate multiple CPUE for fisheries f . The initial biomass in the first year of the time series was scaled by introducing model parameter φ to estimate the ratio of the spawning biomass in the first year to K (Carvalho *et al.*, 2014). The stochastic form of the process equation is given by:

$$(11) \quad P_y = \begin{cases} \varphi e^{\eta_y} & y = 1 \\ \left(P_{y-1} + \frac{F_{MSY}}{(1-m^{-1})} P_{y-1} \left(1 - P_{y-1}^m \right) - \frac{\sum_f C_{f,y-1}}{K} \right) e^{\eta_y} & y = 2, 3, \dots, n \end{cases}$$

where η_y is the process error, with $\eta_y \sim N(0, \sigma_\eta^2)$, $C_{f,y-1}$ is the catch in year y by fishery f .

The corresponding biomass for year y is:

$$(12) \quad B_y = P_y K,$$

The observation equation is given by:

$$(13) \quad I_{f,y} = q_f B_{f,y} e^{\varepsilon_y} \quad y = 1, 2, \dots, n.$$

where, q_f is the estimable catchability coefficient associated with the abundance index for fishery f and ε_y is the observation error, with $\varepsilon_{f,y} \sim N(0, \sigma_{\varepsilon,f,y}^2)$, where is the observation variance for fishery f in year y .

To incorporate available standard errors of the year-effect estimated from the standardization models, we modified adopted an additional variance approach for the observation error variance (Booth and Quinn, 2006, Carvalho *et al.*, 2014), such that:

$$(14) \quad \sigma_{\varepsilon,y,f}^2 = \hat{\sigma}_{SE,y,f}^2 + \sigma_{Add,f}^2 \quad \text{and} \quad \varepsilon_{y,f} \sim N(0, \sigma_{\varepsilon,y,f}^2),$$

where, $\hat{\sigma}_{SE,y,f}^2$ is the externally estimated standard error for year y and abundance index f and $\sigma_{Add,f}^2$ is the estimable additional variance.

The full JABBA model projected over n years requires a joint probability distribution over all unobservable hyper-parameters $\boldsymbol{\theta} = \{K, F_{MSY}, \varphi, \sigma_\eta^2, q_f, \sigma_{\varepsilon,y,f}^2\}$ and the n process errors relating to the vector of unobserved states $\boldsymbol{\eta} = \{\eta_1, \eta_2, \dots, \eta_y\}$, together with all observable data in the form of the relative abundance indices for fisheries f , $\mathbf{I}_f = \{I_{f,1}, I_{f,2}, \dots, I_{f,y}\}$ (Meyer and Millar, 1999). According to Bayes' theorem, it follows that joint posterior distribution over all unobservable parameters, given the data and unknown states, can be formulated as:

$$(15) \quad p(\boldsymbol{\theta} | \boldsymbol{\eta}, \mathbf{I}) = p(K) p(F_{MSY}) p(\varphi) p(\sigma_\eta^2) p(q_f) p(q_f) p(\sigma_\varepsilon^2) \\ \times p(P_1 | \varphi, \sigma_\eta^2) \prod_{y=1}^n p(P_y | P_{y-1}, K, \varphi, \sigma_\eta^2) \times \prod_{y=1}^n p(I_{f,y} | P_t, q_f, \eta_t, \sigma_{\varepsilon,y,f}^2)$$

Convergence and diagnostics

A critical issue when using MCMC methods is how to determine if random draws have converged to the posterior distribution. Convergence of the MCMC samples to the posterior distribution was checked by monitoring the trace, the Gelman and Rubin (1992) and Heidelberger and Welch (1983) diagnostics. In this study, two MCMC chains were used. The model was run for 100,000 iterations, sampled with a thinning rate of 10 with a burn-in period of 20,000 for each of the chains. Basic diagnostics of model convergence and fitting included visualization of the MCMC chains, noting the DIC and evaluating observation residuals for the multiple time series, including using Residual-Mean-Square Error metric for comparisons of alternative scenarios.

References

- Booth, A.J. and Quinn, T.J., 2006. Maximum likelihood and Bayesian approaches to stock assessment when data are questionable. *Fisheries Research*, 80(2), pp.169-181.
- Carvalho, F., Ahrens, R., Murie, D., Ponciano, J.M., Aires-da-silva, A., Maunder, M.N. and Hazin, F. 2014. Incorporating specific change points in catchability in fisheries stock assessment models : An alternative approach applied to the blue shark (*Prionace glauca*) stock in the South Atlantic Ocean. *Fish. Res.* 154: 135–146. Elsevier B.V. doi:10.1016/j.fishres.2014.01.022.
- Gelman, A. and Rubin, D.B. 1992. Inference from Iterative Simulation Using Multiple Sequences. *Statistical Science* 7: 457-472.
- Gilbert. 1992. A stock production modelling technique for fitting catch histories to stock index data.
- Heidelberger, P. and Welch, P.D. 1983. Simulation Run Length Control in the Presence of an Initial Transient.
- Maunder, M.N., 2003. Is it time to discard the Schaefer model from the stock assessment scientist's toolbox? *Fisheries Research*, 61(1), pp.145-149.
- Meyer, R., and Millar, R. B. 1999. BUGS in Bayesian stock assessments. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences* 56: 1078–1087.
- Pella, J.J. and Tomlinson, P.K. 1969. A generalized stock production model. *Inter-American Trop. Tuna Comm. Bull.* 13: 421–458.
- Thorson, J.T., Cope, J.M., Branch, T.A. and Jensen, O.P. 2012. Spawning biomass reference points for exploited marine fishes, incorporating taxonomic and body size information. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 69(9): 1556–1568. NRC Research Press. doi:10.1139/f2012-077.
- Wang, S.-P., Maunder, M.N. and Aires-da-Silva, A. 2014. Selectivity's distortion of the production function and its influence on management advice from surplus production models. *Fish. Res.* 158: 181–193. Elsevier B.V. doi:10.1016/j.fishres.2014.01.017.