

INFORME DEL TALLER CONJUNTO ICES-ICCAT DE REFERENCIA PREVIO A LA EVALUACIÓN DE STOCK DE MARRAJO SARDINERO DEL ATLÁNTICO NORORIENTAL

Para llevar a cabo la evaluación del stock de marrajo sardinero del Atlántico nororiental, el Grupo de trabajo ICES sobre elasmobranchios (WKELASMO) y el Grupo de especies de tiburones (SHK SG) del Comité Permanente de Investigación y Estadísticas (SCRS) de la Comisión Internacional para la Conservación del Atún Atlántico (ICCAT) celebraron una serie de reuniones entre finales de 2021 y abril de 2022. Entre el 28 de noviembre y el 3 de diciembre de 2021, el WKELASMO y el SG debatieron cuestiones relacionadas con los datos. Las cuestiones relativas a la estandarización de la CPUE se debatieron el 15 de febrero de 2022, mientras que las cuestiones relativas a la evaluación se abordaron en una reunión celebrada entre el 26 y el 29 de abril de 2022. Tanto los científicos de ICES como los de ICCAT estuvieron de acuerdo en las decisiones finales sobre los datos y la elección del caso base del modelo de evaluación. El texto que figura a continuación, relativo al marrajo sardinero del Atlántico nororiental, se ha extraído del informe de ICES (Anón. 2022).

1. Introducción

El Grupo de trabajo de ICCAT e ICES de 2009 llevó a cabo una evaluación analítica inicial del stock de marrajo sardinero del Atlántico nordeste (ICCAT 2010). Se utilizó un modelo de producción excedente bayesiano (BSP) (Babcock y Cortés, 2010), pero se consideró que la falta de datos de CPUE para el pico de la pesquería añadía una incertidumbre considerable a la hora de identificar el estado del stock. Además, se utilizó un modelo de producción estructurado por edad (Porch et al. 2006) para proporcionar un contraste con el modelo BSP, pero la mortalidad por pesca estimada para el periodo histórico fue poco realista. Debido a esto, los resultados de los modelos se consideraron demasiado inciertos para que el asesoramiento de ordenación se basara en ellos (ICES 2009).

En consecuencia, en 2010 la evaluación de ICES sobre el estado del stock se basó principalmente en la observación de que las pesquerías del norte habían cesado y no se habían reanudado, lo que indicaba que el stock estaba probablemente mermado (ICES 2010). La evaluación posterior de 2012 no se modificó (ICES 2012). En 2015, el estado del stock se consideraba desconocido porque las percepciones anteriores del stock se basaban en gran medida en el descenso histórico de los desembarques y en los cambios en los patrones de pesca, pero esos factores distintos de la abundancia de peces también pueden influir en los desembarques (ICES 2015). El tamaño del stock se considera todavía desconocido en el dictamen de ICES de 2019 para 2020-2023 (ICES 2019).

2. Identidad del stock

Dos documentos de trabajo (Biais *et al.* 2022; Taylor *et al.* 2022) presentaron los resultados del gran número de marcas archivo por satélite pop-up (PSAT) desplegadas en el marrajo sardinero en el Atlántico nordeste desde 2006 hasta 2019 (n=88 contando los despliegues > 8 días de duración). Las zonas de liberación fueron el mar del Norte (n=1), las Islas Feroe (n=1), Irlanda del norte (n=20), el mar Céltico (n=12) y el borde de la plataforma sudoeste del mar Céltico y el golfo de Vizcaya (n=54). Los gráficos de las trayectorias reconstruidas muestran un número limitado de posiciones diarias en el nordeste de Escocia, el mar del Norte y el mar de Noruega (**Figuras 15 y 16**).

El porcentaje medio mensual de posiciones diarias en esta zona se estima en un 3 % de marzo a julio, y en un 26 % de agosto a febrero para el marrajo sardinero marcado en el golfo de Vizcaya y el mar Céltico meridional en primavera-verano. Este bajo uso de la porción nordeste de su hábitat por parte de estos marrajos sardineros se asocia con un frecuente regreso a la zona de marcado o a sus proximidades en la primavera del año siguiente, con un 76 % de los 22 despliegues de marcas que duraron más de 11 meses.

Este patrón de migración sugiere un cambio en la distribución del marrajo sardinero para explicar las grandes capturas del pasado en el mar del Norte y en el mar de Noruega, o que la biomasa explotada puede estar compuesta por varias fracciones que no están totalmente mezcladas en las principales zonas de pesca debido a sus diferentes áreas y tiempos de fidelidad al lugar de nacimiento. Esta última posibilidad está respaldada por un análisis genético preliminar basado en el ADN mitocondrial que sugiere diferencias

genéticas entre los grupos de comportamiento (Viricel *et al.* 2021). Sin embargo, este análisis se basó en una muestra limitada y debe ser confirmado por un análisis genético complementario sobre el ADN nuclear.

Por lo tanto, se deben fomentar más estudios para apreciar mejor las implicaciones de la complejidad de la estructura del stock del marrajo sardinero en el Atlántico nordeste para la evaluación de stock y la ordenación pesquera. Sin embargo, todavía no hay suficiente información para considerar otra opción que no sea un único stock para el marrajo sardinero en el Atlántico nordeste. Los datos de colocación y recuperación de marcas respaldan la teoría de límite occidental de la zona del stock situado en 42°W, pero su límite sur podría ampliarse hacia el sur desde 36°N hasta 5°N, para alinearse con ICCAT (Ellis *et al.*, 2022).

3. Datos de entrada para la evaluación de stock

3.1 Datos de captura

Se asume que los desembarques de marrajo sardinero se aproximan a las capturas hasta 2009, ya que el alto valor de esta especie debió haber limitado los descartes (ICES 2021). Desde que se introdujo el TAC cero de la UE en 2010, es probable que los desembarques declarados sean mucho menos representativos de las capturas, pero no cabe duda de que las capturas se han reducido en una proporción muy grande desde 2010. Por lo tanto, el uso de los desembarques para estimar las capturas puede causar una subestimación limitada de las capturas hasta 2009, ya que se dispone de datos completos de desembarques para las principales naciones pesqueras y los descartes son limitados. A partir de 2010, los descartes no están cuantificados y, a falta de esos datos, se supone que su nivel no es lo suficientemente grande como para distorsionar demasiado la tendencia que muestran los desembarques.

Se revisaron los datos de desembarques del Grupo de trabajo sobre pesquerías de elasmobranquios (WGEF) de 2021 (**Figura 1**) utilizando:

- los desembarques presentados en respuesta a la petición de datos de WKELASMO (solicitados para 2005-2020) por Francia, Alemania, Países Bajos, Noruega, Reino Unido-Inglaterra y Reino Unido-Escocia. Todos estos países habían notificado previamente sus desembarques en respuesta a las peticiones anuales de datos del WGEF. Por lo tanto, los desembarques presentados ahora se cotejaron para su eventual actualización con la tabla de desembarques del WGEF de 2021.
- Se facilitaron al WKELASMO las estadísticas de capturas de ICCAT. Las capturas de ICCAT de las Islas Feroe de 1953 a 1960 se incluyeron porque se supone que estaban en el Atlántico nordeste antes de que se iniciara la pesquería de marrajo sardinero en el Atlántico noroeste. Los desembarques españoles del WGEF fueron sustituidos por las capturas de ICCAT, ya que se sospechaba que los desembarques del WGEF incluían desembarques de otras especies de tiburones (sin cambios desde 1950 hasta 1987).
- Base de datos de la Dirección General de Pesca para la revisión de los desembarques franceses de 1973 a 1987 y base de datos de Ifremer (Harmonie) para la revisión de los desembarques franceses de 1988 a 1999.
- Informes estadísticos oficiales noruegos para la revisión de las capturas noruegas para algunas diferencias limitadas (años 1971, 1973 y 1984) y la conversión de peso eviscerado a peso en vivo utilizando el coeficiente de transformación (1,3) previsto en los informes estadísticos oficiales noruegos (años 1926 a 1972, excepto los años 1958-1960, 1969, 1970 ya en peso en vivo).

3.2 Series de CPUE

Se dispuso de tres series de CPUE de palangre para el nivel de referencia del stock marrajo sardinero del Atlántico nordeste, estandarizadas mediante un modelo lineal generalizado (GLM):

- Una serie de CPUE del palangre noruego de 1950 a 1972, en número de peces por día, a partir de los cuadernos de pesca personales de cinco buques de la pesquería dirigida noruega, en número de peces por día (Biais 2022 a y b);

- Una serie de CPUE del palangre francés de 1972 a 2009, en capturas por marea, a partir de los cuadernos de pesca de 19 buques de la pesquería dirigida francesa, una revisión de la serie de CPUE ya presentada en la evaluación ICCAT-ICES de 2009 (Biais 2022 c y d);
- Serie compuesta de CPUE de prospección realizada mediante las CPUE de un buque comercial francés, de 2000 a 2009, con las CPUE de una prospección realizada en 2018-2019, en número de peces por día y por cuadrícula ICES (Biais 2022 e, f y g).

Además, se dispone de una serie de CPUE del palangre español utilizada en el marco de la evaluación ICCAT-ICES de 2009 (ICCAT 2010; Mejuto et al., 2010). Se trata de una serie de capturas fortuitas del palangre de superficie dirigido al pez espada, en peso vivo por marea y por mil anzuelos.

3.2.1 Serie de CPUE del palangre noruego

Las series de CPUE noruegas se obtuvieron de tres cuadernos de pesca manuscritos de cinco palangreros de la pesquería dirigida (Biais 2022 a). Desde que esta pesquería cesó en la década de 1980, estos cuadernos de pesca son ahora escasos. Aunque limitados en número, los obtenidos proporcionaron una base de datos suficientemente amplia para el análisis posterior, con 1.683 capturas diarias en número por cuadrícula de $1^{\circ} \times 1^{\circ}$ para el periodo de 1950 a 1972 (faltan los años 1965-67). En primer lugar, considerando que un buque sigue probablemente el movimiento del marrajo sardinero, se evaluó la independencia de los pares de capturas en la misma cuadrícula o en cuadrículas adyacentes de $1^{\circ} \times 1^{\circ}$ y realizadas en intervalos que varían de uno a diez días, utilizando las correlaciones de rango de Kendall (valor $p < 0,05$). A partir de los resultados, se seleccionaron las CPUE si había al menos cinco días entre capturas sucesivas cuando se realizaban en la misma cuadrícula o en cuadrículas contiguas. Por lo demás, se supuso que las CPUE eran observaciones independientes, ya que parece poco probable que un buque pueda volver a encontrar el mismo grupo de peces al día siguiente saltándose una cuadrícula de $1^{\circ} \times 1^{\circ}$, dada la variabilidad de los movimientos de los peces que muestran los despliegues de marcas PSAT. Esta selección redujo significativamente el número de capturas diarias que podían utilizarse, de 1683 a 616, pero se consideró necesaria para obtener índices de abundancia no sesgados. A partir de esta submuestra, se definieron seis subáreas en función de la CPUE media por cuadrícula y de las discontinuidades observadas. Se extienden a lo largo de la costa noruega, al sur de $69^{\circ}N$, hasta el norte de Escocia, extendiéndose también en la parte norte y central del mar del Norte (**Figura 2**). Esta zona de pesca histórica de la pesquería noruega se complementó con nuevas zonas al oeste y al sur de Irlanda en la década de 1960. Las CPUE se estandarizaron comparando tres enfoques GLM, todos ellos adaptados a la presencia de días de captura cero en las series de CPUE (distribución de error binomial negativa, distribución Tweedie de error, enfoque delta-GLM que combina una distribución binominal de error con una distribución Gamma de error) utilizando las CPUE de la zona de pesca histórica de la pesquería noruega (Biais 2022 a). El año, el mes, la subzona y el buque se incluyeron en las variables del GLM, así como las interacciones entre estos efectos. La selección del modelo a retener se propuso sobre la base de cinco validaciones cruzadas, el criterio de información de Akaike y los gráficos de residuos cuantiles. Tras la presentación de esta comparación de GLM, el WKELASMO solicitó complementar el análisis examinando los efectos de utilizar las seis unidades espaciales definidas (sin excluir las unidades espaciales del oeste y suroeste de Irlanda) y el trimestre en lugar del mes como variable temporal para estandarizar las CPUE de los palangreros noruegos, con los GLM que utilizan la distribución binomial negativa de error con un enlace logarítmico, dada su relevancia cuando las CPUE son enteras, y presentan una gran variación en su desempeño en comparación con los GLM que utilizan otras distribuciones. Tras la presentación de este complemento del análisis anterior (Biais 2022 b), se seleccionó como modelo final el modelo GLM que incluye los efectos del año, el mes y la subzona y que utiliza una estructura de error binomial negativa. La serie de índices anuales relativos obtenida con este modelo muestra una tendencia a la baja en la segunda mitad de los años cincuenta, pero esta tendencia parece haberse estabilizado a principios de los años sesenta, seguida de un ligero aumento a finales de los años sesenta y principios de los setenta (**Figura 3**).

Para obtener un índice de biomasa para realizar una evaluación SPiCT con índices y capturas en peso, se utilizaron también los cuadernos de pesca noruegos utilizados para obtener el índice de abundancia relativa. Proporcionan las capturas en peso (peces eviscerados y sin cabeza) para la mayoría de los desembarques. Esto permite calcular los pesos medios anuales de los peces basándose en el 92 % de las CPUE diarias utilizadas en la estandarización del GLM para todos los años a partir de 1950, excepto 1970 y 1972. Para estos dos años, los pesos medios se estimaron mediante la media de los pesos medios de los años más cercanos (1969 y 1970, ya que la serie termina en 1972). Estos pesos medios se utilizaron para

transformar el índice de abundancia relativa en una serie de índices de biomasa relativa multiplicando cada índice anual por el peso medio anual correspondiente (**Figura 11**).

3.2.2 Serie de CPUE del palangre francés

Las CPUE de los palangreros en la pesquería dirigida francesa están disponibles desde 1972, el segundo año de la pesquería, hasta que cesó debido al establecimiento de un TAC cero en 2010 (Biais 2022 c y d). Su zona de pesca se extiende principalmente en el borde de la plataforma del golfo de Vizcaya, pero también en el mar Céltico (**Figura 4**). Para obtener una serie temporal lo más larga posible, estas CPUE están en peso por marea. Esta serie se presentó por primera vez al Grupo de Trabajo ICCAT-ICES de 2009, que la utilizó para una evaluación exploratoria. Al igual que en 2009, se optó por seleccionar los buques para evitar participaciones cortas y, por tanto, permitir una comparación interanual mejor de los índices de abundancia (19 buques seleccionados, todos ellos con base en la isla de Yeu). Además de este tratamiento previo, la serie de CPUE se limpió para limitar los efectos del tiempo de navegación hacia las zonas de pesca, así como para excluir algunas mareas dirigidas a túnidos o cuyos valores sugerían un error en el proceso de comunicación. Las CPUE se estandarizaron con un GLM, utilizando una distribución gamma de error con un enlace logarítmico. Las variables consideradas fueron año, mes, zona (divisiones ICES 7 a&f-g, 7 h-j-k y 8), el buque y sus interacciones. La selección del modelo final se realizó como en el caso de las CPUE noruegas. Este modelo incluye las cuatro variables consideradas pero no sus interacciones. El índice de abundancia relativa obtenido disminuye en los años 70, pero a partir de entonces varía sin tendencia alguna (**Figura 5**).

3.2.3 Serie de CPUE compuesta de prospección

La serie de CPUE compuesta de prospección combina las CPUE de un buque comercial francés, de 2000 a 2009, con las CPUE de una prospección realizado en 2018-2019. Esto se hizo para construir una serie lo suficientemente larga como para proporcionar información sobre la tendencia de la abundancia desde el cese de la pesquería dirigida en 2010, a falta de cualquier posibilidad de basar una evaluación en la CPUE comercial desde la aplicación de la normativa que puso fin a la pesquería dirigida francesa y a casi todos los desembarques de marrajo sardinero en los países europeos.

La prospección se llevó a cabo en mayo-junio de 2018 y 2019, durante aproximadamente un mes y medio en ambos años, con un palangrero fletado con base en la isla de Yeu cuyo patrón y tripulación tenían experiencia en la pesca de marrajo sardinero con palangre. El arte era un palangre con 336 anzuelos, idéntico al arte utilizado por la pesca comercial dirigida para el primer lance del día. Se planificaron dos lances por día, como es habitual en la pesquería comercial, pero con el mismo arte, mientras que en la pesquería comercial se suele utilizar un palangre el doble de largo para el segundo lance del día. Los dos lances diarios se planificaron en la misma cuadrícula ICES con uno a tres días de pesca por cuadrícula estadística (pero generalmente dos) que deben estar separados por al menos 10 días. La zona de la prospección comprendía 16 cuadrículas ICES que se extendían a lo largo del borde de la plataforma del golfo de Vizcaya y el sur del mar Céltico (**Figura 6**). Por lo tanto, la prospección pretendía obtener un muestreo sistemático de una zona central de la antigua pesquería dirigida en un momento en el que esta zona es una parte importante del hábitat del marrajo sardinero, como demuestran los despliegues de marcas PSAT y las CPUE comerciales. Las posiciones de las estaciones de pesca eran fijas y estaban lo más separadas posible. Este esquema de muestreo y el cambio diario del cuadrícula ICES pretendían proporcionar observaciones diarias independientes. Esto se verificó mediante un análisis de la relación entre las CPUE en días consecutivos cuando los lances se realizan a menos de 30 millas náuticas de distancia en cuadrículas estadísticas contiguas (Biais 2022 e).

La combinación de las CPUE de esta prospección con las CPUE comerciales requería que estas últimas fueran detalladas, incluyendo posiciones específicas, número de peces capturados y anzuelos por lance. Los cuadernos de pesca que se tienen que comunicar de forma obligatoria no proporcionan estos datos, pero fue posible obtenerlos para un buque de la pesquería dirigida para el cual el patrón proporcionó sus cuadernos personales para los años 2000 a 2009. Este buque contribuyó en un 10 % a los desembarques totales franceses anuales de 2000 a 2008. En un primer intento de combinar las CPUE comerciales y las de la prospección, las CPUE comerciales se escalaron a 336 anzuelos y se realizó una selección de lances para imitar el plan de muestreo de la prospección, utilizando sólo las CPUE de mayo-junio y que se situaban dentro de la zona de la prospección. En su presentación, WKELASMO sugirió un análisis de la posible diferencia de capturabilidad entre los lances de palangre con 3 o 4 líneas (252-336 anzuelos), realizados

normalmente por la mañana, y los lances con 9 o 10 líneas (756-840 anzuelos), realizados normalmente por la tarde. Los resultados de este análisis mostraron que el escalado al mismo número de anzuelos era insuficiente para incorporar adecuadamente la diferencia entre los dos tipos de palangres.

En consecuencia, se consideró que un GLM era un método mejor para combinar todas las CPUE, incluyendo el tipo de palangre en las variables (Biais 2022 f). No obstante, para limitar el número de tipos de palangre a dos (252-336 anzuelos o 756-840 anzuelos), dado el número de CPUE comerciales disponibles ($n=740$), se mantuvo una escala al mismo número de anzuelos, asumiendo que la capturabilidad no se ve afectada por una pequeña diferencia en el número de anzuelos dentro de cada tipo. Para seleccionar observaciones independientes, como lo son las CPUE de la prospección, debido a su diseño de muestreo, se realizó un análisis basado en las correlaciones de rango de Kendall como para las CPUE del palangre noruego. El análisis muestra que las CPUE son observaciones independientes después de un día cuando se utilizan 252-336 anzuelos y después de dos días cuando se utilizan 756-840 anzuelos. Según este resultado, parece más difícil rastrear al marrajo sardinero en el golfo de Vizcaya y en el sur del mar Céltico que en las aguas del norte de Europa, pero la razón sigue siendo especulativa (técnica de pesca, entorno, densidad de presas...).

Cuando dos CPUE consecutivas están separadas por 50 millas náuticas, se consideraron observaciones independientes porque no están en cuadrículas ICES contiguas, utilizando el mismo razonamiento que para las CPUE noruegas. En consecuencia, se construyeron dos series de CPUE independientes basadas en la distancia y el número de días entre calados, una para cada tipo de palangre. Además, se investigó una última posibilidad de mejorar la coherencia entre las CPUE comerciales y las de la prospección examinando la distribución por cuadrículas ICES de las CPUE comerciales.

Como se adopta un plan de muestreo sistemático para la prospección, el número de cuadrículas estadísticas visitadas durante la prospección es independiente de la distribución del marrajo sardinero. El esfuerzo pesquero de un buque comercial es naturalmente más limitado en zonas de baja densidad de marrajo sardinero. Para investigar esta posible relación entre las CPUE y la distribución de los calados (Biais 2022 g), se utilizó la serie de CPUE independientes resultantes de los calados con 252 o 336 anzuelos porque forman una serie más larga ($n=252$) que la serie de CPUE con calados con 756 o 840 anzuelos ($n=224$), debido a la selección para obtener observaciones independientes. La zona de prospección se dividió en dos partes: una subzona del noroeste (al norte de 47° N y al oeste de 7° W), que incluye aproximadamente la mitad de las cuadrículas ICES de la zona de la prospección, y el resto fuera de esta subzona del noroeste.

Utilizando la media por cuadrícula ICES en mayo-junio (meses de la prospección), para limitar el efecto de la distribución de los calados por cuadrícula, se calculó la CPUE media por subzona (de la zona de la prospección) para cada año. La proporción de cuadrículas ICES con calados de palangre en estas subzonas también se calculó en mayo-junio de cada año. A continuación, se examinó la relación entre la proporción de calados en la subzona NW y la CPUE media fuera de esta zona en mayo-junio. Como era de esperar, existe una correlación negativa entre estas dos cantidades (**Figura 7**). La relación es lineal con una pendiente significativamente diferente de cero al nivel alfa de 0,05 (valor $p<0,01$). Por lo tanto, las CPUE fuera de la zona NW proporcionan una base para estimar el número de cuadrículas ICES de la zona NW en las que el buque comercial habría calado palangres en 2018 y 2019 con su comportamiento pesquero habitual.

En estos dos años, las CPUE fuera de la zona del noroeste (es decir, en la parte sudeste de la zona de la prospección) fueron de 5,3 y 4,4 marrajos sardineros por calado, respectivamente, por lo que está dentro del rango de valores utilizados para estimar la relación lineal. Por tanto, pueden utilizarse para estimar la proporción de cuadrículas ICES con calados en la zona del NW en 2018 (21 %) y en 2019 (30 %). Estas proporciones y el número de cuadrículas con calados en la parte SE de la zona de la prospección (siete en 2018 al igual que en 2019) permiten estimar que el número de cuadrículas en la zona NW debería haber sido dos en 2018 y tres en 2019 para tener una distribución de calados por zona similar a la observada para el buque comercial cuyas CPUE se utilizan para ampliar la serie de la prospección.

Para obtener una serie de CPUE coherente, algunas cuadrículas ICES deben, en consecuencia, ser seleccionadas entre las cuadrículas con calados en 2018 ($n=9$) o en 2019 ($n=8$) en la zona NW. Las CPUE medias en mayo-junio fuera de la zona noroeste pueden agruparse fácilmente en dos categorías, dependiendo de si sus CPUE medias están por encima de la media o no, con una gran diferencia entre las medias de los dos grupos, teniendo uno de ellos una CPUE media casi siete veces mayor que el otro. Las CPUE de 2018 y 2019 están obviamente en el grupo de las CPUE altas ya que son aproximadamente tres veces la CPUE media de 2000-2009. Tres años componen este grupo de 2000 a 2009: 2000, 2002 y 2009.

En estos años, las tres cuadrículas ICES más frecuentadas (por número de años) son 25D9, 25E0 y 24D9, en orden descendente de presencia y con prioridad a la cuadrícula más oriental en caso de igualdad (25E0 y 24D9), considerando que el buque debe navegar de este a oeste cuando explora la zona NW a lo largo del borde de la plataforma. Por lo tanto, sólo hay que seleccionar las CPUE en estas tres cuadrículas ICES 25D9, 25E0 y 24D9 (25D9 y 25E2 en 2018, las tres en 2019) para obtener una serie de prospección comparable a las series comerciales que la complementan.

En cuanto a las CPUE comerciales, cuando se realizan observaciones independientes utilizando 252 o 336 anzuelos, son comparables a las CPUE de la prospección (después de escalar a 336 anzuelos cuando se despliegan 252 anzuelos), teniendo en cuenta que la técnica de pesca es idéntica, que el buque tiene su base en la isla de Yeu en ambos casos, con la consecuencia de que la destreza de la tripulación es similar y que el posible "efecto patrón" se elimina por los criterios establecidos para obtener observaciones independientes. A continuación, puede crearse una serie única para complementar las CPUE de la prospección (incluyendo sólo las de las cuadrículas ICES seleccionadas en la zona noroeste) hasta el año 2000 con CPUE comerciales comparables. La serie completa de CPUE a estandarizar se formó sumando las CPUE cuando se utilizan 756 u 840 anzuelos, también escaladas al mismo número de anzuelos. Esta serie completa de CPUE se denomina serie de CPUE compuesta de prospección más adelante en el informe.

El proceso de estandarización se llevó a cabo con un GLM utilizando una distribución Tweedie de error porque los datos son continuos e incluyen valores nulos, con la elección habitual de un enlace logarítmico. La selección del modelo se hizo con la serie completa de CPUE de la prospección, porque se hizo antes de advertir la necesidad de comparar la distribución espacial de las CPUE comerciales y de la prospección. Se asumió que la eliminación de pocas CPUE en dos años ($n=21$ de 535) no tiene ninguna consecuencia en el análisis realizado previamente para seleccionar el modelo final.

Se consideraron cuatro variables para su inclusión en los modelos probados: el año, el tipo de palangre (252-336 anzuelos o 756-840 anzuelos), el mes o el periodo (febrero-abril, mayo-junio, julio-septiembre), para tener periodos antes, durante y después de la prospección, como alternativa al mes que limita el riesgo de sobreparametrización, zona (mar Céltico al norte de 48°30'N, norte del golfo de Vizcaya de 45°N a 48°30'N, sur del golfo de Vizcaya al sur de 45°N) para captar el efecto de la zona de la prospección (norte del Golfo de Vizcaya), ya que el número de observaciones obliga a fusionar la cuadrícula ICES en unidades espaciales mayores. La selección del modelo final se basó en cinco validaciones cruzadas, el criterio de información de Akaike y los gráficos de cuantiles de los residuos, al igual que para los demás GLM. Este modelo incluye el año, el tipo de palangre y la zona. El índice de abundancia relativa obtenido muestra un aumento moderado de la abundancia de marrajo sardinero en el golfo de Vizcaya y la zona sur del mar Céltico desde 2009 hasta 2019 (**Figura 8**).

Para obtener un índice de biomasa para hacer una evaluación SPiCT con índices y capturas en peso, es necesario disponer de una serie de peso medio. Se utilizó una relación peso-talla basada en los datos de desembarques recogidos en 2008-2009 (Hennache y Jung, 2010) con las distribuciones de talla de abril a junio de estos dos años (no disponibles para cada año por separado) para calcular un peso medio para 2008-2009. Dado que la prospección se llevó a cabo en mayo-junio y que el 80 % de las CPUE comerciales seleccionadas para complementar la prospección son de abril-junio, el uso de la distribución de tallas de los desembarques en estos tres últimos meses (Hennache y Jung, 2010) pareció pertinente para proporcionar índices de biomasa comparables a los de la prospección y representativos de la captura utilizada para complementar las CPUE de la prospección. El peso medio así calculado es de 59 kg.

Este peso medio está por encima de los valores comunicados para mayo-junio de 1980 a 1989, que están comprendidos entre 42 y 53 kg (Lallemand-Lemoine, 1991), pero el peso medio comunicado para julio (61 kg) es mayor que en 2008-2009 (44 kg). El valor más alto de julio en la década de 1980 indica probablemente un muestreo del borde de la plataforma, mientras que en julio de 2008-2009, la distribución de tallas puede haber incluido muestras del mar Céltico, donde la pesquería francesa solía moverse en verano y donde los peces son más pequeños. Sin embargo, esto muestra que las ponderaciones medias no parecen haber cambiado mucho entre los años 80 y los 2000. Dada esta observación, pero también la baja dinámica de los stocks de marrajo sardinero y la probable estabilidad del patrón de explotación en ausencia de cambios en los artes y prácticas de pesca en la pesquería francesa en la década de 2000, una estabilidad de la distribución de tallas del stock explotable de marrajo sardinero entre 2000 y 2008 parece una hipótesis aceptable. Esto respalda el uso del peso medio de 2000 a 2009 para convertir el índice de abundancia compuesto de la prospección en un índice de biomasa.

Los pesos medios de 2018 y 2019 se obtuvieron utilizando la relación peso-talla disponible y las distribuciones de talla de las capturas de la prospección. Son respectivamente 78 y 72 kg, valores que concuerdan con el desplazamiento observado hacia la derecha de la distribución de tallas entre 2008-2009 y 2018-2019 (**Figura 9**). Los pesos medios obtenidos se utilizaron para transformar el índice de abundancia compuesto de la prospección en un índice de biomasa multiplicando cada índice de abundancia anual por el peso medio anual correspondiente (**Figura 11**).

3.2.4 Serie de CPUE de palangre español

La serie de CPUE de palangre español se presentó en la reunión ICCAT-ICES de evaluación del stock de marrajo sardinero de 2009 (ICCAT 2010; Mejuto *et al.*, 2010). Se facilitaron las CPUE por mareas (en peso vivo-kg por mil anzuelos) del palangre de superficie que se dirige al pez espada en todo el Atlántico norte, de 1986 a 2007. En el 88 % de las mareas ($n=15.458$) no se encontró ningún marrajo sardinero. A petición del grupo de trabajo ICCAT-ICES de 2009, se realizó un análisis limitado a dos zonas ($n.^{\circ}$ 4 y 5) en el Atlántico este (al este de $20^{\circ}W$ de $35^{\circ}N$ a $55^{\circ}N$), que se utilizaría en la evaluación. Entre 1986 y 2007 se comunicaron 5.844 mareas en esta zona con 5.699 ejemplares de marrajo sardinero capturados. La porción de esta zona al norte de $45^{\circ}N$ abarca aproximadamente la mitad de estas capturas, aunque se informa de que el palangre tradicional aparece en esta zona solo esporádicamente durante determinados años y trimestres. También se indica que algunas de las mareas realizadas durante la década de 1980 en esta zona podrían haber aprovechado las concentraciones locales esporádicas de marrajo sardinero. Las CPUE se estandarizaron mediante el uso de procedimientos GLM asumiendo una distribución de error delta-lognormal. El modelo final se seleccionó utilizando el criterio de información de Akaike, el criterio de información bayesiano y la prueba de ratio de verosimilitud (las variables fueron: año, zona, trimestre, cebo, año*zona, año*trimestre). El índice de abundancia relativa obtenido (**Figura 10**) incluye niveles más elevados en la década de 2000, con grandes variaciones interanuales.

3.3 Parámetros del ciclo vital

Se realizaron ensayos del modelo SPiCT utilizando $0,059 \text{ año}^{-1}$ como distribución previa para la tasa de crecimiento intrínseco (r). Este valor se calculó para la población de marrajo sardinero del Atlántico oeste (Cortes y Semba, 2020).

4. Evaluación de stock

Para todos los ensayos de SPiCT (Pedersen y Berg, 2017) presentados al WKELASMO, se examinó la aceptación según la lista de criterios recomendados por Mildenerberger *et al.*, (2020). Se realizaron análisis en 3.6.3 (equipo central de r , 2020) utilizando la elipse (Murdoch y Chow, 2020), los paquetes SPiCT (Pedersen y Berg, 2017) y TMB (Thygesen *et al.*, 2017).

También se presentaron evaluaciones exploratorias con JABBA (Winker *et al.*, 2018). Este marco del modelo bayesiano de producción excedente estado-espacio ofrece una herramienta completa para realizar diagnósticos del modelo con el fin de evaluar objetivamente los cuatro criterios de plausibilidad del modelo recomendados en Carvalho *et al.* (2021): (1) la convergencia del modelo, (2) el ajuste a los datos, (3) la coherencia del modelo (patrón retrospectivo) y (4) la capacidad de predicción a través de la validación cruzada retrospectiva. Se puede encontrar más información sobre el uso del paquete R de 'JABBA' en Ortiz *et al.* (2022) y en Winker *et al.* (2018).

Antes de que se desarrollara una pesquería dirigida noruega, cuyo primer desembarque se comunicó en 1926, toda la información disponible parece mostrar que las pesquerías noruegas solo capturaban marrajo sardinero de forma incidental en cantidades limitadas en ausencia de un mercado local. No parece haber ninguna otra pesquería antes de 1946. Por lo tanto, hay muchas razones para creer que el stock estaba muy poco explotado antes de 1926 y que su biomasa estaba cerca del estado virgen. La distribución previa para la ratio de la biomasa con respecto a la capacidad de carga se fijó en consecuencia en 0,99 en todas las evaluaciones exploratorias realizadas con SPiCT, considerando esta distribución previa informativa ($SD \text{ de } \log(B/K)=0,2$).

4.1 Evaluaciones exploratorias

Se presentaron al WKELASMO cuatro conjuntos de ensayos exploratorios de SPiCT.

El primero (Biais 2022 h) no incluía el índice de palangre español debido a que el beneficio de utilizarlo se discutió más adelante. Incluía cinco ensayos (véase más abajo), comenzando por un modelo Schaefer como ensayo de referencia (distribución previa informativa para n fijado en 2). En ensayos posteriores, la distribución previa para n se mantiene en 2, pero con una SD diferente de $\log(n)$ en R3 a R5, y sin cambios en las distribuciones previas para B/K (o la misma base de biomasa no explotada en 1926 cuando se modifica el año de inicio del ensayo) y r :

- R1 Ensayo de referencia con un modelo Schaefer (distribución previa para $n=2$, SD de $\log(n)=0,2$);
- R2 Opción de estimación robusta sobre capturas para verificar si esta opción pudiera mejorar los diagnósticos del ensayo de referencia en el que la prueba de Shapiro para la normalidad de los residuos de las capturas resulta fallida;
- R3 Distribución previa semiinformativa para n (SD de $\log(n)=0,5$), porque el valor posterior inferior a 2 parecía indicar que un n más bajo podría proporcionar una curva de producción menos plana;
- R4 Igual que R3, pero comenzando en 1950 para comprobar si el ajuste mejora cuando el ensayo se restringe a los años para los que se dispone de índices de biomasa;
- R5 SD relativa de las capturas cinco veces superior a la de 2010, debido a la incertidumbre en la talla de los descartes desde 2010, con una distribución previa semiinformativa para n .

Esta exploración inicial de la utilización del modelo SPiCT con los nuevos datos presentados al WKELASMO sugirió un mejor ajuste cuando se utilizaba una distribución previa semiinformativa para n , lo que implica un modelo Fox (n posterior cercano a 1), y una mayor SD relativa de las capturas a partir de 2010 (ensayo R5), sin beneficio de otras opciones.

Los parámetros del ensayo R5 se seleccionaron para una evaluación exploratoria con JABBA que comparaba este ensayo con un escenario alternativo que incluía el índice de palangre español (Ortiz *et al.*, 2022). Ambos escenarios son coherentes con el ensayo R5 del SPiCT, con respecto a las tendencias B/B_{RMS} y F/F_{RMS} . Los criterios de JABBA para la aceptación de un modelo plausible se cumplen para ambos escenarios, pero la incorporación del índice español degrada la precisión del ajuste. Teniendo en cuenta que ambos ensayos son plausibles, Ortiz *et al.* (2022 a) sugieren seleccionar el escenario que incorpora todos los índices disponibles.

Ortiz *et al.* (2022 b) también proporcionaron un segundo conjunto de ensayos exploratorios de SPiCT. Al igual que la evaluación exploratoria de JABBA, permite comparar el ensayo R5 del conjunto n.º 1 con un ensayo que tenga las mismas distribuciones previas pero que incorpore el índice español (ensayo de referencia). Se añadieron cuatro ensayos de sensibilidad adicionales, todos ellos incorporando el índice español:

- S1 Año terminal 2010 = igual que el ensayo de referencia, pero las series de índice y captura terminan en 2010.
- S2 Año terminal 2015 = igual que el ensayo de referencia, pero las series de índice y captura terminan en 2015.
- S3 Supuestos de distribuciones previas de r más altas = aumentar la media de la distribución previa de r por un factor de tres ($3*0,059$) mismos errores estándar de 0,2 como ensayo de referencia.
- S4 Error estándar bajo para el índice de prospección = asumir una mayor precisión del índice compuesto de prospección ($0,5*\text{Índice SE}$) en comparación con las series de CPUE dependientes de la pesquería.

Basándose en los resultados de estos ensayos de sensibilidad, se propuso que el modelo final fuera el ensayo de referencia. La comparación con la evaluación JABBA que incorpora el índice español muestra de nuevo una buena coherencia entre las tendencias de los dos modelos, siendo JABBA B_{2020}/B_{RMS} ligeramente superior a la estimación de SPiCT (0,51 frente a 0,47).

Sin embargo, se señaló que la elección de una distribución previa para n que lleva a un n posterior cercano a 1 entra en contradicción con una distribución previa baja para r . De hecho, esto último implica una baja productividad, como se espera para un stock de marrajo sardinero, mientras que n cercano a 1 implica un stock productivo. Por lo tanto, se presentó un tercer conjunto de ocho ensayos exploratorios de SPiCT, todos con una distribución previa informativa para n fijada en 2 (SD de $\log(n)=0,2$), pero con una comparación de ensayos cuando la distribución previa para r (todavía fijada en 0,059) es informativa (SD de $\log(r)=0,2$) o semiinformativa (SD de $\log(r)=0,5$), tanto si se incorpora el índice español como si no.

Este conjunto de ensayos incorporó el índice compuesto de prospección tanto si la distribución espacial de las observaciones de las prospecciones en 2018 y 2019 se ajusta a la de las observaciones de los buques comerciales durante 2000-2009 como si no. Muestra que el rho de Mohn para B/B_{RMS} se reduce con las series ajustadas. De este modo, se confirmó el beneficio de una serie más coherente. Por otro lado, la incorporación del índice español tiene mayores consecuencias en los criterios de aceptación. Sin este índice, los ensayos con una distribución previa semiinformativa sobre r (SD de $\log(r)=0,5$) cumplen todos los criterios de aceptación con una r posterior lo suficientemente baja como para ser considerada realista para la especie; pero, cuando se inserta el índice español, los ensayos con una distribución previa semiinformativa sobre r no son aceptables debido a un patrón retrospectivo F/F_{RMS} significativo con eliminaciones en los años 3 y 4 muy por encima de los otros en sus años terminales. Se probó la solución de añadir una distribución previa sobre la SD del índice español con un valor alto, sin que cambiaran mucho los resultados. Dado que la mayoría de los miembros del WKELASMO estaban a favor de incorporar el índice español, se seleccionó el ensayo con una distribución previa informativa sobre r , aunque el rho de Mohn para F/F_{RMS} era alto ($> 0,4$). La presentación de los resultados de estos ensayos está disponible en el SharePoint del WKELASMO (carpeta de presentación). Sin embargo, después de la presentación se observó que las SD de los índices deberían haber sido escaladas a sus medias en lugar de a sus mínimos para permitir que la distribución previa sobre la SD del índice español tuviera el efecto deseado.

Por lo tanto, se proporcionó un cuarto conjunto de 10 ensayos exploratorios para comparar los ensayos (**Tablas 1 y 2**; Figuras disponibles en el SharePoint del WKELASMO en la carpeta de presentación):

- cuando el índice español no está insertado (ensayos n.º 1 y n.º 2) o si lo está (ensayos n.º 3 a n.º 10);
- cuando la SD de las distribuciones previas para $\log(r)$ es 0,2 (ensayo n.º 1 y ensayos n.º 3 a n.º 5) o si es 0,5 (ensayos n.º 6 a n.º 10);
- cuando se adoptan diferentes distribuciones previas para la SD del índice español. Se seleccionaron inicialmente tres valores: 0,9, 1,2 y 1,8, teniendo en cuenta que la SD posterior del índice compuesto de prospección es de aproximadamente 0,6 en los resultados de los ensayos n.º 1 y n.º 2. Por lo tanto, los ensayos de sensibilidad con una distribución previa para la SD del índice español 1,5, 2 o 3 veces mayor parecían pertinentes. Además, debido a que el ajuste falla durante más de 3 años en el análisis retrospectivo cuando la SD de las distribuciones previas para $\log(r)$ es 0,5 y la distribución previa para la SD del índice español es 0,9 (ensayo n.º 6), pero no cuando esta SD es 1,2 (ensayo n.º 9), se añadieron los ensayos n.º 7 y n.º 8 para explorar el efecto de SD del índice español cuando aumenta de 0,9 a 1,2.

Al igual que con el conjunto n.º 3, los únicos ensayos que cumplen todos los criterios de aceptación sin restricciones son los que tienen una distribución previa semiinformativa para r (SD para $\log(r) = 0,5$). Su r posterior es de nuevo lo suficientemente baja como para ser considerada realista para la especie ($=0,09$). Sin embargo, el patrón retrospectivo deja de ser un problema con una SD para $\log(r)$ de 0,5 al insertar el índice español, considerando una mayor incertidumbre para este índice ($SD > 1$).

Al igual que con el conjunto n.º 3, los únicos ensayos que cumplen todos los criterios de aceptación sin restricciones son los que tienen una distribución previa semiinformativa para r (SD para $\log(r) = 0,5$). El patrón retrospectivo deja de ser un problema al insertar el índice español, considerando una mayor incertidumbre para este índice ($SD > 1$). Como resultado, ahora resulta ventajoso utilizar este índice para cumplir los criterios de aceptación. Sin embargo, cuando se utiliza una distribución previa semiinformativa para r , los resultados son muy similares tanto si se inserta el índice español como si no. La r posterior de

estos ensayos es de nuevo lo suficientemente baja como para ser considerada realista para la especie ($=0,09$).

4.2 Evaluación final

En el conjunto final de ensayos exploratorios, los ensayos n.º 8, n.º 9 y n.º 10 son muy similares en términos de diagnóstico, estimaciones puntuales de parámetros e incertidumbre. Los valores p de Shapiro del índice compuesto de prospección difieren ligeramente entre estos ensayos, con los ensayos n.º 8 y n.º 9 mostrando valores ligeramente por debajo del nivel de significación del 5 % (0,0426 para el ensayo n.º 8 y 0,0458 para el ensayo n.º 9); el valor p del ensayo n.º 10 es de 0,0635. Sin embargo, el ensayo n.º 8 presentó un menor número de fallos al comprobar la influencia de los valores iniciales en las estimaciones de parámetros (un ajuste falló) en comparación con el ensayo n.º 9 (siete ajustes fallaron) y el ensayo n.º 10 (cuatro ajustes fallaron y 1 gran distancia), lo que apoya la aceptación del ensayo n.º 8 como evaluación final.

En los diagnósticos de este ensayo (**Figura 12**), la prueba de Shapiro para la normalidad de los residuos de las capturas falla, al igual que con otros ensayos exploratorios, debido a la disminución de las capturas a causa de la Segunda Guerra Mundial y a las reglamentaciones pesqueras implementadas desde 2010. Además de que el valor p de Shapiro del índice compuesto de prospección (n.º 3) está justo por debajo de 0,05, esta prueba, así como la prueba de sesgo, resultan fallidas para el índice de palangre español (n.º 4). En cuanto a los residuos de las capturas, esto se debe a uno o dos residuos y, por lo tanto, no se considera que estos resultados muestren un incumplimiento de los supuestos que pueda invalidar el ensayo del modelo.

La curva de producción parece bastante plana debido a un importante error de proceso, pero esto no es inusual (**Figura 13**). La biomasa explotada disminuye por debajo de B_{RMS} a principios de la década de 1950. A pesar de un aumento en la década de 2010 debido a la restricción a la pesca en vigor desde 2010, B/B_{RMS} está muy por debajo de B_{RMS} en 2020. Los patrones retrospectivos son coherentes (**Figura 14**).

4.3 Previsión

Se realizó una previsión a título informativo. Se utilizó la función "manage()" del paquete R de SPiCT con el escenario 8. La previsión se llevó a cabo utilizando una mortalidad por pesca objetivo ($F=0,03$) que es la F_{RMS} reducida (ya que la biomasa estimada está por debajo del RMS Btrigger) y se siguió la regla fractil propuesta por WKMSYCat34 (ICES 2017). La captura correspondiente es de 324 t, B/B_{RMS} es 0,49 [0,15, 1,6] y F/F_{RMS} es 0,56 [0,05, 6,28].

5. Futuras consideraciones/recomendaciones

Deberían continuarse o iniciarse estudios genéticos de ejemplares de diferentes regiones (al menos golfo de Vizcaya-mar Céltico y mar del Norte-mar de Noruega), con el objetivo de confirmar posibles diferencias genéticas entre grupos de comportamiento que pueden regresar a diferentes zonas de alimentación en primavera-verano cada año. Hay que insistir en la necesidad de un muestreo adecuado (ejemplares pequeños, peces marcados con PSATS).

La colocación de PSAT debería continuar tratando de obtener seguimientos en años consecutivos. Las colocaciones previstas de PSAT en aguas del norte de Europa (por parte de Noruega) son bienvenidas para contribuir al conocimiento de la estructura del stock mostrando si el marrajo sardinero en el mar de Noruega en verano tiene el mismo patrón de migración que el marrajo sardinero marcado en el golfo de Vizcaya y en el mar Céltico sur.

La dificultad de estimar los descartes debería hacer necesario un programa específico de observadores en el mar si los desembarques de marrajo sardinero siguen estando prohibidos en la mayoría de los países europeos.

La continuación de la prospección de primavera-verano en el golfo de Vizcaya y en el mar Céltico sur sería beneficiosa para seguir la evolución de la biomasa explotada con un índice independiente de la pesquería. Esta ampliación permitiría valorar la inversión realizada para llevar a cabo la prospección en 2018 y 2019, pero también ampliar la serie de dos años obtenida con datos comerciales para constituir una serie

coherente que permita evaluar el efecto de las medidas de limitación a la pesca adoptadas desde 2010. Debería considerarse la ampliación de esta prospección a otras regiones y/o prospecciones adicionales en otras regiones.

Las grandes variaciones en la serie de CPUE de palangre español deberían exigir un examen de la distribución espacial de las mareas que podría ser la causa. Debería investigarse la posibilidad de obtener un índice de superficie y de temporada de ivernada con esta serie, así como su ampliación más allá de 2007.

6. Informe de los revisores

6.1 Identificación de stock

Steve Cadrin, Christoph Stransky, David Murray y Zachary Whitener

La nueva información sobre genética (Viricel *et al.*, 2021 WD) y marcado (Biais *et al.*, 2022 WD, Righton *et al.*, 2022 WD) se consideró en el contexto de la información disponible anteriormente (revisada por Ellis *et al.*, 2022 WD y Haugen *et al.*, 2022 WD). El marrajo sardinero tiene distribuciones antitropicales en todo el Atlántico norte y el hemisferio sur, y los análisis de ADN mitocondrial (ADNmt) indican poblaciones genéticamente distintas en cada hemisferio (Kitamura y Matsunaga 2010, n=53), pero no hay una estructura genética aparente dentro del Atlántico norte (n=40 del Atlántico noroeste, n=35 del Atlántico nordeste; Testerman 2014). Un análisis reciente del ADNmt confirma la existencia de dos poblaciones distintas en el Atlántico norte y en el hemisferio sur y la ausencia de estructura genética dentro del Atlántico norte (n=70 del Atlántico noroeste, n=99 del Atlántico nordeste, n=2 de los mercados del Mediterráneo; González *et al.*, 2021). La información sobre el ciclo vital también sugiere que se trata de una población relativamente homogénea en el Atlántico norte, únicamente con pequeñas diferencias regionales (Ellis *et al.*, 2022 WD, Haugen *et al.*, 2022 WD). Los patrones genéticos y de ciclo vital sugieren que hay suficiente conectividad reproductiva para mantener una única población genética en el Atlántico norte, incluyendo aparentemente el Mediterráneo. La información procedente del marcado sugiere una tasa de movimiento baja entre el Atlántico nordeste y noroeste, con un marrajo sardinero marcado en aguas irlandesas y recuperado en los Grandes Bancos diez años después (Cameron *et al.*, 2018) de un total de 346 recuperaciones de marcas convencionales (Ellis *et al.*, 2022 WD), y las estimaciones de localización de colocaciones de varias marcas archivo que indican movimiento cruzando la línea fronteriza ICES-NAFO (42°W) del marrajo sardinero marcado en el golfo de Vizcaya (**Figura 1**, Biais *et al.*, 2022 WD) y en aguas de las Islas Británicas (**Figura 2**, Righton *et al.*, 2022 WD). Las preferencias térmicas y las distribuciones de temperatura también sugieren que el movimiento entre el Atlántico nordeste y el Mediterráneo es limitado (Ellis *et al.*, 2022 WD). Biais *et al.* (2022 WD) informaron de dos patrones generales de movimiento hacia el norte y hacia el oeste del marrajo sardinero marcado en el golfo de Vizcaya (**Figura 1**), y el análisis genético preliminar de un carácter del ADNmt de unos pocos ejemplares de cada grupo de comportamiento (n=10 del norte, n=9 del oeste) sugiere diferencias genéticas (Viricel *et al.*, 2021 WD).

En resumen, la mayor parte de la información disponible apoya la conclusión de que el marrajo sardinero se compone de una única población genética en el Atlántico norte, lo que es relevante para determinar el estado de conservación de la especie (Curtis *et al.*, 2016). Los resultados preliminares sobre las diferencias genéticas entre los grupos de comportamiento en el Atlántico nordeste (Viricel *et al.*, 2021 WD) necesitarán confirmación con más muestras y caracteres genéticos (idealmente caracteres nucleares), y la investigación del solapamiento espacial de los dos grupos de comportamiento (por ejemplo, en el golfo de Vizcaya) deberá considerarse para la identificación del stock. Las tasas de movimiento observadas entre el Atlántico nordeste, Atlántico noroeste y Mediterráneo parecen ser lo suficientemente bajas como para considerar unidades espaciales separadas para la evaluación de stock y la ordenación de la pesquería. Por lo tanto, la información disponible apoya la actual unidad consultiva del ICES (subzonas 1-10, 12 y 14, el Atlántico nordeste y aguas adyacentes) ampliada hacia el sur hasta los 5°N, la ampliación de la zona de pesca del Atlántico norte de ICCAT (ICCAT 2010).

6.2 Evaluación de stock

Enric Cortés y Jan Jaap

Se debatió ampliamente la identidad del stock del marrajo sardinero. Aunque parecía haber fuertes indicios de fidelidad al lugar de nacimiento y de rutas migratorias repetidas, la diferenciación genética entre las

distintas regiones del Atlántico nororiental no era fuerte, y se basaba en un número limitado de muestras. Finalmente se decidió mantener las unidades de ordenación actuales.

Había varias series potenciales de índices de abundancia relativa que podían utilizarse para fundamentar un modelo de producción excedente. Uno de los problemas de todos los índices de abundancia era que el tamaño de la muestra y la cobertura espacial de los índices eran pequeños en comparación con el tamaño de la unidad de ordenación.

Se utilizó SPiCT, un modelo bayesiano de producción excedente, para evaluar el estado del stock de marrajo sardinero del nordeste. Los datos introducidos en el modelo incluían las capturas totales (1926-2020) y tres índices de biomasa: una CPUE noruega basada en los cuadernos de pesca de los palangreros que se dirigen al marrajo sardinero (1950-1972), una CPUE francesa también basada en los palangreros que se dirigen al marrajo sardinero (1972-2009) y una CPUE francesa basada en el cuaderno de pesca personal de un palangrero comercial que se dirige al marrajo sardinero (2000-2009) complementada con un índice de biomasa de la prospección realizado en el golfo de Vizcaya y el mar Céltico en 2018-2019 (este índice se denominará índice compuesto). Además, se disponía de un índice de CPUE de capturas fortuitas de la flota palangrera pelágica española (1986-2007).

La evaluación utilizó la tasa intrínseca de aumento ($r_{max}=0,059$) utilizada en la evaluación de stock de ICCAT (2020) y fijó la distribución previa del parámetro de forma n en 2, lo que implica un modelo de producción de Schaefer con un punto de inflexión de la curva de producción de $B_{RMS}/K=0,5$. Se señaló que n correspondiente al valor de $r=0,059$ es 3,4 (que corresponde a $B_{RMS}/K=0,60$ obtenido a partir de una relación entre el punto de inflexión y la tasa de aumento por generación, rT) y, por tanto, que las distribuciones previas de r y n eran internamente incoherentes. Esto se investigó fijando la prioridad de n en 1) 3,4 con $sd=0,5$ (poco informativa) y 2) 3,4 con $sd=0,2$ (más informativa). Con $sd=0,5$, la distribución posterior seguía siendo de 1,3 y con $sd=0,2$, la evaluación no superaba los criterios de aceptación. Los valores de $B_{RMS}/K < 0,5$ implican un stock más productivo que el predicho por las características del ciclo vital, según las cuales la expectativa sería un valor $> 0,5 B_{RMS}/K$. Este resultado puede deberse a los grandes aumentos interanuales de los tres índices de biomasa considerados inicialmente (especialmente el índice noruego y algunos años para el índice compuesto), que entrarían en conflicto con la baja productividad que implica el ciclo vital.

Se preguntó sobre la aparente tendencia concurrente de los índices y las capturas: una correlación positiva entre la disminución de las capturas y el índice noruego de 1950 a 1972 y una correlación positiva entre la disminución de las capturas y el índice francés de 1972 a 2009. Un examen más detallado de los gráficos "plots pict.ci" de SPiCT mostró que no había aumentos positivos del índice en las capturas grandes que pudieran indicar violaciones del modelo.

También se debatió sobre el índice de biomasa de la prospección para 2018-2019. Se presentaron las razones por las que el índice debía basarse en un análisis que considerara 10 cuadrículas estadísticas (área de muestreo reducida) con una CPUE media más alta, incluido el hecho de que hubiera un aumento de R -cuadrado de la relación índice-esfuerzo.

Se ensayaron varias configuraciones del modelo con 3 o 4 índices de biomasa, el índice compuesto con o sin un área reducida considerada, y varios supuestos sobre la SD de las distribuciones previas de r y n . En general, hubo patrones retrospectivos en F y F/F_{RMS} que mejoraron cuando la SD de r se fijó en 0,2. Cuando se utilizaron cuatro índices, el índice español no se ajustó bien debido a su gran variabilidad interanual y los patrones retrospectivos mejoraron cuando se utilizó $SD=0,2$ para r y una distribución previa para la sd de la varianza ("logsdi" en SPiCT). Se recomendó realizar una prueba de sensibilidad utilizando valores muy altos o bajos en el índice español para garantizar que los resultados no se vieran excesivamente afectados por estos cambios. La Secretaría de ICCAT presentó otra evaluación que utiliza un modelo de producción bayesiano alternativo (JABBA). Los datos introducidos fueron los mismos que para la evaluación SPiCT, con algunas diferencias: el punto de inflexión de la curva de crecimiento del stock /curva de producción se fijó en 0,37 (un modelo de producción de Fox), lo que implica un parámetro de forma $n=1,01$; la merma inicial al comienzo del modelo fue de 0,90 (frente a 0,99 en SPiCT); y el error estándar de la varianza del error de observación para los índices se fijó en 0,25 (frente a la utilización de los valores reales observados en SPiCT). La Secretaría de ICCAT también presentó una evaluación adicional con SPiCT, con resultados similares a los obtenidos por el WGEF de ICES.

Hubo un amplio debate sobre la validez de la inclusión del índice de biomasa del palangre español en la evaluación. Por un lado, se señaló que el índice se debatió durante la evaluación de stock de ICCAT de 2009 y se consideró apropiado incluirlo en ese momento, que proporciona información adicional sobre la abundancia relativa del stock de marrajo sardinero del Atlántico nororiental al este de 45° W, y que no se basa en una pesquería dirigida que podría dar lugar a una CPUE hiperestable. Por otro lado, preocupa que este índice proporcione información sobre la densidad del marrajo sardinero más al sur de donde operaban las pesquerías dirigidas, en una zona a la que los despliegues de marcas PSAT han demostrado que sólo migra una parte de la biomasa explotada y, por tanto, plantea dudas sobre si proporciona mejor información sobre la abundancia de la biomasa explotada que las pesquerías dirigidas. Además, se cuestionó la validez de incluir este índice en el ensayo del caso base porque muestra incrementos interanuales de abundancia de un orden de magnitud biológicamente imposibles. Se recomendó que, al menos, varios de los picos mostrados por este índice se ponderaran a la baja (es decir, que aumentara la incertidumbre de esos puntos de datos), posiblemente utilizando una estimación robusta para esos puntos de datos.

En general, a pesar de algunas diferencias en la configuración de los modelos (JABBA y SPiCT ICES/ICCAT), ambos enfoques de modelación proporcionaron perspectivas muy similares del estado del stock de marrajo sardinero del Atlántico nororiental, que apuntan a un stock todavía sobrepescado, pero en el que la sobrepesca ya no se está produciendo, con bajos valores de F actual coherentes con la prohibición de desembarque en vigor desde 2010. A pesar de las advertencias sobre el índice español, los ensayos con cuatro índices, distribución previa para $n=2$ ($SD=0,2$), distribución previa para $r=0,059$ ($SD=0,2$ o $SD=0,5$), y una distribución previa para "logsdi" se consideraron los más adecuados para evaluar el estado de este stock. Tras un análisis más detallado, se consideró que un ensayo que incluía una distribución previa para $n=2$ ($SD=0,2$), una distribución previa para $r=0,059$ ($SD=0,5$), una merma inicial=0,99 ($SD=0,2$), y los cuatro índices, pero que asignaba una mayor incertidumbre al índice español estableciendo una distribución previa para logsdi=1,0, y escalando la SE de cada índice para que tuviera una media de 1 (en lugar de escalarla al valor mínimo como se hizo inicialmente) sería el mejor escenario para determinar el estado del stock y para proporcionar asesoramiento sobre las capturas. En conclusión, los datos utilizados en la evaluación eran los mejores de los que disponían los analistas y los métodos de evaluación para determinar el estado del stock eran adecuados teniendo en cuenta los datos disponibles.

6.2 Evaluación de stock

Enric Cortés y Jan Jaap

Se debatió ampliamente la identidad del stock del marrajo sardinero. Aunque parecía haber fuertes indicios de fidelidad al lugar de nacimiento y de rutas migratorias repetidas, la diferenciación genética entre las distintas regiones del Atlántico nororiental no era fuerte, y se basaba en un número limitado de muestras. Finalmente se decidió mantener las unidades de ordenación actuales.

Había varias series potenciales de índices de abundancia relativa que podían utilizarse para fundamentar un modelo de producción excedente. Uno de los problemas de todos los índices de abundancia era que el tamaño de la muestra y la cobertura espacial de los índices eran pequeños en comparación con el tamaño de la unidad de ordenación.

Se utilizó SPiCT, un modelo bayesiano de producción excedente, para evaluar el estado del stock de marrajo sardinero del nordeste. Los datos introducidos en el modelo incluían las capturas totales (1926-2020) y tres índices de biomasa: una CPUE noruega basada en los cuadernos de pesca de los palangreros que se dirigen al marrajo sardinero (1950-1972), una CPUE francesa también basada en los palangreros que se dirigen al marrajo sardinero (1972-2009) y una CPUE francesa basada en el cuaderno de pesca personal de un palangrero comercial que se dirige al marrajo sardinero (2000-2009) complementada con un índice de biomasa de la prospección realizado en el golfo de Vizcaya y el mar Céltico en 2018-2019 (este índice se denominará índice compuesto). Además, se disponía de un índice de CPUE de capturas fortuitas de la flota palangrera pelágica española (1986-2007).

La evaluación utilizó la tasa intrínseca de aumento ($r_{max}=0,059$) utilizada en la evaluación de stock de ICCAT (2020) y fijó la distribución previa del parámetro de forma n en 2, lo que implica un modelo de producción de Schaefer con un punto de inflexión de la curva de producción de $B_{RMS}/K=0,5$. Se señaló que n correspondiente al valor de $r=0,059$ es 3,4 (que corresponde a $B_{RMS}/K=0,60$ obtenido a partir de una relación entre el punto de inflexión y la tasa de aumento por generación, rT) y, por tanto, que las distribuciones previas de r y n eran internamente incoherentes. Esto se investigó fijando la prioridad de n

en 1) 3,4 con $sd=0,5$ (poco informativa) y 2) 3,4 con $sd=0,2$ (más informativa). Con $sd=0,5$, la distribución posterior seguía siendo de 1,3 y con $sd=0,2$, la evaluación no superaba los criterios de aceptación. Los valores de $B_{RMS}/K < 0,5$ implican un stock más productivo que el predicho por las características del ciclo vital, según las cuales la expectativa sería un valor $> 0,5 B_{RMS}/K$. Este resultado puede deberse a los grandes aumentos interanuales de los tres índices de biomasa considerados inicialmente (especialmente el índice noruego y algunos años para el índice compuesto), que entrarían en conflicto con la baja productividad que implica el ciclo vital.

Se preguntó sobre la aparente tendencia concurrente de los índices y las capturas: una correlación positiva entre la disminución de las capturas y el índice noruego de 1950 a 1972 y una correlación positiva entre la disminución de las capturas y el índice francés de 1972 a 2009. Un examen más detallado de los gráficos "plots pict.ci" de SPiCT mostró que no había aumentos positivos del índice en las capturas grandes que pudieran indicar violaciones del modelo.

También se debatió sobre el índice de biomasa de la prospección para 2018-2019. Se presentaron las razones por las que el índice debía basarse en un análisis que considerara 10 cuadrículas estadísticas (área de muestreo reducida) con una CPUE media más alta, incluido el hecho de que hubiera un aumento de R -cuadrado de la relación índice-esfuerzo.

Se ensayaron varias configuraciones del modelo con 3 o 4 índices de biomasa, el índice compuesto con o sin un área reducida considerada, y varios supuestos sobre la SD de las distribuciones previas de r y n . En general, hubo patrones retrospectivos en F y F/F_{RMS} que mejoraron cuando la SD de r se fijó en 0,2. Cuando se utilizaron cuatro índices, el índice español no se ajustó bien debido a su gran variabilidad interanual y los patrones retrospectivos mejoraron cuando se utilizó $SD=0,2$ para r y una distribución previa para la sd de la varianza ("logsdi" en SPiCT). Se recomendó realizar una prueba de sensibilidad utilizando valores muy altos o bajos en el índice español para garantizar que los resultados no se vieran excesivamente afectados por estos cambios. La Secretaría de ICCAT presentó otra evaluación que utiliza un modelo de producción bayesiano alternativo (JABBA). Los datos introducidos fueron los mismos que para la evaluación SPiCT, con algunas diferencias: el punto de inflexión de la curva de crecimiento del stock /curva de producción se fijó en 0,37 (un modelo de producción de Fox), lo que implica un parámetro de forma $n=1,01$; la merma inicial al comienzo del modelo fue de 0,90 (frente a 0,99 en SPiCT); y el error estándar de la varianza del error de observación para los índices se fijó en 0,25 (frente a la utilización de los valores reales observados en SPiCT). La Secretaría de ICCAT también presentó una evaluación adicional con SPiCT, con resultados similares a los obtenidos por el WGEF de ICES.

Hubo un amplio debate sobre la validez de la inclusión del índice de biomasa del palangre español en la evaluación. Por un lado, se señaló que el índice se debatió durante la evaluación de stock de ICCAT de 2009 y se consideró apropiado incluirlo en ese momento, que proporciona información adicional sobre la abundancia relativa del stock de marrajo sardinero del Atlántico nororiental al este de $45^\circ W$, y que no se basa en una pesquería dirigida que podría dar lugar a una CPUE hiperestable. Por otro lado, preocupa que este índice proporcione información sobre la densidad del marrajo sardinero más al sur de donde operaban las pesquerías dirigidas, en una zona a la que los despliegues de marcas PSAT han demostrado que sólo migra una parte de la biomasa explotada y, por tanto, plantea dudas sobre si proporciona mejor información sobre la abundancia de la biomasa explotada que las pesquerías dirigidas. Además, se cuestionó la validez de incluir este índice en el ensayo del caso base porque muestra incrementos interanuales de abundancia de un orden de magnitud biológicamente imposibles. Se recomendó que, al menos, varios de los picos mostrados por este índice se ponderaran a la baja (es decir, que aumentara la incertidumbre de esos puntos de datos), posiblemente utilizando una estimación robusta para esos puntos de datos.

En general, a pesar de algunas diferencias en la configuración de los modelos (JABBA y SPiCT ICES/ICCAT), ambos enfoques de modelación proporcionaron perspectivas muy similares del estado del stock de marrajo sardinero del Atlántico nororiental, que apuntan a un stock todavía sobrepescado, pero en el que la sobrepesca ya no se está produciendo, con bajos valores de F actual coherentes con la prohibición de desembarque en vigor desde 2010. A pesar de las advertencias sobre el índice español, los ensayos con cuatro índices, distribución previa para $n=2$ ($SD=0,2$), distribución previa para $r=0,059$ ($SD=0,2$ o $SD=0,5$), y una distribución previa para "logsdi" se consideraron los más adecuados para evaluar el estado de este stock. Tras un análisis más detallado, se consideró que un ensayo que incluía una distribución previa para $n=2$ ($SD=0,2$), una distribución previa para $r=0,059$ ($SD=0,5$), una merma inicial=0,99 ($SD=0,2$), y los cuatro índices, pero que asignaba una mayor incertidumbre al índice español estableciendo una distribución

previa para $\log_{SDI}=1,0$, y escalando la SE de cada índice para que tuviera una media de 1 (en lugar de escalarla al valor mínimo como se hizo inicialmente) sería el mejor escenario para determinar el estado del stock y para proporcionar asesoramiento sobre las capturas. En conclusión, los datos utilizados en la evaluación eran los mejores de los que disponían los analistas y los métodos de evaluación para determinar el estado del stock eran adecuados teniendo en cuenta los datos disponibles.

References

- Anonymous. ICES 2022 Report of the benchmark workshop for selected elasmobranch stocks (WKELASMO). ICES Scientific Reports: *In preparation*.
- Biais, G. 2022 a. Standardized catch rates of porbeagle in the Northeast Atlantic Ocean from Norwegian longliner logbooks. ICES WKELASMO 2022 Working Document, 14 pp.
- Biais, G. 2022 b. Standardized catch rates of porbeagle in the Northeast Atlantic Ocean from Norwegian longliner logbooks. Supplement. ICES WKELASMO 2022 Working Document, 5 pp.
- Biais, G. 2022 c. Standardized catch rates of porbeagle in the Northeast Atlantic Ocean from French longliner data by trip. ICES WKELASMO 2022 Working Document, 10 pp.
- Biais, G. 2022 d. Standardized catch rates of porbeagle in the Northeast Atlantic Ocean from French longliner data by trip. Supplement. ICES WKELASMO 2022 Working Document, 4 pp.
- Biais, G. 2022 e. Porbeagle abundance survey in the Bay of Biscay and in the Celtic Sea in 2018 and 2019. ICES WKELASMO 2022 Working Document, 10 pp.
- Biais, G. 2022 f. Porbeagle abundance survey in the Bay of Biscay and in the Celtic Sea in 2018 and 2019. Supplement. ICES WKELASMO 2022 Working Document, 8 pp.
- Biais, G. 2022 g. Porbeagle abundance survey in the Bay of Biscay and in the Celtic Sea in 2018 and 2019. Supplement 2. ICES WKELASMO 2022 Working Document, 7 pp.
- Biais, G. 2022 h. SPiCT runs for the Northeast Atlantic porbeagle. ICES WKELASMO 2022 Working Document, 27 pp.
- Biais, G., Viricel, A., and Baulier, L. 2022. Northeast Atlantic porbeagle stock identity issues. ICES WKELASMO 2022 Working Document, 27pp.
- Babcock E.A. and Cortes E., 2010. Bayesian surplus production model applied to porbeagle catch, CPUE and effort. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 65(6): 2051-2057.
- Carvalho, F., Winker H., Courtney D., Kapur M., Kell L., Cardinale M., Schirripa M., Kitakado T., Yemane D., Piner K. R., Maunder M. N., Taylor I. Wetzel C. R., Doering K., Johnson K. F., and Methot R. D. 2021. A cookbook for using model diagnostics in integrated stock assessments. Fisheries Research Volume 204. <https://doi.org/10.1016/j.fishres.2021.105959>
- Cortés, E. and Y. Semba. 2020. Estimates of vital rates and population dynamics parameters of interest for porbeagle shark in the Western North Atlantic and South Atlantic Oceans. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 77(6): 118-131.
- Curtis T.H., Laporte S., Cortes E., DuBeck, G., and McCandless, C. 2016. Status review report: Por-beagle Shark (*Lamna nasus*). Final Report to 633 National Marine Fisheries Service, Office of Protected Resources. <https://repository.library.noaa.gov/view/noaa/17712>.
- González, M. T., Sepúlveda, F.A., Zárate, P.M. and Baeza, J.A. 2021. Regional population genetics and global phylogeography of the endangered highly migratory shark *Lamna nasus*: Implications for fishery management and conservation. Aquatic Conservation: Marine and Fresh-water Ecosystems 31: 620–634.

- Haugen, J.B., Skomal, G.B., Curtis, T.H., and Cadrin, S.X. 2022. Interdisciplinary stock identification of North Atlantic porbeagle (*Lamna nasus*). WKELASMO 2022 Working Document.
- Hennache, C., and Jung, A. 2010. Etude de la pêche palangrière de requin-taupe de l'île d'Yeu. Association pour l'étude et la conservation des sélaciens (APECS), Brest, France. 64 pp.
- ICCAT. 2010. Report of the 2009 porbeagle stock assessments meeting. (Copenhagen, Denmark, June 22 to 27, 2009). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT 65(6): 1909-2005.
- ICES. 2009. Report of the Joint Meeting between ICES Working Group on Elasmobranch Fishes (WGEF) and ICCAT Shark Subgroup, 22–29 June 2009, Copenhagen, Denmark. ICES CM 2009/ACOM:16. 424 pp.
- ICES, 2010. Porbeagle (*Lamna nasus*) in the Northeast Atlantic. Report of the ICES Advisory Committee 2012. ICES Advice 2010. Book 9: 85-93.
- ICES, 2012. Porbeagle (*Lamna nasus*) in the Northeast Atlantic. Report of the ICES Advisory Committee 2012. ICES Advice 2012. Book 9: 132-137.
- ICES, 2015. Porbeagle (*Lamna nasus*) in the Northeast Atlantic. ICES Advice on fishing opportunities, catch, and effort Northeast Atlantic Ecoregion. ICES Advice 2015, Book 9, 6 pp.
- ICES, 2019. Porbeagle (*Lamna nasus*) in the Northeast Atlantic. ICES Advice on fishing opportunities, catch, and effort Northeast Atlantic Ecoregion. ICES Advice 2019, 6 pp.
- ICES. 2017. Report of the Workshop on the Development of the ICES approach to providing MSY advice for category 3 and 4 stocks (WKMSYCat34), 6–10 March 2017, Copenhagen, Denmark. ICES CM 2017/ACOM:47. 53 pp.
- ICES 2021. Working Group on Elasmobranch Fishes (WGEF). ICES Scientific Reports. 3:59. 822 pp. <https://doi.org/10.17895/ices.pub.8199>
- Ellis, J. R., Johnston, G., and Coelho, R. 2022. Stock delineation of North-east Atlantic porbeagle *Lamna nasus*. ICES WKELASMO 2022 Working Document, 13pp.
- Kitamura, T., and Matsunaga, H. 2010. Population structure of porbeagle (*Lamna nasus*) in the Atlantic Ocean as inferred from mitochondrial DNA control region sequences. Collective volume of scientific papers International Commission for the Conservation of Atlantic Tunas 65:2082–2087.
- Lallemant-Lemoine, L. 1991. Analysis of the French fishery for porbeagle *Lamna nasus* (Bonnaterre, 1788). ICES CM 1991/g:71; 10 pp.
- Mildenberger, T.K., Kokkalis, A., Berg C.W. 2020. Guidelines for the stochastic production model in continuous time (SPiCT). 4pp.
- Mejuto, J., M. Ortiz, B. Garcia-Cortes, J. Ortiz de Urbina, A.M. Ramos-Cardelle. 2010. Historical data and standardized catch rates of porbeagle (*Lamna nasus*) caught as by-catch of the Spanish surface longline fishery targeting swordfish (*Xiphias gladius*) in the Atlantic Ocean. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT 65(6): 2006-2030.
- Murdoch D., and Chow, E. D. 2020. ellipse: Functions for Drawing Ellipses and Ellipse-Like Confidence Regions. R package version 0.4.2. <https://CRAN.R-project.org/package=ellipse>
- Ortiz, M., Taylor, N., Kimoto, A. and Forselledo, R. 2022. Preliminary stock assessment of Northeastern Atlantic porbeagle (*Lamna nasus*) using the Bayesian State-Space Surplus Production Model JABBA. SCRS/2022/042.
- Pedersen, M. W., and Berg, C. W. 2017. "A Stochastic Surplus Production Model in Continuous Time." Fish and Fisheries. 18, 226-243. doi:10.1111/faf.12174.

- Porch, C. E., Eklund, A-M, and Scott, G. P. 2006. A catch-free stock assessment model with application to goliath grouper (*Epinephelus itajara*) off southern Florida. Fishery Bulletin, 104(1): 89–101.
- R Core Team 2020. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. URL <https://www.R-project.org/>.
- Righton D., Bendall, V., Hetherington, S., Saunders, R., Clarke, M., Biais, G., Campana, S., and Ellis, J. 2022. Spatial distribution of porbeagle shark *Lamna nasus* in the NE Atlantic. ICES WKELASMO 2022 Working Document, 14p.
- Testerman, C.B. 2014. Molecular Ecology of Globally Distributed Sharks. Nova Southeastern University Doctoral dissertation. <https://core.ac.uk/download/pdf/51078264.pdf>
- Thygesen, U. H., Albertsen, C. M., Berg, C.W., Kristensen, K., Nielsen, A. 2017. Validation of ecological state space models using the Laplace approximation. Environmental and Ecological Statistics. doi:10.1007/s10651-017-0372-4.
- Viricel, A., Dourdin, T.S., and Biais, G. 2021. Population structure of the porbeagle shark in the Bay of Biscay inferred using molecular markers. ICES Working Group on Elasmobranch Fishes Working Document. 7p.

TABLAS

Tabla 1. Resultados de los ensayos exploratorios SPiCT del stock de marrajo sardinero del Atlántico nororiental (conjunto nº 4).

Índices: NO = índice de palangre noruego; FR = índice de palangre francés; SUR = índice compuesto de prospección; SP = índice de palangre español

Tabla 2. Aceptación de los ensayos de SPiCT para el stock de marrajo sardinero del Atlántico nororiental presentados en la reunión en línea de WKELASMO.

La conclusión (línea inferior) es Y (Sí) cuando se cumplen todos los criterios de aceptación, "Y pero" cuando no se cumplen los criterios para el orden de magnitud de $F/F_{RMS}(\leq 1)$ y su rho de Mohn (debe estar comprendido entre -0,15 y 0,2), pero la aceptación puede discutirse considerando que las bajísimas capturas desde 2010 limitan la calidad de este criterio. La conclusión es No cuando el rho de Mohn de B/B_{RMS} no está comprendido entre -0,15 y 0,2.

Los resultados de las pruebas de normalidad de los residuos de captura y de sesgo o de normalidad de los residuos de los índices 3 y 4 no se consideran criterios que puedan prohibir la aceptación de las series porque los incumplimientos de la hipótesis observadas se deben a un número reducido de valores anuales.

FIGURAS

Figura 1. Desembarques totales de marrajo sardinero del Atlántico nordeste (toneladas).

Figura 2. Número medio de peces por día y por cuadrícula de $1^\circ \times 1^\circ$ capturados por los palangreros noruegos en el Atlántico nororiental a partir de los cuadernos de pesca disponibles (media utilizando sólo observaciones independientes) para los años 1950 a 1972, con delimitación de las unidades espaciales utilizadas en su análisis: WESTIR (oeste y sudoeste de Irlanda), SOUEIR (sudoeste de Irlanda), FASCOT (sudoeste a sudeste de las Islas Feroe y noroeste de Escocia), NORSHL (borde norte de la plataforma del MAR del Norte), NORSEA (mar del Norte), NORWCO (costa noruega al norte de $62^\circ N$).

Figura 3. Índices anuales relativos (escalados por la media) proporcionados por el GLM final (distribución de error binomial negativa con un enlace logarítmico) seleccionados por la MSE de las cinco validación cruzadas más bajas (variables incluidas: año, mes y área) para estandarizar las CPUE de los palangreros noruegos en el Atlántico nordeste, con las CPUE nominales también escaladas por la media.

Figura 4. Distribución del esfuerzo pesquero por cuadrículas ICES de los palangreros franceses cuyas CPUE contribuyen a la serie de CPUE francesas con los límites de las zonas utilizadas para estandarizar las CPUE para los años 1999 a 2009 (datos no disponibles por cuadrículas ICES de 1999)

Figura 5. Índices anuales relativos (escalados por la media) proporcionados por el GLM final (distribución gamma de error con un enlace logarítmico) seleccionados por la MSE de las cinco validaciones cruzadas más bajas (variables incluidas: año, mes, área y buque) para estandarizar las CPUE de los 19 palangreros de la flota francesa que se dirige al marrajo sardinero en el Atlántico nordeste, con las CPUE nominales también escaladas por la media.

Figura 6. Cuadrículas estadísticas que forman la zona de estudio del marrajo sardinero francés en el golfo de Vizcaya y el mar Céltico meridional.

Figura 7. Marrajo sardinero en el Atlántico nororiental- Relación entre la proporción de cuadrículas ICES con calados en la parte noroeste de la zona de prospección (norte de $47^\circ N$ y oeste $7^\circ W$) y la CPUE media de las cuadrículas ICES (sur $47^\circ N$ y este $7^\circ W$) en la zona de la prospección en mayo-junio.

Figura 8. Índices anuales relativos (escalados por la media) proporcionados por el GLM final (distribución Tweedie de error binomial con un enlace logarítmico) seleccionados para estandarizar las CPUE compuestas de la prospección (variables incluidas: año, tipo de palangre y área), con las CPUE nominales también escaladas por la media.

Figura 9. Comparación de las distribuciones de tallas de la prospección en 2018-2019 y en los desembarques de los mismos meses en 2008-2009 (fuente Hennache y Jung, 2010).

Figura 10. CPUE estandarizada del marrajo sardinero capturado de forma fortuita por la pesquería española de palangre de superficie dirigida al pez espada, proporcionada por el GLM seleccionado (distribución delta-lognormal de error; variables incluidas: año, zona, trimestre, cebo, año*zona, año*trimestre) con límites de confianza y CPUE nominales medias (rombos azules).

Figura 11. Índices de biomasa utilizados en los ensayos SPiCT del marrajo sardinero proporcionados por la estandarización de las cuatro series de CPUE disponibles.

Figura 12. Gráficos de diagnóstico de la evaluación final del stock de marrajo sardinero del Atlántico nororiental (por.27.nea).

Índice 1: Índice de biomasa del palangre noruego
 Índice 2: Índice de biomasa del palangre francés
 Índice3: Índice de biomasa compuesto de la prospección
 Índice4: Índice de biomasa del palangre español

Figura 13. Gráficos de resultados de la evaluación final del stock de marrajo sardinero del Atlántico nororiental (por.27.nea).

Figura 14. Gráficos retrospectivos de la evaluación final del stock de marrajo sardinero del Atlántico nororiental (por.27.nea).

Figura 15. Posiciones diarias estimadas (los puntos de color están separados por 10 días) de 43 marrajos sardineros marcados en el golfo de Vizcaya entre mayo y julio en 2011-2019 (Biais *et al.* 2022 WD).

Figura 16. Estimaciones de posición de todos los conjuntos de datos de marcas PSAT de más de 8 días de duración. Cada símbolo muestra una estimación diaria. Las estimaciones de posición se derivaron de algoritmos a medida adaptados a los datos transmitidos o archivados recibidos de las marcas PSAT Microwave Telemetry o Wildlife Computers.

Table 1. Results of NEA Porbeagle stock exploratory SPiCT runs (set #4).

Indices: NO = Norwegian longline index; FR = French longline index; SUR = composite survey index; SP = Spanish longline index.

Scenario (changes between runs highlighted in yellow)	Catch (years)	Indices		Priors: value and sd of log(value) between brackets			Acceptance	Estimates				Retrospective : Mohn's rho		B2020.94/ B _{MSY}	F2020.9 4/ F _{MSY}	Stochastic reference points	
		List*	sd	n	B/K	r		n	K	r	B1950 /K	B/ B _{MSY}	F/ F _{MSY}			B _{MSY}	F _{MSY}
# 1 - Reference	1926-2020	NO + FR + SUR	Yes	2 (0.2)	0.99 (0.2)	0.059 (0.2)	Yes but	1.76 [1.15- 2.68]	75398 [32588- 174450]	0.063 [0.043- 0.094]	38223/75398 = 0.51	0.09	0.46	0.41 [0.12- 1.48]	0.02 [0- 0.11]	28998 [12614- 66667]	0.03 [0.01- 0.07]
# 2 - identical to run #1 with with priors on sd r= 0.5	1926-2020	NO + FR + SUR	Yes	2 (0.2)	0.99 (0.2)	0.059 (0.5)	Yes but	1.75 [1.17- 2.61]	61580 [26298- 144197]	0.087 [0.038- 0.202]	29647/61580 = 0.48	0.08	0.32	0.44 [0.14- 1.42]	0.02 [0- 0.09]	25404 [11413- 56547]	0.05 [0.02- 0.13]
# 3 - identical to run #1 with SPA index and prior on its sd c(log(0.9),0.1,1)	1926-2020	NO + FR + SUR +SP	Yes	2 (0.2)	0.99 (0.2)	0.059 (0.2)	Yes but	1.75 [1.14- 2.66]	73175 [34621- 154664]	0.064 [0.043- 0.094]	36191/73175 = 0.49	0.11	0.36	0.38 [0.12- 1.21]	0.02 [0- 0.11]	29526 [13919- 62632]	0.03 [0.01- 0.07]
# 4 - identical to run #3 with prior on sd of SP index c(log(1.2),0.1,1)	1926-2020	NO + FR + SUR +SP	Yes	2 (0.2)	0.99 (0.2)	0.059 (0.2)	Yes but	1.74 [1.14- 2.66]	73293 [34485- 155774]	0.064 [0.043- 0.094]	36311/73293 = 0.5	0.07	0.37	0.39 [0.12- 1.25]	0.02 [0- 0.11]	29485 [13833- 62849]	0.03 [0.01- 0.07]
# 5 - identical to run #3 with prior on sd of SP index c(log(1.8),0.1,1)	1926-2020	NO + FR + SUR +SP	Yes	2 (0.2)	0.99 (0.2)	0.059 (0.2)	Yes but	1.75 [1.15- 2.67]	74126 [33748- 162812]	0.063 [0.043- 0.094]	37072/74126 = 0.5	0.05	0.40	0.4 [0.12- 1.33]	0.02 [0- 0.11]	29328 [13366- 64352]	0.03 [0.01- 0.07]
# 6 - identical to run #2 with SPA index and prior on its sd c(log(0.9),0.1,1)	1926-2020	NO + FR + SUR +SP	Yes	2 (0.2)	0.99 (0.2)	0.059 (0.5)	No	1.74 [1.17- 2.58]	59894 [27919- 128489]	0.089 [0.039- 0.2]	28065/59894 = 0.47	0.27 (3 yrs)	-0.13 (3 yrs)	0.42 [0.14- 1.27]	0.02 [0- 0.09]	25534 [12271- 53132]	0.05 [0.02- 0.13]
# 7 - identical to run #4 with prior on sd of SP index c(log(1.0),0.1,1)	1926-2020	NO + FR + SUR +SP	Yes	2 (0.2)	0.99 (0.2)	0.059 (0.5)	Yes	1.74 [1.17- 2.58]	59822 [27922- 128169]	0.089 [0.04- 0.199]	28025/59822 = 0.47	0.20 (4 yrs)	0.02 (4 yrs)	0.43 [0.14- 1.28]	0.02 [0- 0.08]	25508 [12270- 53028]	0.05 [0.02- 0.13]
# 8 - identical to run #4 with prior on sd of SP index c(log(1.1),0.1,1)	1926-2020	NO + FR + SUR +SP	Yes	2 (0.2)	0.99 (0.2)	0.059 (0.5)	Yes	1.74 [1.17- 2.58]	59837 [27875- 128450]	0.089 [0.04- 0.199]	28054/59837 = 0.47	0.16	0.11	0.43 [0.15- 1.29]	0.02 [0- 0.08]	25495 [12245- 53084]	0.05 [0.02- 0.13]
# 9 - identical to run #4 with prior on sd of SP index c(log(1.2),0.1,1)	1926-2020	NO + FR + SUR +SP	Yes	2 (0.2)	0.99 (0.2)	0.059 (0.5)	Yes	1.74 [1.17- 2.58]	59903 [27798- 129087]	0.089 [0.04- 0.199]	28123/59903 = 0.47	0.16	0.11	0.43 [0.15- 1.29]	0.02 [0- 0.08]	25488 [12204- 53232]	0.05 [0.02- 0.13]
# 10- identical to run #4 with prior on sd of SP index c(log(1.8),0.1,1)	1926-2020	NO + FR + SUR +SP	Yes	2 (0.2)	0.99 (0.2)	0.059 (0.5)	Yes	1.74 [1.17- 2.59]	60594 [27201- 134985]	0.088 [0.039- 0.2]	28754/60594 = 0.47	0.11	0.18	0.44 [0.14- 1.34]	0.02 [0- 0.08]	25481 [11887- 54623]	0.05 [0.02- 0.13]

Acceptance: see table 2.4.2 for criteria; Retrospective: Mohn's rho in red when rho > 0.2 or < -0.15

Table 2: Acceptance of NEA Porbeagle stock SPiCT runs presented at the WKELASMO online meeting.

Conclusion (bottom line) is Y (Yes) when all the acceptance criteria are met, “Y but” when criteria are not met for the order of magnitude of F/F_{MSY} (≤ 1) and its Mohn’s rho (should –be comprised between -0.15 and 0.2), but the acceptance can be discussed considering that the very low catches since 2010 limit the quality of this criteria. Conclusion is No when B/B_{MSY} Mohn’s rho is not comprised between -0.15 and 0.2.

The results of the tests for normality of the capture residuals and bias or normality of the residuals of indices 3 and 4 are not considered as criteria that can prohibit acceptance of the series because the observed hypothesis violations are due to a small number of annual values.

# run	1	2	3	4	5
Convergence	Y	Y	Y	Y	Y
All variance parameters of the model parameters are finite	Y	Y	Y	Y	Y
No violation of model assumptions based on one-step-ahead residuals (bias, auto-correlation, normality)	No for normality of catch residuals	No for normality of catch residuals	No for normality of catch residuals and bias/normality residuals index 3 and 4	No for normality of catch residuals and bias/normality residuals index 3 and 4	No for normality of catch residuals and bias/normality residuals index 3 and 4
Consistent patterns in the retrospective analysis	Y for B/B_{MSY} but Mohn’s rho F/F_{MSY} =0.46	Y for B/B_{MSY} but Mohn’s rho F/F_{MSY} =0.32	Y for B/B_{MSY} but Mohn’s rho F/F_{MSY} =0.36	Y for B/B_{MSY} but Mohn’s rho F/F_{MSY} =0.37	Y for B/B_{MSY} but Mohn’s rho F/F_{MSY} =0.40
Realistic production curve	Y	Y	Y	Y	Y
Assessment uncertainty	N OM B/B_{MSY} =1 OM F/F_{MSY} =2	Y	N OM B/B_{MSY} =1 OM F/F_{MSY} =2	N OM B/B_{MSY} =1 OM F/F_{MSY} =2	N OM B/B_{MSY} =1 OM F/F_{MSY} =2
No influence of initial values on the parameter estimates	Y	Y for 28/30 fits (1 fits failed)	Y for 28/30 fits (2 fits failed)	Y for 26/30 fits (4 fits failed)	Y for 27/30 fits (2 fits failed 1 large distance)
Conclusion	Yes but	Yes but	Yes but	Yes but	Yes but

Table 2 (continued): Acceptance of NEA Porbeagle stock SPiCT runs presented at the WKELASMO online meeting.

Conclusion (bottom line) is Y (Yes) when all the acceptance criteria are met, “Y but” when criteria are not met for the order of magnitude of F/F_{MSY} (≤ 1) and its Mohn’s rho (should –be comprised between -0.15 and 0.2), but the acceptance can be discussed considering that the very low catches since 2010 limit the quality of this criteria. Conclusion is No when B/B_{MSY} Mohn’s rho is not comprised between -0.15 and 0.2.

The results of the tests for normality of the capture residuals and bias or normality of the residuals of indices 3 and 4 are not considered as criteria that can prohibit acceptance of the series because the observed hypothesis violations are due to a small number of annual values.

# run	6	7	8	9	10
Convergence	Y	Y	Y	Y	Y
All variance parameters of the model parameters are finite	Y	Y	Y	Y	Y
No violation of model assumptions based on one-step-ahead residuals (bias, auto-correlation, normality)	No for normality of catch residuals and bias/normality residuals index 3 and 4	No for normality of catch residuals and bias/normality residuals index 3 and 4	No for normality of catch residuals and bias/normality residuals index 3 and 4	No for normality of catch residuals and bias/normality residuals index 3 and 4	No for normality of catch residuals and bias/normality residuals index 4
Consistent patterns in the retrospective analysis	Y for F/F_{MSY} (3 years) but Mohn’s rho $B/B_{MSY} = 0.27$	Y (4 years)	Y	Y	Y
Realistic production curve	Y	Y	Y	Y	Y
Assessment uncertainty	Y	Y	Y	Y	Y
No influence of initial values on the parameter estimates	Y for 25/30 fits (4 fits failed and 1 large distance)	Y for 23/30 fits (7 fits failed)	Y for 29/30 fits (1 fit failed)	Y for 23/30 fits (7 fits failed)	Y for 25/30 fits (4 fits failed and 1 large distance)
Conclusion	No	Yes	Yes	Yes	Yes

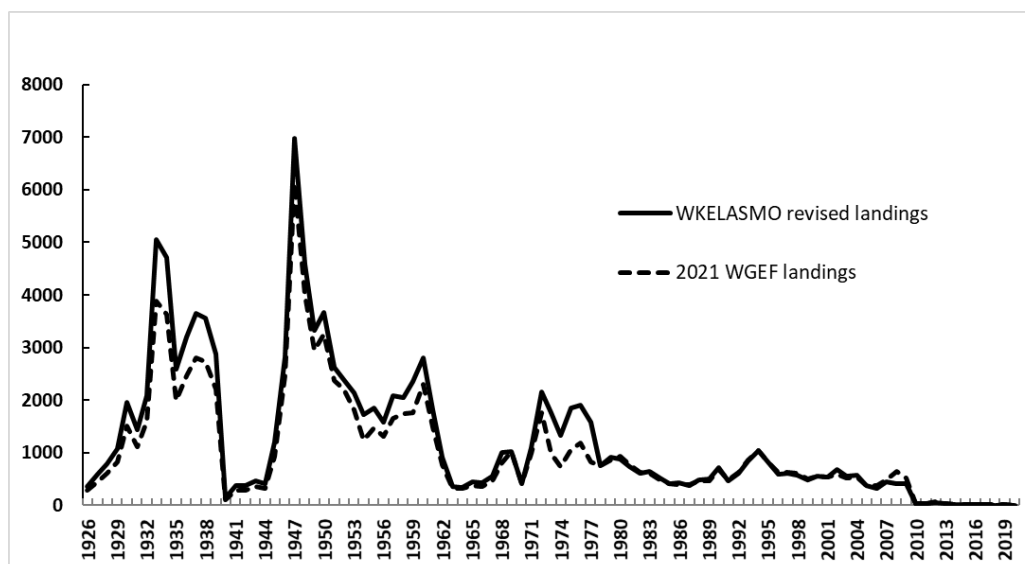


Figure 1. NEA Porbeagle total landings (tons).

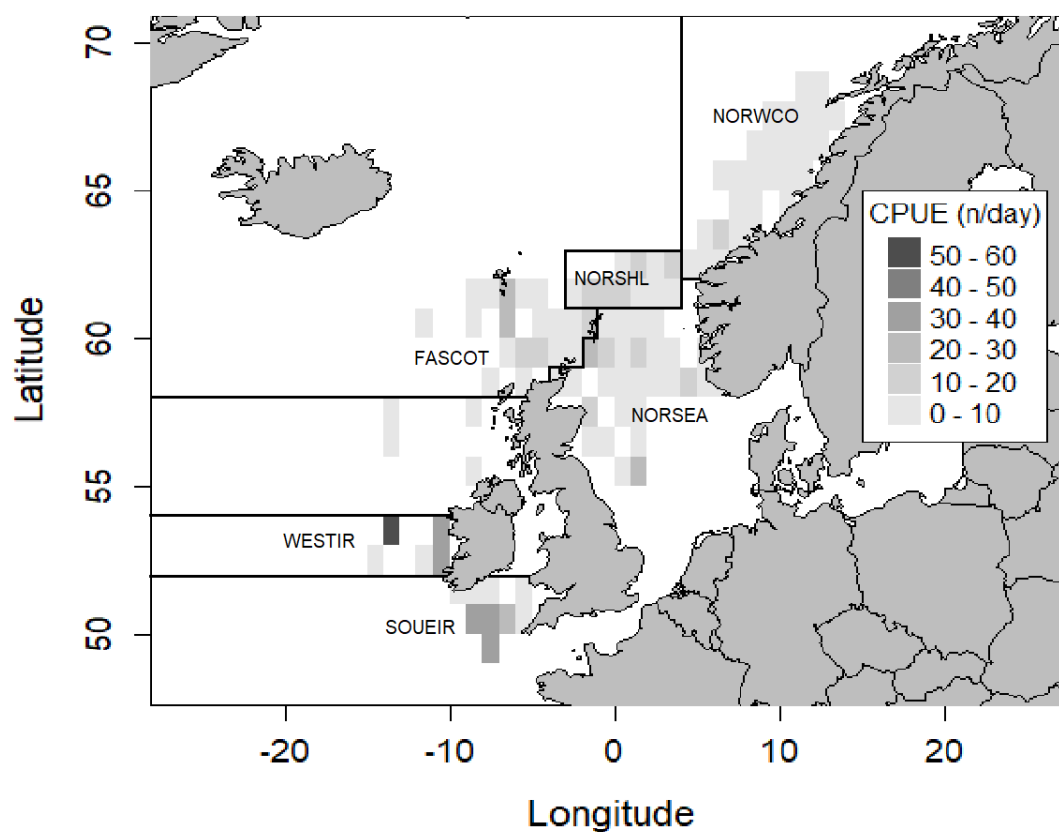


Figure 2. Mean number of fish per day and per 1°x1° rectangle caught by Norwegian longliners in the North East Atlantic from available logbooks (mean using only independent observations) for years 1950 to 1972, with delineations of the spatial units used in their analysis: WESTIR (west and southwest of Ireland), SOUEIR (southwest of Ireland), FASCOT (southwest to southeast Faroe and northwest Scotland), NORSHL (northern edge of the North Sea shelf), NORSEA (North Sea), NORWCO (Norwegian coast north 62°N).

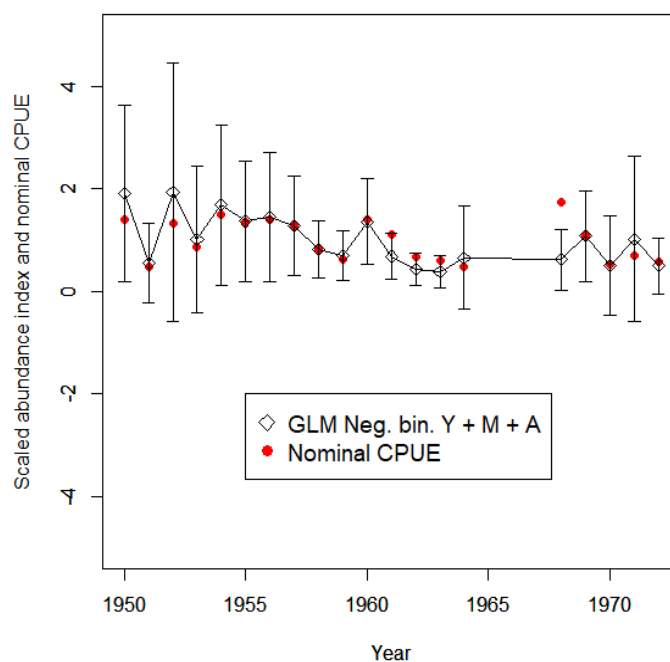


Figure 3. Relative annual indices (scaled by the mean) provided by the final GLM (negative binomial error distribution with a log link) selected by lowest five folds cross validation MSE (variables included: year, month and area) to standardize CPUEs of Norwegian longliners in the North East Atlantic, with the nominal CPUEs also scaled by the mean.

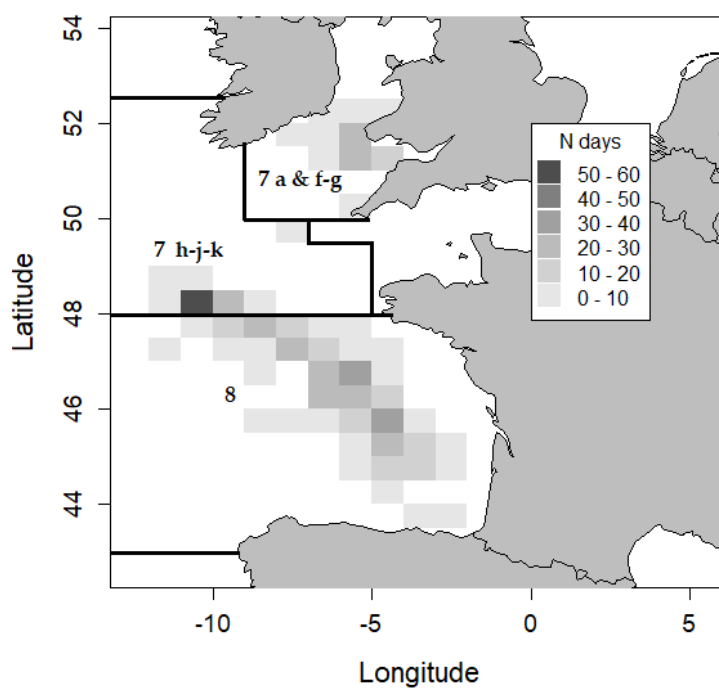


Figure 4. Fishing effort distribution by ICES rectangle of the French longliners whose CPUEs contribute to the French CPUE series with limits of areas used to standardize the CPUEs for years 1999 to 2009 (data not available by ICES rectangle prior to 1999).

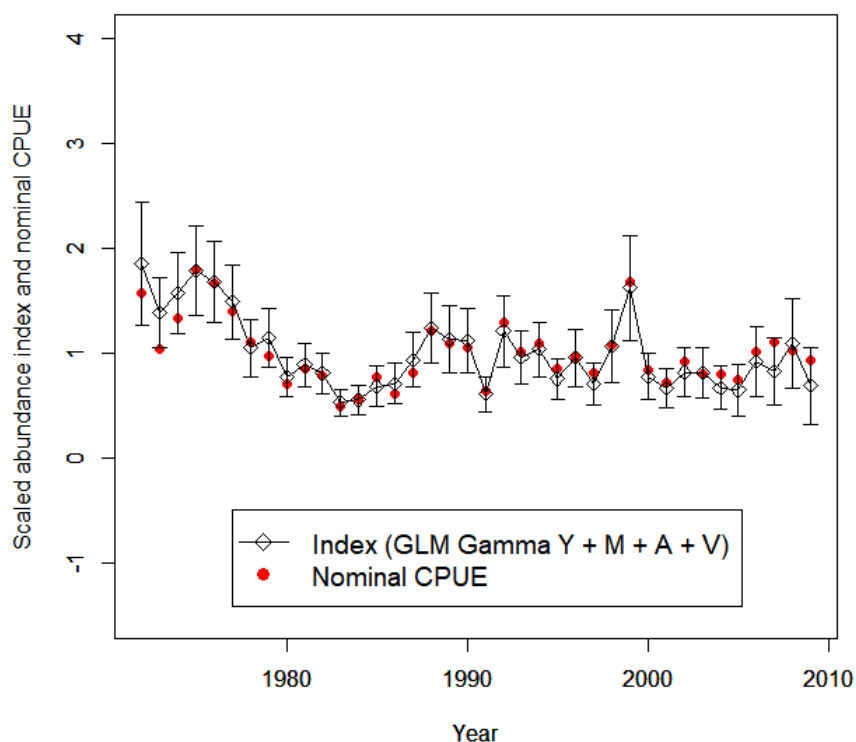


Figure 5. Relative annual indices (scaled by the mean) provided by the final GLM (Gamma error distribution with a log link) selected by five lowest folds cross validation MSE (variables included: year, month, area and vessel) to standardize CPUEs of the 19 longliners of the French tuning fleet targeting porbeagle in Northeast Atlantic, with the nominal CPUEs also scaled by the mean.

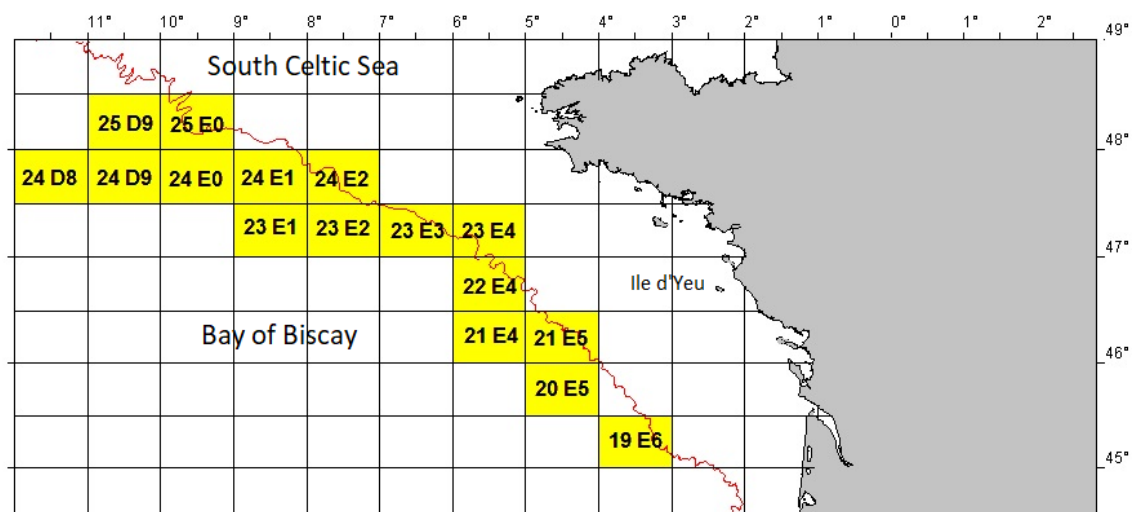


Figure 6. Statistical rectangles forming the French porbeagle survey area in the Bay of Biscay and the South Celtic Sea

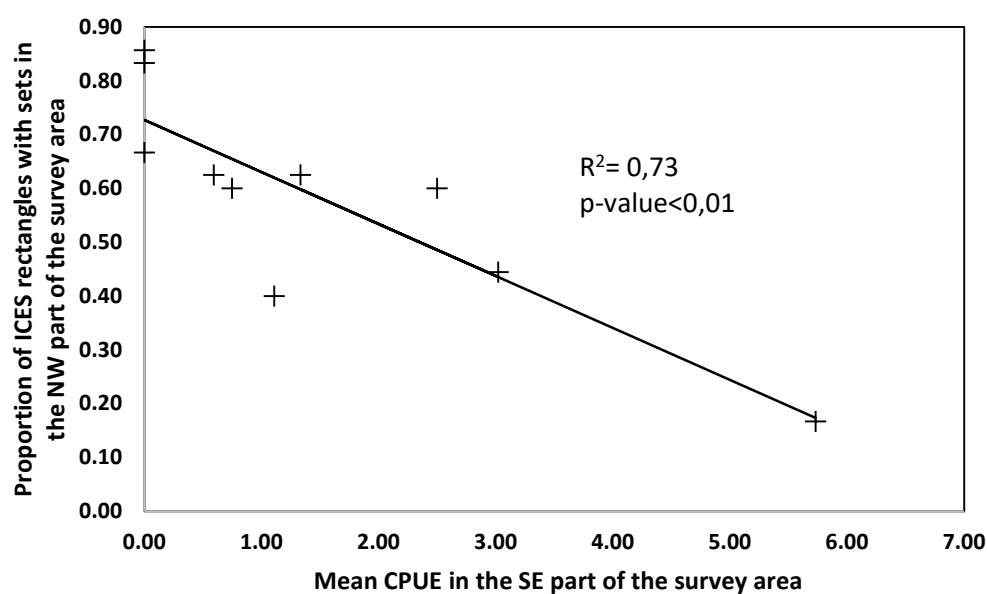


Figure 7. Porbeagle in the NEA – Relationship between the proportion of ICES rectangles with sets in the NW part of the survey area (North 47°N and West 7°W) and the mean CPUE of ICES rectangles South 47°N and East 7°W in the survey area in May-June.

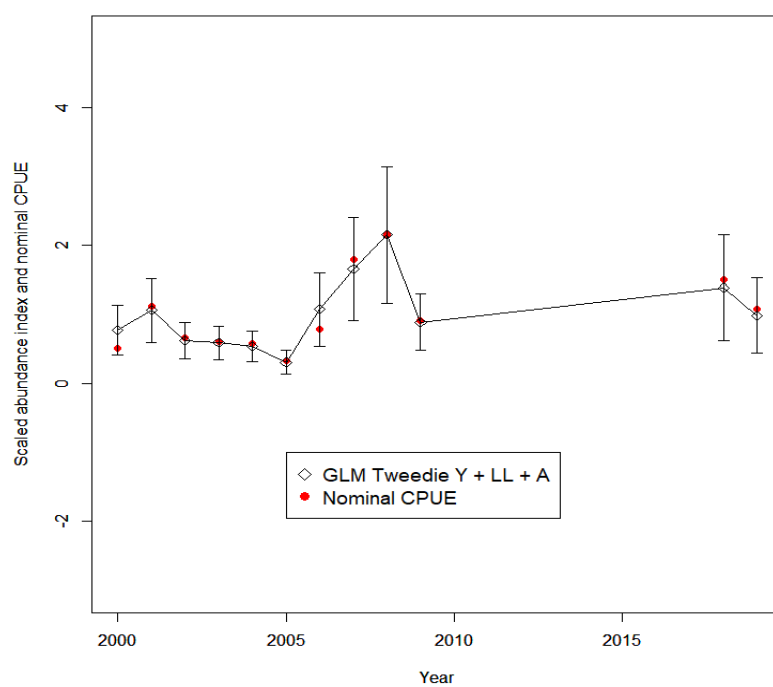
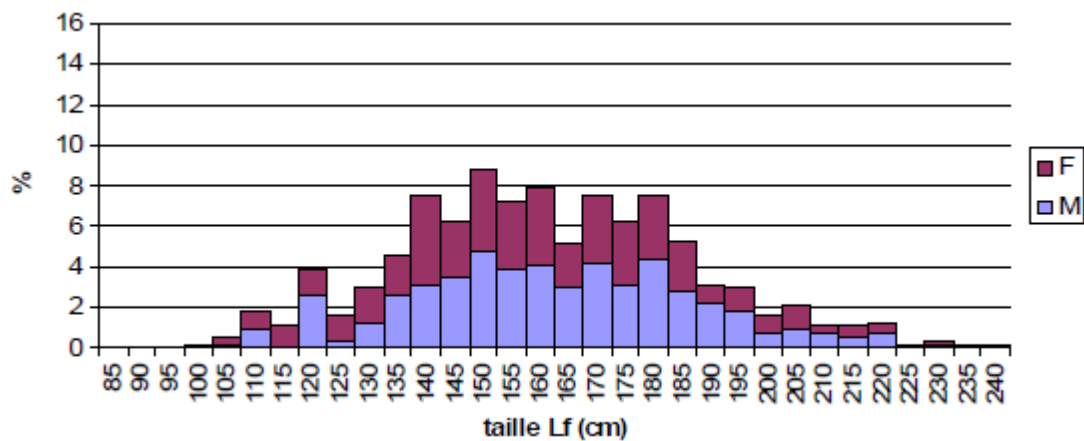
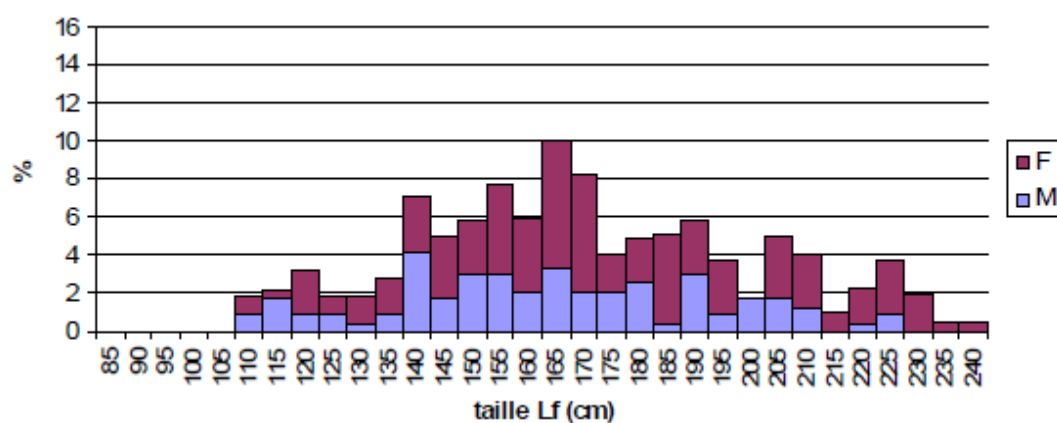


Figure 8. Relative annual indices (scaled by the mean) provided by the final GLM (Tweedie error distribution with a log link) selected to standardize the composite survey CPUEs (variables included: year, type of longline and area), with the nominal CPUEs scaled by the mean.

May 2008-2009 (n=570)



June 2008-2009 (n=237)



May-June 2018-19 (n=299)

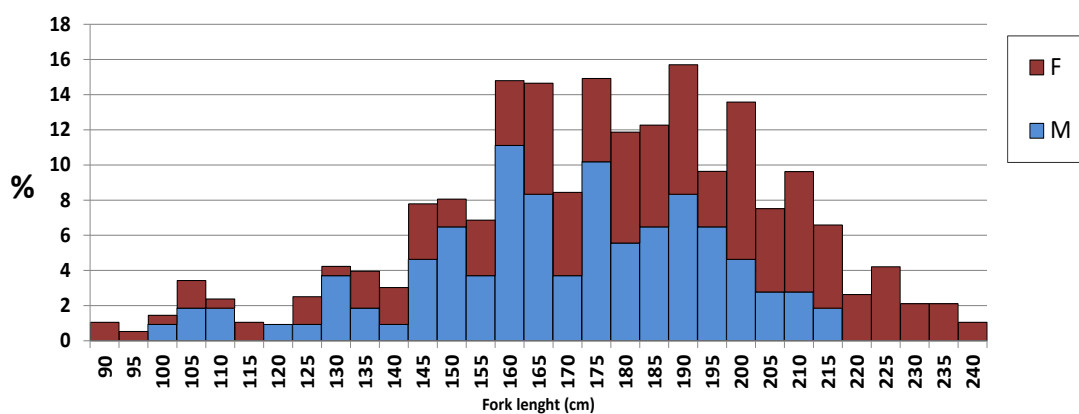


Figure 9. Comparison of the length distributions of the survey in 2018-2019 and in landings in the same months in 2008-2009 (source Hennache and Jung, 2010).

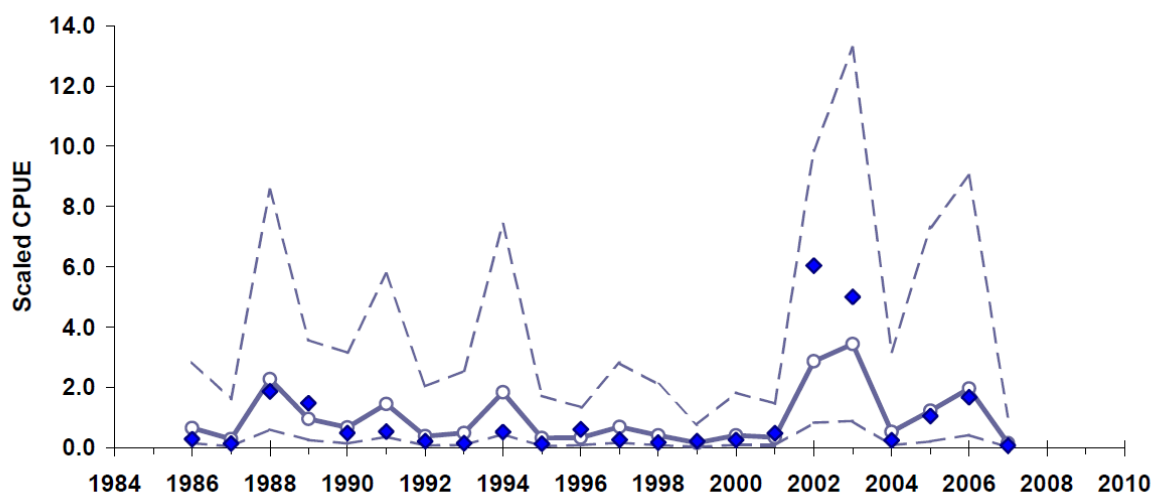


Figure 10. Standardized CPUE of porbeagle caught as by-catch of the Spanish surface longline fishery targeting swordfish, provided by the GLM selected (delta-lognormal distribution error; variables included: year, zone, quarter, bait, year*zone, year*quarter) with confidence limits and mean nominal CPUEs (blue rhombuses).

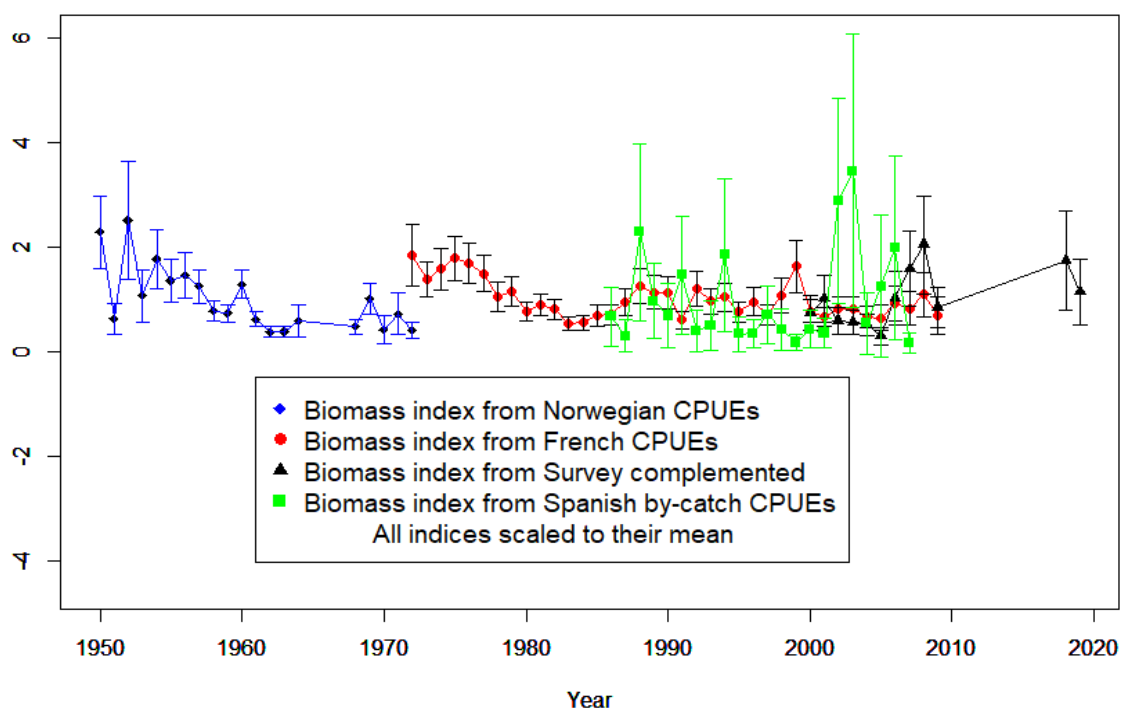


Figure 11. Biomass indices used in the porbeagle SPiCT runs provided by the standardization of the four available CPUEs series.

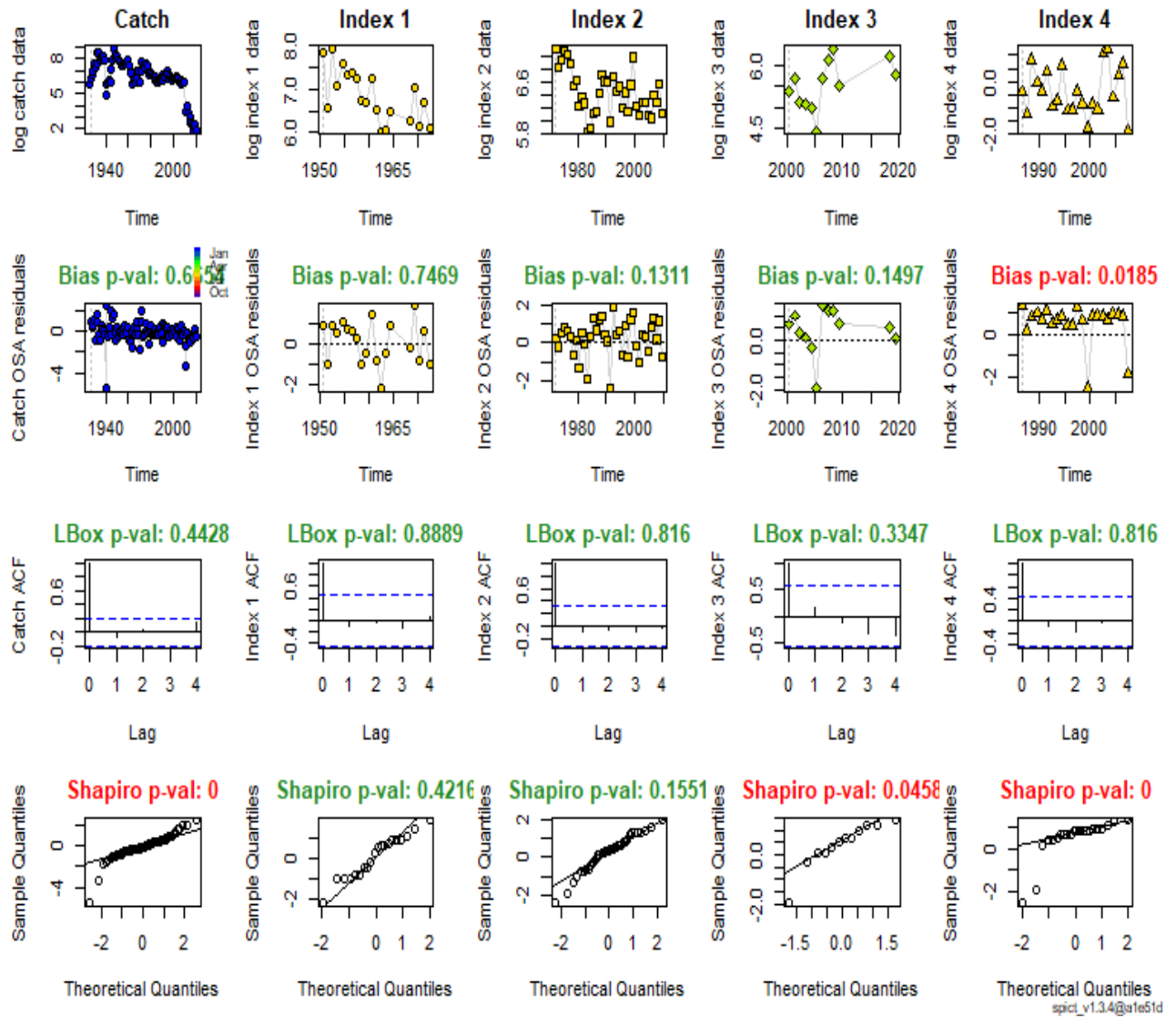


Figure 12. Diagnostics plots of the final assessment of NEA porbeagle stock (por.27.nea).

Index 1: Norwegian longline biomass index
 Index 2: French longline biomass index
 Index3: Composite survey biomass index
 Index4: Spanish longline biomass index

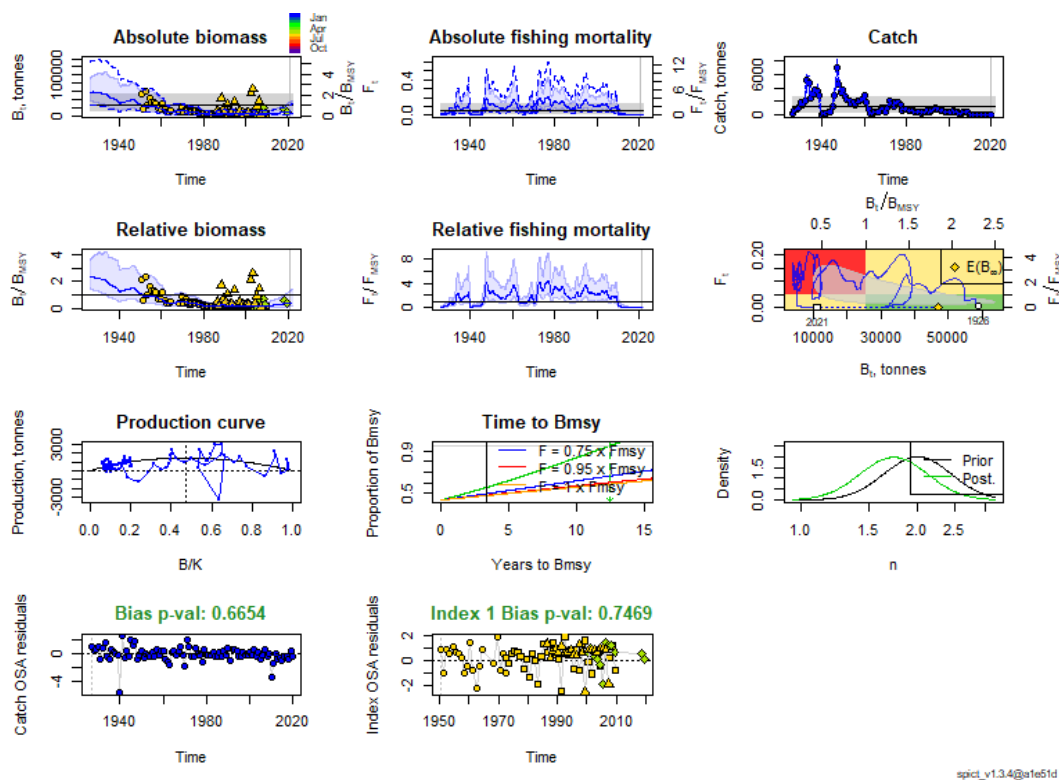


Figure 13. Result plots of the final assessment of NEA porbeagle stock (por.27.nea).

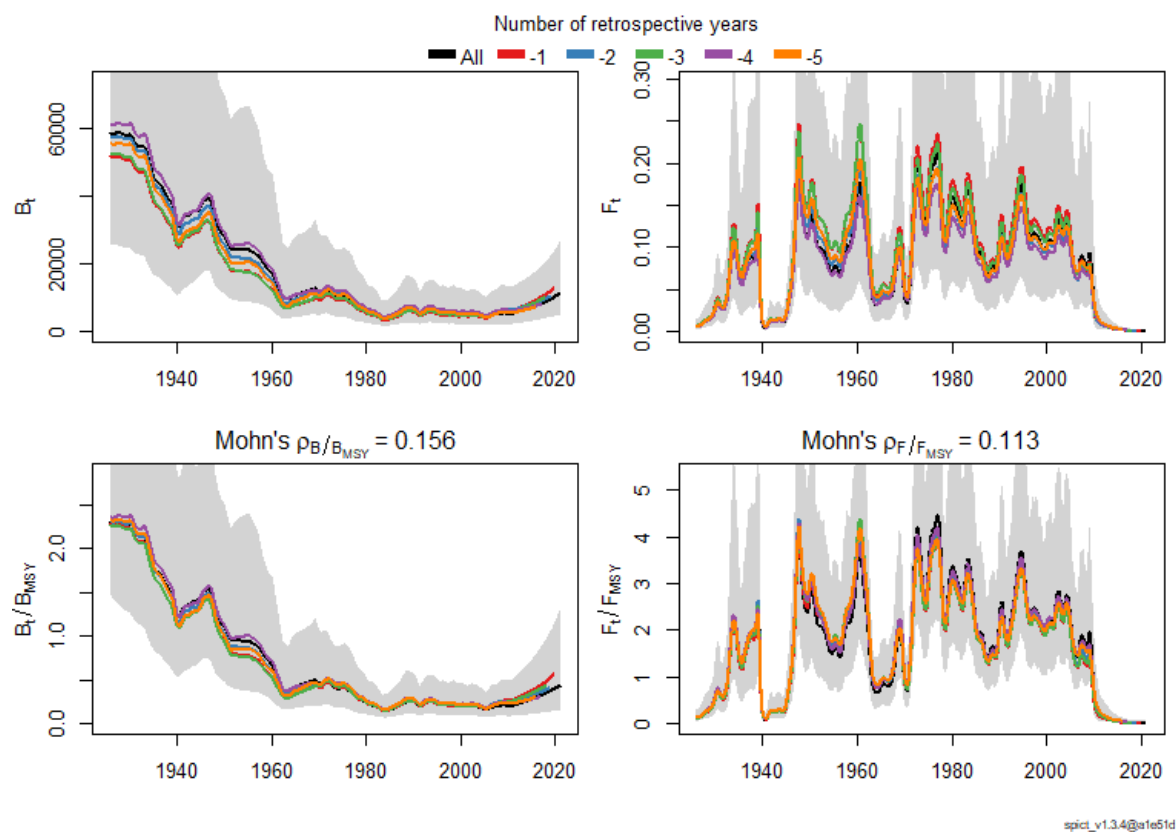


Figure 14. Retrospective plots of the final assessment of NEA porbeagle stock (por.27.nea).

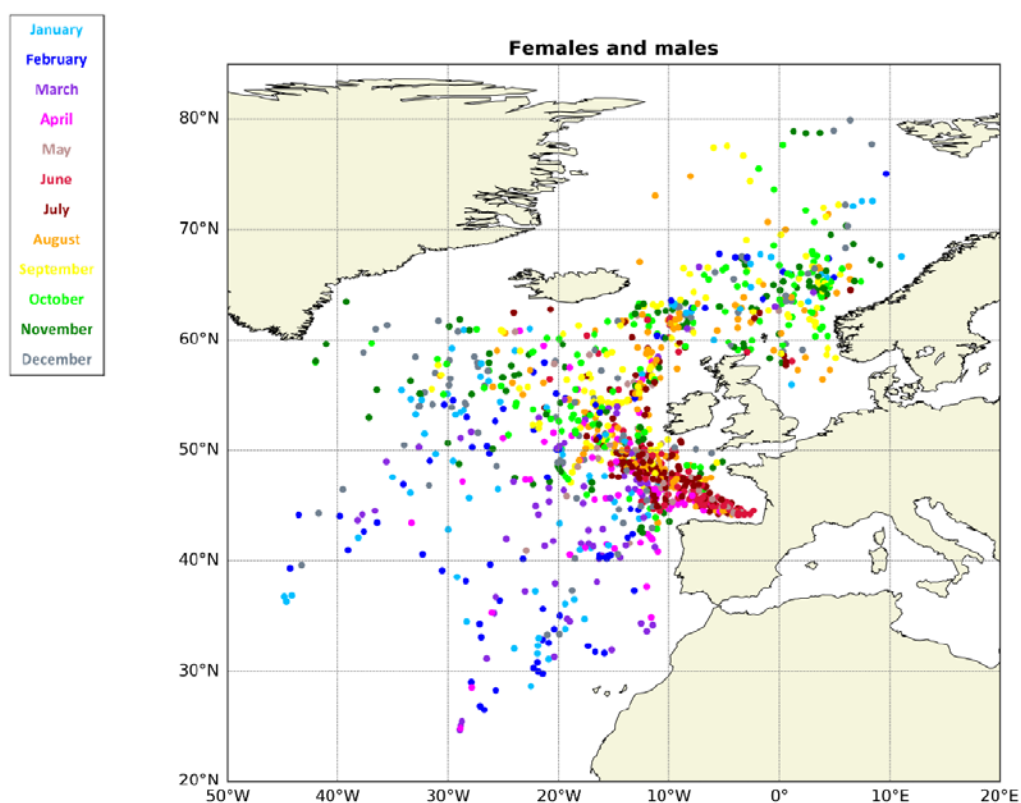


Figure 15. Estimated daily positions (coloured dots are 10 days apart) of 43 porbeagle tagged in the Bay of Biscay between May and July in 2011-2019 (from Biais *et al.*, 2022 WD).

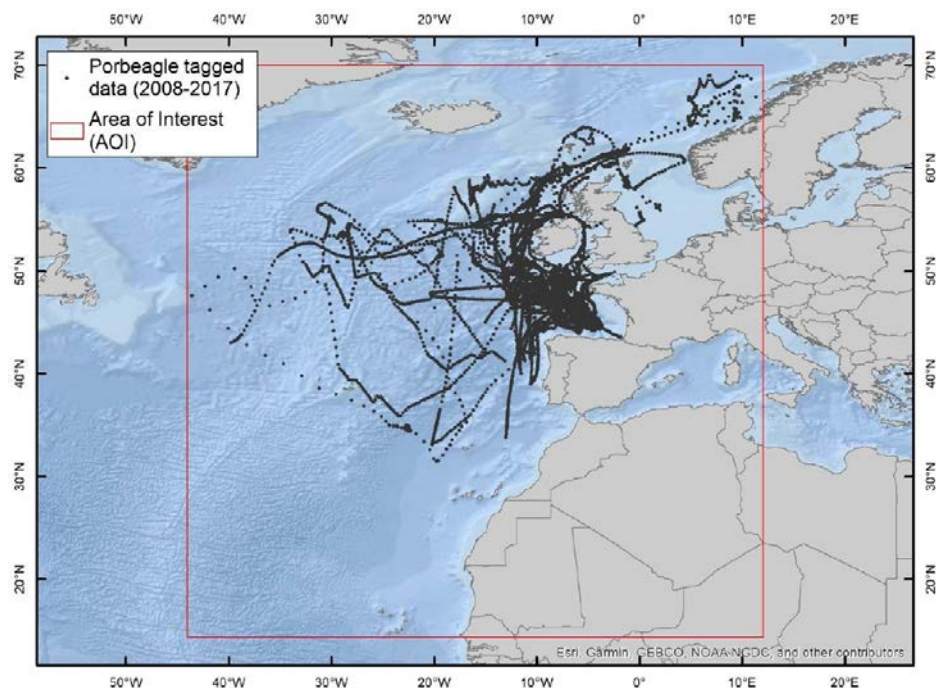


Figure 16. Positional estimates from all PSAT datasets > 8 days in length. Each symbol shows a daily estimate. Positional estimates were derived from bespoke algorithms suited to the transmitted or archived data received from Microwave Telemetry or Wildlife Computers PSAT tags.