COMISIÓN INTERAMERICANA DEL ATÚN TROPICAL

COMITÉ CIENTÍFICO ASESOR

15^a REUNIÓN

La Jolla, California (EE. UU.) 10 - 14 de junio de 2024

DOCUMENTO SAC-15-02

EVALUACIÓN DE LA POBLACIÓN DE ATÚN PATUDO EN EL OCÉANO PACÍFICO ORIENTAL: EVALUACIÓN DE REFERENCIA DE 2024

Haikun Xu, Mark N. Maunder, Carolina Minte-Vera, Juan L. Valero, y Cleridy Lennert-Cody

ÍNDICE

Rresum	nen ejecutivo	3
1. Int	roducción	4
2. Da	tos	5
2.1. Pe	squerías y "estudios"	5
2.2. De	finiciones de pesquerías	6
2.2.1.	Método	6
2.2.2.	Pesquerías palangreras	6
2.2.3.	Pesquerías de cerco sobre objetos flotantes	7
2.2.4.	Pesquerías de cerco sobre cardúmenes libres	8
2.2.5.	Resumen	8
2.3. De	finición de la flota de estudio	8
2.4. Ca	ptura	9
2.4.1.	Definición de captura	9
2.4.2.	Cerco	9
2.4.3.	Palangre1	0
2.4.4.	Descartes1	0
2.4.5.	Resumen1	1
2.5. Ínc	lice de abundancia relativa1	1
2.5.1.	Fuentes de datos1	2
2.5.2.	Procedimiento de estandarización1	3
2.5.3.	Índice estandarizado de abundancia relativa1	6
2.6. Co	mposiciones por talla1	6
2.6.1.	Flotas pesqueras de cerco1	6
2.6.2.	Flotas pesqueras de palangre1	7
2.6.2.a	Fuentes de datos1	7
2.6.2.b	Procedimiento de estandarización1	8
2.6.3.	Flota de estudio de palangre1	9
2.7. Da	tos de edad por talla2	0
3. Su	puestos y parámetros	0
3.1. Inf	ormación biológica y demográfica2	0

3.1.1.	Crecimiento	20
3.1.2.	Mortalidad natural	21
3.1.3.	Reclutamiento	21
3.1.4.	Selectividad y ponderación de datos	22
4. An	álisis de transición	23
5. Mo	odelos de referencia	23
5.1. Hip	pótesis para el análisis de riesgos	23
5.2. Re	sultados de la evaluación	25
5.2.1.	Convergencia de los modelos	25
5.2.2.	Estimaciones de parámetros	25
5.2.3.	Reclutamiento	26
5.2.4.	Biomasa reproductora	26
5.2.5.	Mortalidad por pesca (F)	26
5.3. Dia	agnósticos	26
5.3.1.	Análisis de <i>jitter</i>	26
5.3.2.	Ajuste al índice de abundancia relativa de palangre	27
5.3.3.	Ajuste a los datos de composición de palangre	27
5.3.4.	Análisis retrospectivos	27
5.3.5.	Modelo de producción estructurado por edad	27
5.3.6.	Perfil de verosimilitud de R ₀	28
6. Co	ndición de la población	28
6.1. De	finición de los puntos de referencia	28
6.1.1.	Puntos de referencia límite	28
6.1.2.	Puntos de referencia objetivo	29
6.2. Est	timaciones de la condición de la población	29
6.3. Fu	nciones de distribución acumulada y de probabilidad conjunta	30
6.4. Pro	oyección a 10 años bajo la mortalidad por pesca actual	31
7. Dir	recciones futuras	31
7.1. Re	colección de información nueva y actualizada	31
Agrade	cimientos	31
Referer	ncias	32
Tablas.		.36
Figuras		.43
Anexo.		.83

RESUMEN EJECUTIVO

- 1. La evaluación de referencia de 2024 del atún patudo en el Océano Pacífico oriental sigue utilizando un enfoque de análisis de riesgos para proporcionar asesoramiento de ordenación. El análisis de riesgos abarca tres niveles de hipótesis estructuradas jerárquicamente para abordar las principales incertidumbres de la evaluación.
- 2. Los modelos de referencia en esta evaluación muestran grados menores de cambio de régimen en el reclutamiento. El grado de cambio de régimen en el reclutamiento ha disminuido significativamente, del 140% (el modelo de referencia base en la última evaluación de referencia) a solo el 20% (el modelo de referencia base en esta evaluación). Por lo tanto, la hipótesis de cambio de régimen ya no se incluye como hipótesis dominante en esta evaluación de referencia.
- 3. La disminución significativa del grado de cambio de régimen en el reclutamiento es el resultado de un conjunto de cambios introducidos en el modelo de evaluación. Entre estos cambios, los más influyentes en la reducción del grado de cambio de régimen son la adición de un bloque de tiempo a la selectividad de las flotas pesqueras de palangre en 2011, la mejora del modelo de estandarización de la CPUE, y la utilización de la curva de mortalidad natural de Lorenzen para el patudo juvenil.
- 4. Los tres niveles de hipótesis están estructurados para abordar: (1) el ajuste inadecuado a los datos de composición por talla de la pesquería palangrera con selectividad asintótica supuesta; (2) el grado de progresión del esfuerzo en la pesquería palangrera; y (3) la inclinación de la relación población-reclutamiento.
- 5. Se consideran cuatro modelos (el modelo de referencia inicial (Fix), estimación del crecimiento (Gro), selectividad en forma de domo para todas las pesquerías (Sel) y estimación de la mortalidad natural (Mrt) para la hipótesis de primer nivel, tres tasas de aumento anual de la capturabilidad de palangre (0%, 1%, 2%) para la hipótesis de segundo nivel y tres valores de inclinación (1.0, 0.9, 0.8) para la hipótesis de tercer nivel. La combinación de los tres niveles de hipótesis da lugar a 36 modelos de referencia, de los cuales se incluyen 33 en el análisis de riesgos debido a cuestiones de convergencia con tres modelos.
- 6. Los cuatro modelos considerados para la hipótesis de primer nivel tienen la misma ponderación, al igual que las tres tasas de aumento anual de la capturabilidad de palangre para la hipótesis de segundo nivel; los tres valores de inclinación considerados para la hipótesis de tercer nivel están ponderados con base en la opinión de expertos a partir del análisis de riesgos de la última evaluación de referencia (SAC-11 INF-F).
- 7. Los resultados generales del análisis de riesgos, basado en los 33 modelos de referencia convergentes, muestran distribuciones de probabilidad unimodales para las cantidades de ordenación. El cambio de un patrón bimodal a uno unimodal en las distribuciones se debe probablemente a la resolución del cambio de régimen en el reclutamiento en esta evaluación de referencia. El análisis de riesgos indica lo siguiente:
 - a. 46.6% de probabilidad de que la biomasa reproductora a principios de 2024 esté por debajo del punto de referencia objetivo ($S_{RMS d}$);
 - b. 24.7% de probabilidad de que la mortalidad por pesca en 2021-2023 esté por encima del punto de referencia objetivo (F_{RMS});
 - c. 58.5% de probabilidad de que la mortalidad por pesca en 2017-2019 (el periodo de *statu quo*) estuviera por encima del punto de referencia objetivo (F_{RMS});
 - d. 0.2% de probabilidad de que la biomasa reproductora a principios de 2024 esté por debajo del punto de referencia límite ($S_{Límite}$);

- e. 0.1% de probabilidad de que la mortalidad por pesca en 2021-2023 esté por encima del punto de referencia límite ($F_{Límite}$).
- 8. La proyección ponderada a 10 años bajo la mortalidad por pesca actual sugiere que existe una probabilidad del 50% de que el cociente de biomasa reproductora a principios de 2034 sea superior a 0.27.

1. INTRODUCCIÓN

El atún patudo (Thunnus obesus) es una especie de atún tropical que habita aguas tropicales y templadas en los océanos Pacífico, Atlántico e Índico (Collette et al. 2001). Se pesca mediante diversos métodos en el Océano Pacífico oriental (OPO). El atún patudo es la principal especie objetivo de las pesquerías palangreras del OPO desde los años 1970 debido a su alto valor comercial en el mercado mundial de sashimi (Matsumoto 2008). Antes de 1993, la pesquería palangrera en aguas lejanas era el principal método de extracción de atún patudo en el OPO, con una captura anual promedio de 88,000 toneladas métricas de 1985 a 1992 (CIAT 2021). A diferencia de las pesquerías palangreras, que capturan principalmente patudo grande y maduro, las pesquerías de cerco capturan principalmente patudo pequeño e inmaduro (Okamoto y Bayliff 2003, Xu et al. 2020). Los tres principales tipos de pesquerías de cerco en el OPO corresponden a lances realizados sobre atunes en cardúmenes libres (NOA), sobre atunes asociados a manadas de delfines (DEL) y sobre atunes asociados a objetos flotantes (OBJ) (Lennert-Cody y Hall 2000, Maunder y Harley 2006). De estos tres tipos, el atún patudo del OPO es más vulnerable a los lances cergueros sobre objetos flotantes, que antes de 1993 se trataba de una pesquería costera basada principalmente en objetos naturales como troncos de árboles y agregaciones de algas (Lennert-Cody y Hall 2000). La pesquería de cerco sobre objetos flotantes durante ese periodo capturó alrededor de 5,000 toneladas métricas de patudo al año, un nivel muy inferior al de las capturas palangreras (CIAT 2021).

Ante el desarrollo rápido de los dispositivos agregadores de peces (plantados) desde 1993, poco a poco la pesquería OBJ fue sustituyendo a la pesquería palangrera como la pesquería dominante que captura atún patudo en el OPO (CIAT 2021, Xu *et al.* 2020). Los plantados son objetos flotantes artificiales que se colocan en el agua para atraer a los atunes. Suelen llevar una ecosonda para medir la abundancia de los peces y un GPS para notificar la ubicación geográfica (Hall y Roman 2013). La pesquería OBJ, que captura atún patudo pequeño, se ha expandido de manera considerable y rápida en el OPO tropical, desde las aguas costeras del continente americano hasta más allá del límite de ordenación occidental (150°O) de la CIAT (Lennert-Cody y Hall 2000). Dicha expansión de la pesquería OBJ tiene un fuerte impacto sobre las pesquerías palangreras que capturan atún patudo grande proveniente de la misma población (Matsumoto 2008, Okamoto y Bayliff 2003, Sun *et al.* 2019). Concretamente, la captura palangrera de atún patudo en el OPO ha disminuido considerablemente, desde un 88% en 1993 hasta un nivel mínimo histórico del 23% en 2020 (CIAT 2021).

La última evaluación de referencia del atún patudo en el OPO se realizó en 2020 (<u>SAC-11-06</u>). Dicha evaluación introdujo un nuevo enfoque para la provisión de asesoramiento de ordenación en la CIAT, ya que sirvió de base para un análisis de riesgos (<u>SAC-11-08</u>). La nueva metodología de análisis de riesgos recurre a diversos modelos de referencia que representan diferentes estados de naturaleza plausibles (supuestos) sobre la biología de los peces, la productividad de las poblaciones o la operación de las pesquerías, con lo que efectivamente se incorpora la incertidumbre en el asesoramiento de ordenación. En total, para la última evaluación de referencia se desarrollaron 48 modelos de referencia, dentro de un marco jerár-quico, para abordar tres grandes incertidumbres de la evaluación anterior, a saber: el aparente cambio de régimen en el reclutamiento; el ajuste inadecuado a datos de composición por talla de la pesquería palangrera, para la cual se supuso una selectividad asintótica, y la inclinación de la relación población-reclutamiento. Con este enfoque de análisis de riesgos, el personal puede evaluar explícitamente la probabilidad de traspasar los puntos de referencia definidos en la regla de control de extracción de la CIAT para los atunes tropicales (<u>C-16-02</u>). En la última evaluación de referencia del atún patudo en el OPO se señaló una preocupación sobre un patrón bimodal observado en las cantidades de ordenación. En particular, se identificaron dos grupos distintos de modelos de referencia utilizados para el patudo en función de las cantidades de ordenación relativas al rendimiento máximo sostenible (RMS): modelos pesimistas y optimistas. La gran diferencia entre las cantidades de ordenación relacionadas con el RMS de estos dos grupos dio lugar a que las distribuciones conjuntas de cantidades de ordenación, como F/F_{RMS} , para los modelos en conjunto presentaran dos modas distintas, un patrón que generalmente se ha denominado "patrón bimodal" en la evaluación del patudo. Aunque los resultados generales combinados del análisis de riesgos se utilizaron para el asesoramiento de ordenación, este patrón bimodal permitió dos interpretaciones distintas sobre la condición de la población en función del grupo de modelos de referencia interpretados (es decir, optimistas o pesimistas): ya sea que la mortalidad por pesca del patudo podría aumentar considerablemente o disminuir considerablemente con respecto al nivel reciente para alcanzar el punto de referencia objetivo. Además, el análisis de riesgos indicó que ninguno de los dos escenarios es significativamente más probable que el otro, por lo que resulta difícil brindar asesoramiento de ordenación eficaz.

Este informe presenta los resultados de la evaluación de referencia de la población de atún patudo en el OPO de 2024. Desde la última evaluación de referencia, se han realizado varios cambios relacionados con los datos (índice de abundancia relativa y composición por talla de palangre), la biología (mortalidad natural y crecimiento), y las especificaciones del modelo (selectividad y ponderación de datos) al modelo de evaluación del atún patudo en el OPO. Estos cambios incorporan elementos de las recomendaciones del Panel de las dos revisiones externas recientes de las evaluaciones de poblaciones (<u>RVMTT-01-RPT</u> y <u>RVDTT-01-RPT</u>). La combinación de estos cambios eliminó efectivamente el cambio aparente de régimen en las estimaciones de reclutamiento y el patrón bimodal en las cantidades de ordenación.

2. DATOS

2.1. Pesquerías y "estudios"

La segunda revisión externa de la evaluación del patudo no consideró el desarrollo de un modelo espacial para el OPO como una alta prioridad a corto plazo. Por consiguiente, los modelos de evaluación considerados en esta evaluación de referencia no están estructurados espacialmente y usan un enfoque de 'áreas como flotas', que trata las áreas geográficas como flotas separadas con diferentes curvas de selectividad en un modelo de evaluación de una sola población. Este enfoque supone implícitamente que la población está distribuida homogéneamente en toda su área de distribución y que cualquier diferencia en los datos de composición se debe a diferentes selectividades de contacto (Hurtado-Ferro *et al.* 2014). Sin embargo, reconoce que la pesca en diferentes áreas suele dar lugar a que se extraigan de la población peces de diferentes edades/tallas debido a la variación espacial en la estructura por edades/tallas. En consecuencia, las pesquerías deben definirse espacialmente para lograr una distribución relativamente homogénea de los peces en cada área. Este enfoque garantiza que la composición por talla de cada pesquería no se vea influida por la ubicación de las actividades pesqueras (Punt 2019).

Desde la última evaluación de referencia, las flotas de estudio están desconectadas de la estructura de la pesquería, la captura total, y la composición de la captura. En el OPO, no había estudios independientes de la pesca sobre la abundancia y la composición por talla de los atunes; en este contexto, el término "estudio" se refiere a una flota que tiene datos (por ejemplo, índice de abundancia y composición por talla) pero no realiza capturas. Para el enfoque de "áreas como flotas", sobre el cual se basa la evaluación, el índice de abundancia y los datos de composición asociados deben reflejar las condiciones de la totalidad de la población de patudo en el OPO (Maunder *et al.* 2020a). Por ende, el índice de abundancia de una flota de estudio debe calcularse mediante un enfoque de ponderación por área para todo el dominio espacial más que para un área definida para la pesquería. Los datos de composición asociados al índice

de abundancia de estudio deberían ponderarse espacialmente por la abundancia y agruparse en todo el dominio espacial.

2.2. Definiciones de pesquerías

2.2.1. Método

Se utiliza un enfoque de árbol de regresión para el análisis de datos de frecuencia de talla para proporcionar definiciones de pesquerías por arte y por tipo de lance. El algoritmo de árbol de regresión (Lennert-Cody *et al.* 2013, Lennert-Cody *et al.* 2010) emplea una partición recursiva para buscar reglas de decisión binarias jerárquicas que dividan los datos en subgrupos más homogéneos. Las reglas de decisión binarias se seleccionan para proporcionar la mayor disminución en la heterogeneidad de los datos de composición por talla, que se mide con la divergencia Kullback–Leibler. El algoritmo de árbol de regresión se ha incluido recientemente en un paquete en R, *FishFreqTree*, en el cual los datos de frecuencia de talla de las pesquerías, diferenciados por arte (palangre/cerco) y tipo de lance cerquero (OBJ/NOA/DEL), se agrupan por latitud, longitud, trimestre y trimestre cíclico. Este paquete en R es de código abierto y puede consultarse en: https://github.com/HaikunXu/FishFreqTree.

Existen tres diferencias principales entre el análisis de árbol de regresión realizado para la última evaluación de referencia y esta evaluación de referencia. El análisis anterior se basa tanto en la captura por unidad de esfuerzo (CPUE) como en la frecuencia de talla, con el fin de hallar límites espaciales que representen una solución de compromiso entre artes y tipos de lance. En cambio, el presente análisis se basa únicamente en la frecuencia de talla y se realiza para cada arte y tipo de lance con el fin de proporcionar definiciones de pesquerías específicas por arte y tipo de lance. La preferencia de hábitat del atún patudo depende de la talla, por lo que es probable que los peces capturados por diferentes artes presenten diferentes patrones espaciales de composición por edad/talla. Por ende, resulta más apropiado utilizar definiciones de pesquerías independientes para este modelo de evaluación, que emplea el enfoque de "áreas como flotas".

La segunda diferencia es la fuente de los datos de composición de palangre. El análisis anterior se basa parcialmente en los datos de composición por talla de palangre remitidos por Japón al dominio público de la CIAT. Esos datos son gruesos y están preagrupados por 5° de latitud, 10° de longitud y 1 trimestre (<u>WSBET-02-02</u>). En este análisis se utilizan nuevos datos de composición por talla de palangre remitidos por Japón a la CIAT a través de un Memorándum de Entendimiento. Estos datos presentan una resolución espacial y temporal mucho más fina (1° de latitud, 1° de longitud y mes) e incluyen información útil adicional, como el tamaño de intervalo asociado a cada medición de talla.

La tercera diferencia es si se procesan los datos de composición por talla de cerco para el análisis de árbol de regresión. En este análisis de árbol de regresión, las medidas de talla de patudo tomadas en el primer y tercer mes de un trimestre son ajustadas con base en la curva de crecimiento para reflejar el valor que representarían si los peces hubieran sido medidos en la mitad del trimestre. Además, para eliminar la influencia de la variación del reclutamiento sobre la frecuencia de talla observada, cada observación de frecuencia de talla es dividida por la frecuencia de talla promedio del OPO entero para el trimestre correspondiente. Estos dos pasos de procesamiento de datos no se incluyeron en el análisis de árbol de regresión anterior.

2.2.2. Pesquerías palangreras

En esta evaluación de referencia, se definen las pesquerías palangreras a partir de datos de composición por talla de palangre de Japón, que cubren el periodo de 1986 a 2020. Antes de su análisis por medio del algoritmo de árbol de regresión, se filtran los datos para que incluyan únicamente datos de buques comerciales recolectados con una resolución espacial de 1° x 1° y tamaño de intervalo de 1 o 2 cm. Se

excluyen del conjunto de datos las grillas con muestreo deficiente, con menos de cuatro años de datos entre 1986 y 2020. Los datos restantes se agrupan espacialmente por 5° x 5° y temporalmente por trimestre en 15 intervalos de talla (<70 cm, 70-80 cm, 80-90 cm, ..., >190 cm).

Se especifica el algoritmo de árbol de regresión para encontrar cinco divisiones o seis pesquerías palangreras para el OPO, a excepción de la esquina de Hawái (al norte de 10°N y al oeste de 105°O), donde se define una pesquería palangrera separada, como en la evaluación de referencia anterior. El árbol de regresión es jerárquico y es posible que muestre cierto grado de inestabilidad. En lugar de seleccionar únicamente el mejor candidato para cada división, consideramos los mejores cuatro y dos candidatos para la primera y la segunda división, respectivamente, y clasificamos las ocho (4 × 2) combinaciones de 5 divisiones de acuerdo con la proporción de varianza explicada en los datos de frecuencia de talla.

Entre las ocho combinaciones de 5 divisiones, la mejor seleccionada para la pesquería palangrera en el OPO explica el 15.22% de la varianza en los datos de frecuencia de talla (Tabla 1). Cabe señalar que el algoritmo se especificó originalmente para encontrar cuatro divisiones o definir cinco pesquerías, pero hay una pesquería (15°S - 5°S y 150°O - 105°O) que presenta un patrón bimodal en el perfil de frecuencia de talla agregada (Figura 1). El mejor candidato para la quinta división (130°O) explica un 1.10% adicional de la varianza en los datos de frecuencia de talla y reduce significativamente el patrón bimodal al dividir la pesquería espacialmente en dos pesquerías. En consecuencia, se mantiene el mejor candidato para la quinta división y el OPO, incluida la esquina de Hawái, se divide en siete áreas para las pesquerías palangreras.

Dado que algunas flotas notifican las capturas de palangre a la CIAT en números, y otras lo hacen en peso, se definen dos flotas palangreras, cuyas unidades de captura son 1,000s de peces y toneladas métricas, respectivamente, para cada área de palangre. En total, el modelo de evaluación de referencia incluye catorce flotas pesqueras de palangre.

2.2.3. Pesquerías de cerco sobre objetos flotantes

La definición de las pesquerías OBJ se basa en datos de composición por talla recolectados por muestreadores en puerto a partir de lances OBJ realizados por buques de clase 6 (Suter 2010). Los muestreadores en puerto recolectan datos únicamente a partir de bodegas con capturas del mismo tipo de lance, área de muestreo y año-mes. Se eliminan los datos anteriores a 2000 de este análisis debido a que el protocolo de muestreo empleado por el programa de muestreo en puerto de la CIAT cambió en ese año y la pesquería OBJ no estaba plenamente extendida en el OPO durante los años 1990. Los datos brutos presentan una resolución espacial de 5° x 5° y un tamaño de intervalo de 1 cm, desde 1 cm hasta 201 cm. Se eliminan del conjunto de datos las grillas con muestreo deficiente, con menos de cuatro años de datos disponibles desde 2000. Posteriormente, se agrupan por trimestre los datos de frecuencia de talla restantes en 15 intervalos de talla de 10 cm (<30 cm, 30-40 cm, 40-50 cm, ..., >170 cm) (Figura 2) y se dividen por la frecuencia de talla promedio en todo el OPO para el trimestre correspondiente para eliminar la influencia de la variación del reclutamiento.

Al igual que en la última evaluación de referencia, el modelo de evaluación de esta evaluación de referencia incluye cinco pesquerías OBJ y por ende especificamos el algoritmo de árbol de regresión para encontrar cuatro divisiones. Consideramos los mejores cuatro y dos candidatos para la primera y la segunda división, respectivamente, y clasificamos las ocho (4×2) combinaciones de divisiones de acuerdo con la proporción de varianza explicada en los datos de frecuencia de talla. Entre las ocho combinaciones de cuatro divisiones, la mejor seleccionada para la pesquería OBJ en el OPO explica el 10.46% de la varianza en los datos de frecuencia de talla (Tabla 2)

2.2.4. Pesquerías de cerco sobre cardúmenes libres

La definición de pesquerías NOA se basa en datos de composición por talla recolectados por muestreadores en puerto a partir de lances NOA realizados por buques de clase 6 (Suter 2010). Los muestreadores en puerto recolectan datos únicamente a partir de bodegas con capturas del mismo tipo de lance, área de muestreo y año-mes. Se eliminan los datos anteriores a 2000 de este análisis debido a que el protocolo de muestreo empleado por el programa de muestreo en puerto de la CIAT cambió en ese año. Los datos brutos de frecuencia de talla se agrupan por trimestre en 15 intervalos de talla de 10 cm (<30 cm, 30-40 cm, 40-50 cm, ..., >170 cm) y se dividen por la frecuencia de talla promedio en todo el OPO para el trimestre correspondiente para eliminar la influencia de la variación del reclutamiento.

Los datos de frecuencia de talla para lances NOA son escasos tanto espacial como temporalmente (Figura 3). Además, los lances NOA representan solo un pequeño porcentaje de la captura de patudo en el OPO. Por lo tanto, incluimos únicamente dos pesquerías NOA en esta evaluación de referencia. La mejor división seleccionada para la pesquería NOA en el OPO (es decir, 130°O) explica el 9.95% de la varianza en los datos de frecuencia de talla (Tabla 3).

2.2.5. Resumen

En esta evaluación de referencia se definen 22 flotas pesqueras para el patudo, clasificadas por arte (cerco/palangre), tipo de lance (OBJ/NOA), área de operación (Figura 4) y unidad de captura de palangre (números/peso) (Tabla 4). Debido a la falta de datos de composición por talla y a una contribución insignificante a la captura total de patudo, agrupamos los lances de caña y DEL en los lances NOA en este modelo de evaluación de referencia. Estas 22 flotas pesqueras comprenden 14 flotas pesqueras de palangre, 5 flotas pesqueras OBJ, una flota OBJ de descarte (ver más detalles en la Sección 2.4.4) y dos flotas pesqueras NOA. Las frecuencias de talla agregadas del patudo muestran una sola moda en la mayoría de las pesquerías (Figura 5), lo que sugiere que la mayoría de las pesquerías definidas por el análisis de árbol de regresión no incluyen más de una cohorte y que puede utilizarse la parametrización de la curva de selectividad doble normal.

2.3. Definición de la flota de estudio

En la última evaluación de referencia, se definieron dos flotas de estudio de palangre con base en el periodo de operación: 'temprano' (1979-1992) y 'tardío' (1995-2019). La capturabilidad y la selectividad se estimaron por separado para las dos flotas de estudio y el coeficiente de variación (CV) del índice de abundancia tardío se fijó, mientras que el del índice temprano se estimó. La razón principal por la que se dividió el índice de abundancia de palangre en dos periodos de tiempo es que las configuraciones de arte de los buques palangreros japoneses cambiaron abruptamente en 1993 y 1994. Específicamente, en 1993-1994 se dio un cambio rápido tanto en el número de anzuelos entre flotadores (AEF) como en el material de la línea principal, dos indicadores clave de la distribución por profundidad de los anzuelos en la columna de agua. Debido a que la distribución por profundidad del atún patudo en el OPO se ve influenciada por la talla corporal (Schaefer y Fuller 2010), estos cambios notables en las configuraciones de arte pueden haber provocado un cambio en la capturabilidad y selectividad de la flota de estudio.

Actualmente, las buenas prácticas del modelado de la CPUE desaconsejan la división del índice de abundancia por tiempo en bloques de tiempo separados y no coincidentes, salvo que existan pruebas claras de que la capturabilidad y la selectividad de estudio no son constantes (Hoyle *et al.* 2024). La división del índice de abundancia por tiempo supone el desperdicio de una gran cantidad de información en los datos de CPUE, particularmente la tendencia continua de la abundancia de la población durante un periodo largo. Hoyle *et al.* (2024) sostienen que, en caso de especificación errónea del modelo de evaluación, la división del índice de abundancia puede introducir sesgo ya que el modelo puede no ser capaz de escalar de manera fiable los índices de abundancia divididos. Por ende, es conveniente que los analistas al menos consideren si el cambio estimado en la capturabilidad en la división tiene sentido. Con respecto a este punto, retomamos la definición de estudio en esta evaluación de referencia al verificar el cambio estimado en la capturabilidad y la selectividad en la división.

Efectivamente, el modelo de la última evaluación de referencia estimó una capturabilidad y selectividad similares para las flotas de estudio de los periodos temprano y tardío. La capturabilidad estimada del periodo temprano (1.58 ± 0.39) es ligeramente más alta que la del periodo tardío (1.34 ± 0.13) . Las curvas de selectividad estimadas para los dos periodos de tiempo también están estrechamente alineadas (Figura 7 en <u>SAC-14-05</u>). Este resultado es contrario a lo esperado, ya que la capturabilidad de la principal especie objetivo (el atún patudo para la pesquería palangrera japonesa en el OPO) tiende a incrementar en el tiempo debido a las constantes mejoras en la tecnología y conocimientos pesqueros. Este resultado ilógico sugiere que el modelo de evaluación está probablemente mal especificado y no es capaz de escalar de manera fiable los dos índices de abundancia. Por consiguiente, para el modelo en esta evaluación de referencia se define una flota de estudio de palangre que abarca todo el periodo del modelo (1979-2023).

2.4. Captura

2.4.1. Definición de captura

Para esta evaluación se definen los siguientes tipos de datos de captura:

- Retenida: captura retenida a bordo del buque;
- Descartada: captura no retenida a bordo del buque;
- Total: captura retenida + descartes;
- Descarga: captura retenida descargada del buque.

2.4.2. Cerco

La información usada para estimar la captura total por especie proviene de cuatro fuentes principales: enlatadoras, observadores a bordo, bitácoras de buques, y muestreo en puerto realizado por personal de la CIAT. Las bases de datos de observadores y bitácoras también contienen otra información sobre las capturas, como el lugar y fecha de la captura y tipo de lance. El año es la única información auxiliar disponible para los datos de enlatadoras. Además, desde 2000, el programa de muestreo en puerto para recolectar datos de composición por talla también ha proporcionado información sobre la composición por especie.

Para esta evaluación, las capturas totales fueron estimadas por estrato de captura (área, mes, tipo de lance y capacidad de acarreo del buque) y después fueron agrupadas por estratos de captura para obtener estimaciones trimestrales para cada pesquería. El método usado para estimar la composición por especie de la captura ha cambiado a lo largo del tiempo. Las estimaciones anteriores a 2000 se basan en los totales registrados por especie en los datos de enlatadoras o de observadores o de bitácora, según corresponda. Para corregir por capturas subestimadas de patudo, se aplica un factor de ajuste que ajusta las capturas para las tres especies, con base en datos de muestreo en puerto de 2000-2004. Los totales por especie ajustados se prorratean a los estratos de captura usando la información en las bases de datos de observadores y bitácoras. Desde 2000, los datos de muestreo en puerto se utilizan para determinar la composición por especie de las capturas totales. La captura total de las tres especies combinadas (a partir de los datos de enlatadoras, observadores y bitácora)¹ se prorratea a los estratos de captura, utilizando la información de las bases de datos de observadores y bitácora. Los datos de muestreo en puerto se puerto sobre la composición por especie y talla de la captura luego se usan para estimar la captura de cada especie por estrato

¹ Si no se dispone de información de descarga de las enlatadoras, se usa en su lugar la información de captura en las bases de datos de los observadores o de las bitácoras de los buques, en ese orden

de captura. En Tomlinson (2002; 2004), Suter (2010) y en el Documento <u>WSBET-02-06</u> se pueden encontrar explicaciones detalladas de los estimadores. Los detalles del protocolo de muestreo en puerto utilizado desde 2000 pueden consultarse en el Anexo de Suter (2010). Esta metodología de estimación de captura, que es un enfoque basado en diseño, se utiliza para obtener las mejores estimaciones científicas (BSE, por sus siglas en inglés) a nivel de flota de la composición por especie de las capturas de cada flota pesquera de cerco. Esta metodología se integró en un paquete R que puede consultarse en: <u>https://github.com/HaikunXu/BSE</u>.

Se realizó un ajuste de sesgo para las capturas OBJ estimadas derivadas del algoritmo BSE para los dos años afectados por la pandemia de COVID-19 (2020 y 2021). La pandemia interrumpió la recolección de datos de composición por especie y talla por los muestreadores en puerto de la CIAT, lo cual condujo a una pérdida sistemática de datos de muestreo en puerto de los puertos donde se descarga gran parte de la captura de BET del OPO (SAC-13 INF-L). Dado que el algoritmo BSE depende en gran medida de los datos de muestreo en puerto para predecir la composición por especie de las capturas de cerco, es probable que las capturas de cerco estimadas para los dos años de COVID-19 por el algoritmo BSE estén sesgadas. Una investigación reciente realizada por Majumdar *et al.* (2023) sugiere que el algoritmo BSE sobrestima las capturas de patudo en la pesquería OBJ en un 12.0% y 18.2% para 2020 y 2021, respectivamente. En consecuencia, se realizaron ajustes para reducir cada captura trimestral de OBJ estimada por BSE para 2020 y 2021 en un 12.0% y un 18.2 %, respectivamente.

2.4.3. Palangre

El personal de la CIAT no recolecta directamente datos sobre las capturas palangreras; éstas son reportadas anualmente a la CIAT por cada Miembro y no Miembro Cooperante (CPC), de conformidad con la resolución C-03-05 sobre provisión de datos. Las capturas son reportadas por especie, pero la disponibilidad y el formato de los datos varía entre las flotas: las flotas principales reportan la captura y el esfuerzo agrupados por celdas de 5° por mes. Las bases de datos de la CIAT incluyen datos sobre las distribuciones espaciales y temporales de las capturas palangreras en el OPO por las flotas de CPC de aguas lejanas (China, Taipéi Chino, Polinesia Francesa, Japón, Corea y Vanuatu) y CPC costeros (principalmente México y Estados Unidos).

Para esta evaluación, estos datos son agregados conforme a las nuevas definiciones de pesquerías basadas en el área de operación (Figura 1). Dado que se definen dos pesquerías palangreras para cada área, las capturas se registran en su unidad original (miles de peces y toneladas métricas), y la conversión entre números y pesos se hace internamente en el modelo de evaluación. En la evaluación actual se incorporaron los datos de captura actualizados y nuevos para las pesquerías palangreras. Los datos de captura de 2023 provienen de los informes mensuales. Si no se disponía de datos de captura para un año o años recientes, las capturas se fijaron iguales al último año para el que había datos disponibles. En el caso de las flotas que reportaron la captura agrupada por año y celda de 5°, los datos se desagruparon usando la proporción de capturas por trimestre y área para el año más cercano para el que se disponía de datos. Las capturas de un CPC costero que reportó capturas agrupadas fueron añadidas al área que contenía la Zona Económica Exclusiva (ZEE) de ese CPC. El algoritmo para calcular la captura por pesquería se describe en <u>WSBET-02-03</u> y el código R asociado está disponible en <u>https://github.com/HaikunXu/IATTCassessment/blob/master/R/IL catch.R.</u>

2.4.4. Descartes

Se consideran dos tipos de descartes en esta evaluación de referencia: los que resultan de ineficiencias en el proceso de pesca y los relacionados con la clasificación de las capturas. Ejemplos de ineficiencia son la captura de un lance que rebasa la capacidad de almacenamiento restante del buque pesquero o la descarga de especies de captura incidental no deseadas, mientras que la clasificación de las capturas se

supone que ocurre cuando los pescadores descartan atunes que están por debajo de una talla determinada.

Para la pesquería cerquera, la cantidad de patudo descartado, independientemente de la razón, se estima con información recolectada por el programa de observadores abordo del Acuerdo sobre el Programa Internacional para la Conservación de los Delfines (APICD), usando los métodos en Maunder y Watters (2003). No se dispone de datos de observadores para estimar los descartes antes de 1993, y se supone que no hubo descartes antes de ese año. Además, hay periodos para los que los datos de observadores no son suficientes para estimar los descartes, en cuyo caso se supone que la tasa de descartes (descartes/capturas retenidas) es igual a la tasa de descartes del mismo trimestre del año anterior o, si no se dispone de datos trimestrales, de un año cercano. La captura total por las pesquerías OBJ (flotas 15-19) representa la captura retenida más los descartes resultantes de ineficiencias en el proceso de pesca. La flota pesquera 18 representa los descartes resultantes de la clasificación de las capturas (2001), y se supone que están compuestos únicamente de peces de entre 2 y 4 trimestres de edad. En las flotas pesqueras 21 y 22 (NOA y DEL), la captura total representa la captura retenida más algunos descartes resultantes de ineficiencias en el proceso de pesca. La ineficiencias en el proceso de pesca y de la clasificación de la captura, aunque esto último es poco frecuente en estas pesquerías.

Los descartes de las pesquerías de palangre no están disponibles, por lo que se supone que la captura retenida representa la captura total (Tabla 4).

2.4.5. Resumen

A fin de facilitar la comparación de las capturas de cerco y palangre, la porción de las capturas de palangre que se registra en número de peces se convierte en peso dentro del modelo de evaluación (Figura 6). Las capturas palangreras y cerqueras de patudo tienen varias características importantes:

- Las pesquerías palangreras dominan las capturas de patudo antes de 1993; desde entonces, la pesquería OBJ se ha convertido en la pesquería principal de patudo.
- La captura anual total se ha mantenido relativamente estable desde 2005.
- Tanto las capturas palangreras como las cerqueras disminuyeron drásticamente desde 2021. El total de capturas de patudo en 2021-2023 alcanzó el nivel histórico más bajo desde 1979.

2.5. Índice de abundancia relativa

Los índices de abundancia relativa son un insumo crucial para los modelos de evaluación de poblaciones, ya que informan directamente los cambios en la abundancia de las poblaciones a lo largo del tiempo (Francis 2011). Idealmente, los índices de abundancia deberían ser calculados usando datos de estudios independientes de la pesca, recolectados usando el mismo arte y operación de pesca a lo largo del tiempo para asegurar que la capturabilidad y la selectividad sean constantes, y tener un diseño de muestreo aleatorio o fijo en el espacio. Sin embargo, para la mayoría de las especies de atunes alrededor del mundo, incluido el atún patudo en el OPO, no se dispone de datos de estudios. Por lo tanto, los índices de abundancia se derivan únicamente de datos de CPUE dependientes de la pesca. Estos datos deben estandarizarse para que el índice de abundancia sea aproximadamente proporcional a la abundancia de la población. (Maunder y Punt 2004). Para lograrlo, el modelo de estandarización debe eliminar la parte de la variación en los datos de CPUE que no está impulsada por cambios en la abundancia de la población. Además, el modelo de estandarización debe imputar la abundancia de peces para los lugares sin pesca y utilizar un enfoque de ponderación por área para calcular el índice de abundancia de la población para

Aunque se dispone de índices de abundancia tanto de cerco como de palangre para el patudo en el OPO, esta evaluación solamente incluye el índice de palangre, que principalmente informa la tendencia de la abundancia del patudo grande. La estandarización de los índices de abundancia de cerco es una tarea difícil, ya que no está clara la relación entre la abundancia y el esfuerzo de pesca, ni cómo evoluciona con los avances tecnológicos a lo largo del tiempo. Además, algunas de las covariables que tienen un impacto en la capturabilidad de la pesquería cerquera (por ejemplo, tiempo de inmersión, densidad de plantados, presencia de ecosonda) no están disponibles para todo el periodo de interés.

2.5.1. Fuentes de datos

En la evaluación del atún patudo en el OPO, la flota de estudio se basa en datos de CPUE y composición por talla dependientes de la pesca recolectados por buques palangreros japoneses que persistentemente pescan atún patudo. Entre todos los buques palangreros de aguas lejanas operados en el OPO, los buques palangreros japoneses tienen la cobertura espacial más amplia dentro del OPO y el historial más largo de datos de bitácora de alta calidad, lo cual proporciona la información necesaria para la estandarización de un índice de abundancia fiable con un gran contraste a lo largo del tiempo. Por primera vez en la historia de las evaluaciones de referencia del atún patudo en el OPO, el índice de abundancia relativa de palangre se deriva de datos operacionales de CPUE recolectados por buques palangreros comerciales japoneses. Este conjunto de datos registra captura (en número de peces) y esfuerzo (en número de anzuelos), así como información útil del arte o buque tal como AEF e identificación del buque, a nivel de lance, con una resolución espacial de 1° x 1°.

Se aplican varios filtros al conjunto de datos operacionales de CPUE de palangre de Japón antes de ajustarlo al modelo espaciotemporal para la estandarización de la CPUE. En primer lugar, se excluyen los datos anteriores a 1979 debido a que no se dispone de la identificación del buque. Análisis previos sugieren que incluir la identificación del buque es necesario para estandarizar los datos de CPUE de palangre de Japón, ya que diferentes buques tienen diferentes eficacias en la captura de atún patudo en el OPO (conocido generalmente como efectos de buque). Los buques introducidos recientemente tienden a ser más eficaces en la captura de peces que los buques retirados recientemente, por lo que es muy probable que la rotación de buques resulte en un aumento de la eficacia pesquera promedio a lo largo del tiempo. En otras palabras, el índice de abundancia estandarizado por un modelo en el que se ignoran los efectos de buque tiende a sobrestimar la tendencia temporal del índice.

En segundo lugar, los buques y las celdas espaciales con un muestreo deficiente se excluyen del conjunto de datos al que se ajusta el modelo de estandarización de la CPUE. La estimación de los efectos de buque puede ser difícil si un buque no tiene suficientes años de datos. La imputación espacial de la densidad de peces no es fiable y puede dar lugar a un índice de abundancia sesgado si una celda espacial tiene un muestreo deficiente, especialmente en el límite del dominio espacial del hábitat central. Específicamente, todos los buques y celdas espaciales con menos de 40 y 20 trimestres de datos, respectivamente, entre 1979 y 2023 se eliminan para la estandarización de la CPUE. Además, se eliminan los datos de la esquina de Hawái (al norte de 10°N y al oeste de 105°O) debido al supuesto de que el patudo capturado en esa área no pertenece a la población núcleo del OPO.

En tercer lugar, se aplican varios filtros menores para eliminar los valores atípicos del conjunto de datos. Específicamente, eliminamos los lances con 1) AEF extremos (menos de 5 o más de 25) o faltantes; 2) más de 5,000 anzuelos; 3) una razón del número de patudos al número de anzuelos mayor a 0.1; y 4) una latitud al sur de 25°S.

Tanto el esfuerzo de pesca como la escala de la flota palangrera japonesa que opera en el OPO han disminuido casi linealmente desde alrededor de 1993 (Figura 7). La cobertura espacial del conjunto de datos disminuyó cada vez más rápido en la última década, especialmente en el OPO oriental (Figura 8). Los AEF aumentaron repentinamente de un promedio anual de 12 a 16 durante 1993-1995 y permanecieron relativamente estables a partir de entonces (Figura 9).

2.5.2. Procedimiento de estandarización

Es necesario estandarizar los datos de CPUE dependientes de la pesca en el proceso de cálculo del índice de abundancia relativa (Hoyle *et al.* 2024, Maunder y Punt 2004). El término "estandarizar" denota el proceso de eliminar el impacto de otros factores sobre la CPUE, asegurando que el índice estandarizado de abundancia relativa sea proporcional a la abundancia de la población. Es bien sabido que los índices de abundancia relativa derivados de datos de CPUE dependientes de la pesca son susceptibles a sesgos derivados de factores como el muestreo preferencial (Conn *et al.* 2017, Diggle *et al.* 2010, Pennino *et al.* 2019), las características de las artes de pesca (Campbell 2015) y los objetivos de pesca (Chang *et al.* 2011, Winker *et al.* 2013). A diferencia de los estudios diseñados estadísticamente, que recolectan datos con la intención de garantizar que la selección de los lugares de muestreo sea independiente de la abundancia de peces (con excepciones, como en los casos que implican el establecimiento de un área marina protegida; ver Yalcin *et al.* 2023 para un ejemplo), las flotas pesqueras operan de forma no aleatoria en el espacio y rara vez cubren todo el dominio espacial de la población durante el periodo de interés.

La mayoría de los modelos de estandarización de la CPUE suponen implícitamente que la elección de los lugares de pesca es independiente de la abundancia de peces. Este supuesto se incumple a menudo en las operaciones pesqueras debido a incentivos financieros y prácticos. Por ejemplo, los pescadores tienden a pescar en áreas donde se espera que la abundancia de la especie objetivo sea alta. Este fenómeno se conoce como muestreo preferencial y puede dar lugar a predicciones sesgadas de la abundancia de peces. Pueden surgir "agujeros" sin pesca asociados a los datos dependientes de la pesca debido al muestreo preferencial, a las restricciones de la pesca o a consideraciones económicas. La presencia de estos agujeros sin pesca puede introducir un sesgo significativo en la tendencia del índice de abundancia, especialmente si cubren una porción amplia del dominio espacial de la población o muestran una tendencia pronunciada en su distribución espaciotemporal. Dado el supuesto de proporcionalidad lineal entre la abundancia de la población y el índice de abundancia, cualquier sesgo en el índice de abundancia puede dar lugar a estimaciones sesgadas de la condición de la población y, en consecuencia, a un asesoramiento de ordenación equivocado. Por lo tanto, un proceso de estandarización de la CPUE es esencial para mitigar estos sesgos y garantizar la fiabilidad de las evaluaciones y las posteriores recomendaciones de ordenación.

El reto principal encontrado en la estandarización de los datos de CPUE de palangre para el atún patudo en el OPO surge de una contracción notable del caladero de la flota japonesa, particularmente en el OPO oriental desde 2010 (Xu et al. 2020). El modelo de estandarización trata la existencia de numerosas observaciones de cero conteos mediante el enfoque delta (Lo et al. 1992). Este enfoque modela por separado la probabilidad de encuentro (la probabilidad de captura positiva) y la tasa de captura positiva. Tradicionalmente, se ha usado un modelo delta lineal generalizado (MLG) para estandarizar los datos de CPUE del atún patudo en el OPO (Hoyle y Maunder 2006). Tanto la probabilidad de encuentro como la tasa de captura positiva en el MLG incluyen un término temporal de densidad, un término espacial de densidad, y un término de capturabilidad (AEF). El término espacial se estima para cada celda espacial de 5° por 5° sin tener en cuenta la autocorrelación espacial. Los AEF, una característica de las artes de pesca ampliamente reconocida por su influencia en las tasas de captura de atunes, informan la distribución de los anzuelos en la profundidad en la columna de agua. Este MLG carece de un término espaciotemporal de densidad tanto para la probabilidad de encuentro como para la tasa de captura positiva, suponiendo implícitamente que los efectos espaciales sobre la abundancia del atún patudo permanecen constantes a lo largo del tiempo. Este supuesto contradice un hallazgo reciente de un estudio de Satoh et al. (2021) según el cual la distribución espacial del patudo en el OPO cambia de año en año en respuesta a fluctuaciones ambientales. Además, estudios de simulación enfocados en especies pelágicas altamente migratorias han demostrado que la consideración de la interacción tiempo-área en la estandarización de la CPUE de palangre produce un índice de abundancia relativa menos sesgado (Grüss *et al.* 2019, Zhou *et al.* 2019). Estas consideraciones ponen de relieve la necesidad de refinar el modelo de estandarización de la CPUE para tener en cuenta la distribución espaciotemporal dinámica del atún patudo.

Nuestro enfoque actual para la estandarización de la CPUE del atún patudo en el OPO implica la utilización de un modelo espaciotemporal delta lineal generalizado mixto (MLGM). Este tipo de modelo ha ganado relevancia en los últimos años para estandarizar datos de CPUE dependientes de la pesca, incluso para especies altamente migratorias (Ducharme-Barth *et al.* 2022, Xu *et al.* 2019). Los MLGM espaciotemporales pueden tomar en cuenta la interacción tiempo-área incluyendo un término espaciotemporal tanto para la probabilidad de encuentro como para la tasa de captura positiva. En contraste con el MLG tradicional, los MLGM espaciotemporales consideran explícitamente la autocorrelación espacial y temporal en términos espaciales y espaciotemporales. Una ventaja adicional de los MLGM espaciotemporales es su capacidad para imputar la abundancia de peces en áreas sin pesca a partir de la autocorrelación espacial y temporal. Además, puede calcular un índice de abundancia relativa ponderado por área en todo el dominio espacial de la población de interés.

A pesar de la aplicación de un MLGM espaciotemporal más avanzado, la estandarización de los datos de CPUE de palangre para el atún patudo en el OPO sigue siendo una tarea difícil. En el OPO tropical, el atún patudo ha sido la especie objetivo principal de la pesquería palangrera de Japón desde la década de 1970, impulsada por su alto valor comercial en el mercado mundial de sashimi (Matsumoto 2008). La pesquería palangrera de Japón, en la que se basa la estandarización de la CPUE, operó históricamente de forma extensiva en el OPO tropical hasta aproximadamente el año 2000. Desde entonces, se ha retirado gradualmente de la parte oriental del OPO tropical, lo que supone una contracción sistemática del caladero a gran escala. Esta contracción significativa requiere la imputación de la abundancia de peces por el modelo espaciotemporal para una gran parte del OPO tropical. Aunque el modelo espaciotemporal puede realizar la imputación usando patrones estimados de autocorrelación espacial, este proceso es susceptible a un sesgo considerable debido a la falta de datos vecinos para informar la imputación para la amplia área sin pesca en el este. Para aumentar la complejidad, es posible que un muestreo preferencial impulsado por el agotamiento resulte en la contracción del caladero, un fenómeno que el MLGM espaciotemporal no puede considerar explícitamente en la imputación de la abundancia de peces. Las tendencias de la CPUE de la pesquería palangrera y de la pesquería cerquera, que capturan respectivamente patudos grandes y pequeños, muestran una disminución más rápida en el OPO tropical oriental que en el occidental. La tasa más elevada de agotamiento de la especie objetivo (es decir, el patudo) puede ser la razón por la que la pesquería palangrera de Japón se desplazó gradualmente fuera de la parte oriental del OPO tropical desde 2000. Ignorar este proceso de muestreo preferencial podría llevar al modelo espaciotemporal a sobreestimar la abundancia de peces en áreas sin pesca (Conn et al. 2017, Pennino et al. 2019).

Se elige VAST (Thorson y Barnett 2017) como plataforma para estandarizar la CPUE de palangre de Japón, que se calcula como el número de patudos capturados por cada 1,000 anzuelos. VAST es un paquete en R de código abierto (https://github.com/James-Thorson-NOAA/VAST) que ha ganado popularidad recientemente en la estandarización de datos de CPUE dependientes de la pesca para atunes (Ducharme-Barth *et al.* 2022, Maunder *et al.* 2020b, Satoh *et al.* 2021, Xu *et al.* 2019). Como modelo delta lineal generalizado mixto, VAST modela por separado la probabilidad de encuentro y la tasa de captura positiva para tener en cuenta las observaciones infladas en cero de tasa de captura. Especificamos VAST para utilizar las funciones de enlace *logit* y *log* para los predictores lineales de probabilidad de encuentro y tasa de captura positiva, respectivamente. El enlace *gamma* reemplaza el enlace *log,* que fue usado en el modelo de estandarización de la CPUE en la última evaluación de referencia (Xu *et al.* 2018a), debido principalmente a que el diagnóstico del modelo, la gráfica cuantil-cuantil, sugiere un desempeño superior del enlace *gamma* en el ajuste a los datos de CPUE del patudo en el OPO. Los cuatro trimestres se tratan por igual en VAST.

Tanto los predictores lineales de probabilidad de encuentro como la tasa de captura positiva incluyen un término de intersección (año-trimestre), un término espacial invariable con el tiempo, un término espacial variable con el tiempo, un término de efectos de buque y un término de capturabilidad (AEF modelado por un *spline* de dos nudos). Utilizando Template Model Builder (Kristensen *et al.* 2016), el término de intersección y el término de capturabilidad se estiman como efectos fijos; el término espacial, el término espaciotemporal y el término de efectos de buque se estiman como efectos aleatorios. Dado que los valores en lugares cercanos suelen ser más similares que los de lugares remotos, se supone que los efectos aleatorios espaciales y espaciotemporales están autocorrelacionados en el espacio. Específicamente, VAST aplica la función de Matérn para describir la velocidad a la que la correlación entre los efectos aleatorios disminuye en el espacio.

VAST calcula el índice de abundancia utilizando un método de ponderación por área. En primer lugar, predice la densidad de peces para cada nudo espacial y tiempo y, posteriormente, suma el producto de la densidad de peces y el área del nudo sobre el dominio espacial para derivar el índice de abundancia. La elección del número de nudos espaciales debe tener en cuenta las ventajas y desventajas entre la precisión y la eficacia del modelo. En este modelo espaciotemporal se utilizan 200 nudos espaciales para equilibrar los dos componentes. Teniendo en cuenta que el CV de la densidad de peces predicha aumenta con el tiempo debido a la reducción del tamaño de la muestra y la cobertura espacial, se aplica un algoritmo de corrección de sesgo (Thorson y Kristensen 2016) para eliminar los sesgos de retransformación en las cantidades derivadas de VAST.

Dado que el dominio espacial del modelo de estandarización de la CPUE se extiende más allá del caladero central para abarcar lugares con datos de CPUE relativamente escasos, el índice de abundancia para esta evaluación de referencia está sujeto a una mayor influencia por parte de las densidades de peces imputadas para lugares sin pesca. Como tal, es crucial abordar los posibles sesgos asociados con el proceso de imputación, especialmente en este caso en el que los datos de CPUE dependientes de la pesca probablemente se muestrearon de forma preferencial. A medida que la extensión de los lugares sin pesca se amplía con el tiempo debido a la contracción de la pesquería palangrera de Japón inducida por la reducción, la imputación con sesgo positivo desempeña un papel cada vez más importante en el índice de abundancia ponderado por área, lo que da lugar a un índice de abundancia hiperestable.

Los términos espaciotemporales, que describen cómo cambia el patrón espacial de la densidad de peces a lo largo del tiempo, deben interpolarse para cada lugar y momento. En el modelo de estandarización de la CPUE desarrollado para la última evaluación de referencia, se supone que los términos espaciotemporales son independientes temporalmente pero están correlacionados espacialmente según la función de Matérn. Por lo tanto, los términos espaciotemporales para el OPO oriental sin pesca son interpolados solamente con base en datos recolectados del OPO occidental con pesca durante el mismo año-trimestre. Si existe un patrón espacial en la reducción de la población, este supuesto ignora el muestreo preferencial y puede llevar a imputaciones positivamente sesgadas de la densidad de patudo en el OPO oriental.

En el modelo de estandarización de la CPUE desarrollado para esta evaluación de referencia, se supone que los términos espaciotemporales están correlacionados tanto en el espacio como en el tiempo. Específicamente, se supone que los términos espaciotemporales están correlacionados espacialmente según la función de Matérn y que siguen un proceso de paseo aleatorio en el tiempo. Bajo este supuesto, los términos espaciotemporales para el OPO oriental sin pesca son interpolados con base en datos recolectados no solo del OPO occidental con pesca en el mismo año-trimestre sino también del OPO oriental en años adyacentes con pesca.

2.5.3. Índice estandarizado de abundancia relativa

El modelo espaciotemporal logra convergencia con una matriz hessiana positiva definida y un gradiente máximo de 0.00054. La gráfica cuantil-cuantil indica que el modelo de estandarización de la CPUE para el atún patudo en el OPO se ajusta bien al conjunto de datos de CPUE de palangre de Japón (Figura 10). El modelo espaciotemporal estima un efecto en forma de domo de los AEF sobre la capturabilidad del atún patudo en la pesquería palangrera de Japón (Figura 11). Se estima que la capturabilidad es máxima con aproximadamente 17 AEF y disminuye cuando el valor de AEF cae por debajo o por encima de este valor. El índice estandarizado de abundancia de palangre revela una tendencia decreciente en la abundancia del patudo grande desde el inicio de la serie de tiempo hasta 2010, seguida de un nivel relativamente estable de abundancia de patudo desde 2011 (Figura 12a).

El CV del índice estandarizado de abundancia es estimado originalmente por VAST con base en el tamaño y la distribución de la muestra. El modelo de evaluación no puede tener en cuenta todas las fuentes de error del proceso, por lo que el CV del índice de entrada para el modelo de evaluación suele tener que reescalarse a un nivel superior al estimado por el modelo de estandarización de la CPUE. Para esta evaluación de referencia, el escalador se estima internamente mediante un modelo de producción estructurado por edad que estima las desviaciones del reclutamiento. Se estima que el CV promedio del índice estandarizado de abundancia es de 0.124.

2.6. Composiciones por talla

2.6.1. Flotas pesqueras de cerco

Los datos de frecuencia de talla para las pesquerías cergueras se obtienen a través del programa de muestreo realizado por personal de la CIAT en puertos de descarga en Ecuador, México, Panamá y Venezuela. La información auxiliar disponible en la base de datos de muestreo en puerto es determinada por el protocolo rector (Tomlinson 2002, Suter 2010), que especifica los estratos de los que se toman las muestras: capacidad de acarreo del buque, tipo de lance, mes y área de captura (las definiciones de las áreas se pueden encontrar en WSBET-02-06). Las bodegas son la unidad principal de muestreo en un estrato, con un número desigual de bodegas muestreadas por estrato, y los pescados dentro de una bodega son la unidad secundaria de muestreo. El muestreo en ambas etapas es en gran medida oportunista, excepto que una bodega es muestreada solamente si toda la captura que contiene proviene del mismo estrato. Esta restricción puede resultar en que lances con capturas grandes predominen en las muestras (Lennert-Cody y Tomlinson 2010). Se puede muestrear más de una bodega por buque si la captura en las otras bodegas proviene de estratos diferentes, pero típicamente solo se muestrean una o dos bodegas por viaje. En el caso de los buques cerqueros grandes y pequeños, típicamente se han muestreado alrededor de 50%-60% y 10-20% de los viajes, respectivamente, por año, para un total de más de 800 bodegas muestreadas en la mayoría de los años (IATTC 2010a; Vogel, 2014). La cobertura de muestreo en términos de porcentaje de la captura es menor (SAC-02-10). Las áreas de muestreo se diseñaron para el aleta amarilla antes del desarrollo de la pesquería OBJ. Desde 2000, se han registrado tanto la celda de 5° como el área de muestreo para casi todas las muestras (Lennert-Cody et al. 2012); la celda de 5° ha sido recuperada para muchas muestras anteriores a 2000. Idealmente, se midieron 50 pescados de cada especie en la bodega muestreada, y desde 2000 los muestreadores alternan entre contar los pescados por especie y medir la talla de los pescados. El protocolo varía en cierta medida con el tipo de lance asociado a la captura en la bodega y a la composición por especie de la captura en la bodega, según lo registrado por el observador o en la bitácora del buque. En el Anexo de Suter (2010) y en WSBET-02-06 se pueden encontrar más detalles sobre el programa de muestreo en puerto.

Al igual que con la composición por especie, la composición por talla de la captura, en número de peces por intervalo de talla de 1 cm, se estima por estrato y luego se agrupa en todos los estratos para obtener

estimaciones trimestrales para cada pesquería. Posteriormente, el número estimado de peces se convierte en proporción de peces por talla para la evaluación. Los números estimados por talla se obtienen multiplicando las estimaciones a nivel de bodega de la proporción por talla, combinadas en todas las bodegas muestreadas, por la captura total estimada en número para las especies en el estrato. Desde 2000, las estimaciones de bodega de las proporciones por talla hacen uso del número de especies y los datos de medición de talla. En el Documento <u>WSBET-02-06</u> se pueden encontrar detalles sobre los estimadores. El personal desarrolló un algoritmo basado en diseño (mejores estimaciones científicas, o BSE por sus siglas en inglés) para calcular las composiciones por talla para cada flota pesquera de cerco. Este algoritmo se integró en un paquete R que puede consultarse en: <u>https://github.com/HaikunXu/BSE</u>. El tamaño de muestra de entrada de los datos de composición por talla de cerco se especifica para que sea el número de bodegas muestreadas para tener en cuenta indirectamente la sobredispersión en los datos de composición por talla (Figura 14). Las composiciones por talla con un tamaño de muestra de entrada inferior a cinco bodegas se eliminan de esta evaluación de referencia.

2.6.2. Flotas pesqueras de palangre

2.6.2.a Fuentes de datos

En la última evaluación de referencia, el cálculo de los datos de composición por talla de las flotas pesqueras de palangre se basó únicamente en los datos de composición por talla de buques palangreros comerciales japoneses. Sin embargo, se ha expresado preocupación acerca de la representatividad de los datos de composición por talla de palangre de Japón recolectados en los últimos años. La contribución de la captura de palangre de Japón a la captura total de palangre ha disminuido continuamente a lo largo del tiempo, de casi el 100 % antes de 1985 a menos del 25 % desde 2017. Además, tanto la cobertura espacial (Figura 15) como el tamaño de la muestra (Figura 16) de los datos de composición por talla de palangre de Japón han disminuido notablemente desde la década de 2010. Dado que los datos de composición de las flotas pesqueras deben ponderarse espacialmente en función de la cantidad de captura, es razonable ampliar la fuente de datos de composición para las flotas pesqueras de palangre a otros CPC.

En esta evaluación de referencia, también incluimos datos de composición por talla de palangre recolectados por observadores coreanos para proporcionar frecuencias de talla conjuntas para las flotas pesqueras de palangre. Existen varias razones por las que se eligieron los datos de observadores coreanos como fuente adicional de datos de composición para las flotas pesqueras de palangre. En primer lugar, Corea ha sustituido recientemente a Japón como la nación palangrera más importante de patudo en el OPO. En segundo lugar, nuestra comparación no muestra ninguna diferencia notable entre los datos de composición por talla recolectados, para el patudo en la misma ventana espaciotemporal, por observadores japoneses y coreanos. La comparación también muestra una diferencia pronunciada entre las composiciones por talla recolectadas por pescadores y observadores coreanos para el atún patudo en el OPO. Este hallazgo, respaldado por un documento informativo previo del CCA (<u>SAC-11 INF-K</u>), es la razón principal para no incluir los datos de composición por talla recolectados por pescadores coreanos en esta evaluación de referencia. Por último, una gran parte de las cuadrículas en las que se dispone de datos de composición por talla de Corea no están cubiertas por datos de composición por talla de Japón (Figura 15). Ampliar la fuente de datos a múltiples flotas permite una cobertura espacial más completa del caladero de palangre en el OPO.

Los datos de composición por talla de palangre de Japón para el atún patudo en el OPO abarcan el periodo comprendido entre 1986 y 2023. Todas las composiciones por talla antes de 2011 y después de 2015 fueron recolectadas por pescadores y observadores a bordo, respectivamente. Entre 2010 y 2015, hubo una transición rápida de la fuente de datos de 100% de pescadores a 100% de observadores a bordo. Las mediciones de talla de la flota palangrera japonesa se registraron en varias resoluciones espaciales y tamaños de intervalo. Esta evaluación de referencia incluye solo las recolectadas con una resolución espacial

de 1° x 1° y un tamaño de intervalo de 1, 2 o 5 cm. Los datos de composición por talla de palangre, recolectados por observadores coreanos con una resolución espacial de 1° x 1° y un tamaño de intervalo de 1 cm, abarcan el periodo comprendido entre 2013 y 2023. A diferencia de los datos de composición por talla de Japón, que se extienden por todo el OPO, los datos de composición por talla de Corea cubren solamente el OPO de alta mar (Figura 15). Para las tres pesquerías de palangre ubicadas en el OPO de alta mar (Pesquerías 2-4), los datos coreanos contribuyeron a aproximadamente la mitad de los datos de composición por talla de palangre desde 2016 (Figura 16). Debido principalmente al impacto negativo de la pandemia de COVID-19 sobre el programa de observadores en palangreros, la distribución espacial de los datos de composición por talla de palangre fue muy restringida, y solamente se dispuso de datos coreanos para el atún patudo en el OPO después de 2020 (Figura 15).

2.6.2.b Procedimiento de estandarización

Se mejoró la metodología para calcular los datos de composición por talla de las flotas pesqueras de palangre. En la última evaluación de referencia, los datos de composición por talla de las flotas pesqueras de palangre se calcularon expandiendo espacialmente las composiciones por talla sin procesar a la cantidad de captura. Esta metodología tiene una limitación importante, ya que una gran parte de las capturas de palangre no contribuyen al cálculo de las frecuencias de talla de las flotas pesqueras. Esto se debe a la escasa distribución de los datos de composición por talla de palangre en el espacio (Figura 15). Como resultado, es posible que las frecuencias de talla calculadas expandiendo espacialmente las composiciones por talla sin procesar a la captura no representen adecuadamente la extracción de la pesquería.

Para resolver este problema, desarrollamos modelos espaciotemporales por talla para imputar la frecuencia de talla de las capturas sin las composiciones por talla correspondientes. Este nuevo enfoque permite calcular las frecuencias de talla de las flotas pesqueras de palangre con base en todas las capturas de palangre, y no en un pequeño porcentaje de ellas. Las frecuencias de talla de palangre conjuntas se basan en datos recolectados por Japón y Corea, y el modelo espaciotemporal por talla se ajusta simultáneamente a datos de composición por talla de Japón y de Corea.

VAST también se elige como plataforma para estandarizar la frecuencia de talla de palangre, que se agrupa entre los pabellones de los buques (Japón y Corea) por año, mes, 1° de latitud y 1° de longitud. Especificamos VAST para utilizar las funciones de enlace *logit* y *log* para los predictores lineales de probabilidad de encuentro y tasa de captura positiva, respectivamente, para cada intervalo de talla. Ambos predictores lineales incluyen un término de intersección (año-trimestre), un término espacial invariable con el tiempo, y un término espaciotemporal variable con el tiempo. Se supone que los tres términos, el término de intersección se estima como efectos fijos y los otros dos como efectos aleatorios. Se supone que los efectos aleatorios espaciales y espaciotemporales están autocorrelacionados en el espacio según la función de Matérn. En este modelo no se incluyen ni el término de covariable de capturabilidad ni el término de efectos de buque porque no están disponibles en este conjunto de datos. Este modelo de VAST también trata los cuatro trimestres por igual.

Debido a la gran dimensión del modelo espaciotemporal por talla, se hicieron varias simplificaciones para que el modelo fuera informáticamente más viable: 1) solo se utilizan 40 nudos espaciales para estimar los efectos aleatorios espaciales y espaciotemporales en el OPO; 2) los intervalos de talla se reagrupan de la resolución original a 10 cm; 3) las frecuencias de talla para < 60 cm son insignificantes y se suponen 0 (intervalos de talla en el modelo: 60-70 cm, 70-80 cm, ..., 190+ cm); y 4) se supone que todos los hiperparámetros se comparten entre intervalos de talla. Cabe señalar que las frecuencias de talla (lf) predichas para cada nudo y momento no necesariamente suman 1 en todos los intervalos de talla, ya que el campo espaciotemporal de la frecuencia de talla se predice para cada intervalo de talla de 10 cm sin una

restricción multinomial. Para resolver este problema, escalamos las frecuencias de talla predichas para que sumen 1 para cada nudo y momento.

Las composiciones por talla de una flota pesquera son expandidas a la captura dentro del dominio espacial de la pesquería. En concreto, la frecuencia de talla de una flota pesquera (LF(F)) en el tiempo t y la talla l se calcula como:

$$LF(F)_{t,l} = \frac{\sum_{s} (c_{s,t} \times lf_{s,t,l})}{\sum_{l} \sum_{s} (c_{s,t} \times lf_{s,t,l})} \quad (Ecuación \ 1)$$

donde c_s es la captura total por flota en la cuadrícula s y tiempo t, y $lf_{s,t,l}$ es la frecuencia de talla en la cuadrícula s, tiempo t y talla l predicha por el modelo espaciotemporal por talla. La captura total por flota, notificada en número de peces, se extrae de la base de datos de la CIAT y tiene una resolución espacial de 5° x 5°. Para coincidir con esta resolución espacial, agregamos las frecuencias de talla predichas del modelo espaciotemporal por talla de 1° x 1° a 5° x 5°. Los datos de composición por talla de palangre están basados en modelos espaciotemporales; para ser consistentes, también utilizamos un tamaño de muestra de entrada basado en modelos para los datos de composición por talla de palangre. Específicamente, el tamaño de muestra de entrada se calcula mediante el modelo espaciotemporal por talla para aproximar la imprecisión estimada para la frecuencia de talla predicha (Thorson y Haltuch 2018). Las composiciones por talla con un tamaño de muestra de entrada inferior a 100 peces se eliminan de esta evaluación de referencia.

2.6.3. Flota de estudio de palangre

Además de los datos de CPUE, es necesario estandarizar los datos de composición asociados al índice de abundancia (Maunder *et al.* 2020a). Los datos de composición de la flota de estudio deberían representar la condición de toda la población. Sin embargo, solo una pequeña parte de los datos de CPUE tiene los datos de composición correspondientes, lo que indica que los datos de composición están distribuidos de forma más dispersa en el espacio que los datos de CPUE. Las composiciones por talla de la flota de estudio deberían ser ponderadas espacialmente por la CPUE, por lo que son necesarios los campos espaciotemporales tanto de la frecuencia de talla como de la abundancia de peces. El campo espaciotemporal de la abundancia de peces puede extraerse del modelo espaciotemporal desarrollado para proporcionar el índice de abundancia relativa. El campo espaciotemporal de la frecuencia de talla puede extraerse del modelo espaciotemporal de las flotas pesqueras de palangre.

Las composiciones por talla de la flota de estudio son expandidas a la CPUE y ponderadas por área en todo el OPO. Específicamente, la frecuencia de talla para la flota de estudio (LF(S)) en el tiempo t y la talla l se calcula como:

$$LF(S)_{t,l} = \frac{\sum_{s} (a_s \times d_{s,t} \times lf_{s,t,l})}{\sum_{l} \sum_{s} (a_s \times d_{s,t} \times lf_{s,t,l})} \quad (Ecuación \ 2)$$

donde a_s es el área de la cuadrícula s, y $d_{s,t}$ es la densidad de peces en la cuadrícula s y tiempo t predicha por el modelo espaciotemporal para la estandarización de la CPUE, y $lf_{s,t,l}$ es la frecuencia de talla en la cuadrícula s, tiempo t y talla l predicha por el modelo espaciotemporal para la estandarización de la frecuencia de talla. El tamaño de muestra de entrada de estos datos de composición se estima mediante el modelo espaciotemporal por talla basado en el método descrito en Thorson y Haltuch (2018). Las composiciones por talla con un tamaño de muestra de entrada inferior a 500 peces se eliminan de esta evaluación de referencia.

2.7. Datos de edad por talla

Los datos de edad por talla derivados de lecturas de otolitos (Schaefer and Fuller 2006) se integraron en algunos modelos de referencia, mas no todos, para proporcionar información sobre la talla por edad promedio y la variación de la talla por edad. Estos datos consisten en estimaciones de edad a partir de conteos de incrementos diarios en otolitos, y medidas de talla de 254 patudos capturados en 2000-2004 por buques cerqueros en el OPO (Figura 17). Los otolitos fueron recolectados por muestreo estratificado por talla y, por lo tanto, fueron incluidos en el modelo como edad condicionada a la talla. Los datos de edad por talla derivados de lecturas de otolitos están disponibles para peces de hasta cuatro años de edad únicamente porque los incrementos diarios en otolitos de peces grandes (más viejos) son muy difíciles de interpretar y no han sido validados por experimentos de marcado con OTC. Schaefer y Fuller (2006) no encontraron diferencias estadísticas entre los modelos de crecimiento ajustados a las lecturas de otolitos de machos y hembras.

3. SUPUESTOS Y PARÁMETROS

3.1. Información biológica y demográfica

3.1.1. Crecimiento

La especificación del crecimiento en la evaluación del patudo sigue siendo difícil. Se dispone de datos de edad por talla derivados de lecturas de otolitos para peces de hasta cuatro años de edad (Schaefer y Fuller 2006). Éste es un espectro estrecho de edades de la longevidad de al menos 15-16 años estimada a partir de estudios de marcado (Langley *et al.* 2008). Los incrementos diarios en otolitos de peces grandes (viejos) son muy difíciles de interpretar. Se dispone de estimaciones de crecimiento del patudo a partir de estudios de marcado, pero también se limitan principalmente a las edades juveniles (Schaefer y Fuller 2006). La adquisición de información de marcado y recaptura de peces más viejos es problemática, ya que son difíciles de capturar para el marcado, y se dispone de pocas recuperaciones de marcas de peces más grandes en las pesquerías de palangre.

Esta evaluación de referencia utiliza el modelo de cese de crecimiento para el atún patudo, que es diferente de la curva de crecimiento de Richards utilizada en la última evaluación de referencia (Figura 18). En la última evaluación de referencia, la curva de crecimiento de Richards (Schnute 1981) se estimó a partir de un modelo integrado desarrollado por Aires-da-Silva *et al.* (2015). Este modelo integrado incorpora tanto los datos de edad por talla de otolitos como los datos de marcado de incremento de talla en la estimación de los parámetros de crecimiento, por lo que mejora las estimaciones de los parámetros de crecimiento que el modelo basado únicamente en la edad por talla de otolitos. La razón principal para actualizar la curva de crecimiento en esta evaluación de referencia es que el modelo de cese de crecimiento se ajusta mejor que el modelo de Richards a los datos de marcado del patudo grande (Maunder *et al.* 2018). En comparación con la curva de crecimiento anterior, la nueva curva de crecimiento sugiere una talla mayor y menor para el patudo de menos y más de 30 trimestres, respectivamente (Figura 18).

Otro componente importante del crecimiento usado en modelos de captura por talla estructurados por edad es la variación de la talla por edad, que puede ser tan influyente como la talla promedio por edad. Para el patudo en el OPO, se supone que la desviación estándar de la talla por edad es proporcional a la talla promedio por edad. En esta evaluación, las desviaciones estándar de la talla a edad 0 y 40 trimestres son, respectivamente, estimadas internamente por el modelo de evaluación y fijadas en el valor estimado externamente. La razón para estimar la desviación estándar de la talla a edad 0 internamente por el modelo de evaluación es que el valor estimado externamente parece ser demasiado pequeño, como lo sugiere el ajuste deficiente de los datos de composición por talla de las pesquerías sobre objetos flotantes en tallas pequeñas.

La siguiente relación peso-talla, de Nakamura y Uchiyama (1966), se utiliza actualmente para convertir talla en peso en el modelo de evaluación:

$$w = 3.661 \times 10^{-5} \times l^{2.90182}$$
 (Ecuación 3)

donde w es el peso en kilogramos y l es la talla en centímetros.

3.1.2. Mortalidad natural

Se suponen vectores de mortalidad natural (*M*) por edad para el patudo en el OPO. La última evaluación de referencia usó modelos por sexo y se proporcionó un vector de mortalidad natural para cada sexo. Para ambos sexos, se supuso que *M* era 0.25 a edad 0 y que disminuía a 0.1 a los 5 trimestres de edad (Figura 19). Se supuso que la *M* de las hembras aumentaba hasta 0.143 cuando alcanzaban la madurez. Estos vectores de *M* por edad se basan en el ajuste a las estimaciones de las proporciones de hembras por edad, la edad de madurez y la *M* de Hampton (2000).

Los diferentes niveles de *M* tuvieron una gran influencia en el tamaño absoluto de la población y el tamaño de la población con respecto al rendimiento máximo sostenible (RMS) correspondiente (Watters y Maunder 2001). Harley y Maunder (2005) realizaron un análisis de sensibilidad para evaluar el efecto del aumento de *M* para el patudo de menos de 10 trimestres. Además, se ha evaluado el efecto en la evaluación del patudo de suponer escenarios alternativos de *M* juvenil (Documento <u>SARM-9-INF-B</u>). Las cantidades de ordenación mostraron poca sensibilidad cuando se supusieron niveles más altos de *M* para peces de 0-5 trimestres de edad, pero una mayor sensibilidad al supuesto basado en las edades tempranas mayores (5-12 trimestres) incluidas en los altos niveles tempranos de *M*. No obstante, los niveles altos de *M* supuestos para el patudo de 5-12 trimestres de edad (60-120 cm) no parecen realistas

En esta evaluación de referencia, la *M* para el patudo juvenil se cambió a la curva de Lorenzen siguiendo la recomendación de buenas prácticas de algunas publicaciones recientes (Lorenzen 2022, Lorenzen *et al.* 2022). Estaba previsto estimar una nueva curva de *M* de Lorenzen utilizando un enfoque de análisis de cohortes con los nuevos datos de marcado de patudo. Sin embargo, el modelo de análisis de cohortes no convergió debido principalmente a que se desconocen las tasas de notificación tanto de las pesquerías de palangre como de los datos de marcado anteriores a 2020. Alternativamente, la *M* para el patudo juvenil se calculó como una función de la talla (*l*) basada en la curva proporcionada por Lorenzen *et al.* (2022):

$$M_l = M_{l50} \times \left(\frac{l}{l_{50}}\right)^{-1} \quad (Ecuación 4)$$

donde l50 es la talla al 50% de madurez, y M_{l50} está fijada en el valor utilizado en la última evaluación de referencia (es decir, 0.1). La M para el patudo adulto sigue siendo la misma que la utilizada en la última evaluación de referencia. La M para el patudo juvenil en esta evaluación de referencia se considera mejor que la de la última evaluación de referencia porque sigue la recomendación actual de buenas prácticas derivada de investigaciones científicas y se ajusta mejor a la M de Hampton (2000) (Figura 19).

3.1.3. Reclutamiento

Se supone que el patudo puede ser reclutado a la población pescable durante cada trimestre del año. El reclutamiento puede ocurrir continuamente a lo largo del año porque los peces individuales pueden desovar casi a diario si la temperatura ambiente del agua está en el rango apropiado (Kume 1967, Schaefer 2006).

Stock Synthesis permite especificar una relación población-reclutamiento de Beverton y Holt (1957). La curva de Beverton-Holt se parametriza de manera que la relación entre la biomasa reproductora (biomasa de hembras maduras) y el reclutamiento (modelado en Stock Synthesis como el número de peces de edad 0) se determina estimando el reclutamiento promedio producido por una población no explotada

(reclutamiento virgen) y la inclinación, definida como la fracción del reclutamiento virgen que se produce si la biomasa reproductora se reduce al 20% de su nivel no explotado. La inclinación controla la rapidez con la que disminuye el reclutamiento cuando se reduce la biomasa reproductora y puede variar entre 0.2 (el reclutamiento es una función lineal de la biomasa reproductora) y 1.0 (el reclutamiento es independiente de la biomasa reproductora). En la práctica, suele ser difícil estimar la inclinación en el modelo de evaluación debido a la falta de contraste en la biomasa reproductora y porque otros factores, como las influencias ambientales, pueden causar un variabilidad extrema del reclutamiento. Si se estima la inclinación como un parámetro libre en el modelo, se estima que es 1. No obstante, los análisis de simulación han demostrado que con frecuencia se estima que la inclinación es 1 aun cuando el valor verdadero es menor (Lee *et al.* 2012). En esta evaluación se consideran tres valores de inclinación (0.8, 0.9 y 1.0) para tener en cuenta este eje de incertidumbre. Se especifica que las desviaciones trimestrales del reclutamiento tienen una desviación estándar de 0.6. También es importante señalar que el método propuesto por Methot y Taylor (2011) se usó para proporcionar un ajuste de sesgo para el reclutamiento

3.1.4. Selectividad y ponderación de datos

En esta evaluación de referencia, la decisión sobre cómo especificar la selectividad (incluida la forma de la curva, si estimar la curva y si añadir bloques de tiempo a la curva) y cómo ponderar los datos de composición se rige por un árbol de decisiones desarrollado por el personal (Figura 20). Los estudios de simulación en Privitera-Johnson *et al.* (2022) hallaron que la selectividad doble normal es más robusta ante la incertidumbre en la forma de selectividad, por lo que todas las flotas pesqueras y de estudio en esta evaluación de referencia tienen selectividades dobles normales. Para cada flota, existen tres opciones en cuanto a la combinación de selectividad y ponderación de datos. Las flotas con cantidades de capturas elevadas, que pueden ajustar estrechamente una curva de selectividad doble normal a sus datos de composición, y que disponen de datos de composición abundantes, deberían utilizar una selectividades de capturas bajas, incapaces de ajustar una curva de selectividad doble normal para ajustarse estrechamente a sus datos de composición deficientes, no deberían estimar la selectividad y no deberían ajustarse a sus datos de composición. Las flotas que no entren en ninguna de las dos categorías anteriores deberían utilizar una selectividad constante y el 20% de la ponderación de Francis.

En teoría, todas las flotas pesqueras ricas en datos deberían utilizar selectividad variable con el tiempo para minimizar la magnitud de la especificación errónea de la selectividad y, en consecuencia, mejorar la precisión de la estimación (Martell y Stewart 2014, Xu et al. 2018b). Sin embargo, esto llevará a estimar una cantidad sustancial de parámetros de selectividad adicionales en este modelo de evaluación, que incluye 22 flotas pesqueras. Teniendo en cuenta las ventajas y desventajas de la precisión de la estimación y la eficacia/estabilidad del modelo, la selectividad variable con el tiempo con blogues de tiempo decadales consecutivos solo se aplica a las flotas pesqueras con grandes cantidades de capturas, datos de composición abundantes y que pueden ajustar estrechamente una curva de selectividad doble normal a sus datos de composición (Tabla 5). De esas flotas, las flotas de cerco tienen tres bloques de tiempo de selectividad (<2000; 2000-2010; y >2010) y las flotas de palangre tienen tres bloques de tiempo de selectividad (<1993; 1993-2010; y >2010). Todas las demás flotas pesqueras para las que se estima la selectividad utilizan selectividad invariable con el tiempo, y se reduce la ponderación de sus datos de composición en un 80% para reducir en gran medida su influencia en la escala de la abundancia estimada de la población (Tabla 5). Las dos flotas pesqueras NOA tienen cantidades de capturas bajas y datos de composición deficientes, por lo que sus selectividades reflejan las de dos pesquerías OBJ con frecuencias de talla observadas similares y sus datos de composición se excluyen del modelo de evaluación.

4. ANÁLISIS DE TRANSICIÓN

Se realiza un análisis de transición (*bridging análisis*) para ilustrar los impactos de los nuevos cambios en los resultados del modelo, utilizando como plataforma el modelo de referencia "base" (Env-Fix; ver Tabla 2 en <u>SAC-11-06</u> para la definición del modelo) de la última evaluación de referencia. Este modelo de referencia supone que solo una flota pesquera de palangre durante 2011-2023 tiene una selectividad asintótica y que se conocen tanto el crecimiento como la mortalidad natural. Dado que previamente se realizó un análisis de transición en el análisis exploratorio (<u>SAC-14-05</u>) para evaluar los efectos de los cambios anteriores en los resultados del modelo, el análisis de transición actual se centra en tres cambios clave implementados después del análisis exploratorio en 2023. Para evaluar el impacto de cada cambio en los resultados del modelo, los tres cambios adicionales se introducen progresivamente en el modelo de evaluación de forma escalonada. Por consiguiente, en este análisis de puente se comparan un total de cuatro modelos, incluido el modelo de referencia "base" de la última evaluación exploratoria (MO).

El primer cambio (M1) se refiere a la selectividad y la ponderación de los datos. En el análisis exploratorio, las selectividades de las pesquerías de palangre y sobre objetos flotantes son variables con el tiempo y constantes, respectivamente. Además, las composiciones por talla de todas las flotas pesqueras se ponderan utilizando el método de Francis. En esta evaluación de referencia, las especificaciones de la selectividad y la ponderación de datos de las flotas pesqueras se determinan mediante un árbol de decisiones desarrollado por el personal (ver Figura 20 y Tabla 5).

El segundo cambio (M2) se refiere a la curva de crecimiento. En el análisis exploratorio, se supone que la curva de crecimiento es la curva de crecimiento de Richards (Schnute 1981) estimada por Aires-da-Silva *et al.* (2015). En esta evaluación de referencia, la curva de crecimiento de Richards se sustituye por el modelo de cese de crecimiento (Maunder *et al.* 2018).

El tercer cambio (M3) se refiere a la *M*. En el análisis exploratorio, el vector de *M* procede de un modelo de *broken stick* (vara rota) estimado por Aires-da-Silva y Maunder (2008) para aproximar las estimaciones de *M* de Hampton (2000). En esta evaluación de referencia, el vector de *M* para juveniles (más pequeños que la talla al 50% de madurez) se calcula según la curva de mortalidad natural de Lorenzen con un parámetro de forma de -1 (Lorenzen *et al.* 2022). Es decir, la *M* de los juveniles es proporcional a la inversa de la talla corporal.

Las trayectorias de la biomasa reproductora estimada, el cociente de biomasa reproductora y el reclutamiento relativo se utilizan para evaluar el impacto de los nuevos cambios en los resultados del modelo (Figura 21). El nuevo enfoque de ponderación de datos y selectividad da como resultado una escala ligeramente reducida de biomasa reproductora y cociente de biomasa reproductora (M1 vs. M0). La actualización de la curva de crecimiento tiene un impacto insignificante tanto en la biomasa reproductora como en el cociente de biomasa reproductora (M2 vs. M1). La actualización de los vectores de *M* conduce a una biomasa reproductora notablemente inferior, mientras que el cociente de biomasa reproductora se mantiene casi idéntico (M3 vs. M2). Además, la actualización de los vectores de *M* conduce a una reducción notable en el grado de cambio de régimen en el reclutamiento.

5. MODELOS DE REFERENCIA

5.1. Hipótesis para el análisis de riesgos

En el presente informe, se usó la versión más reciente (3.30.22.beta) de Stock Synthesis (Methot y Wetzel 2013) para evaluar la confición del patudo en el OPO. Stock Synthesis es un marco de modelo estadístico de evaluación de poblaciones estructurado por edad que permite implementar modelos de complejidad variable y ajustarlos a muchos tipos diferentes de datos. De manera similar a la evaluación de referencia anterior, se desarrolla un marco de análisis de riesgos para incorporar incertidumbres relativas a varios

supuestos en el modelo de evaluación, considerándolos explícitamente en la evaluación de la condición de la población y la formulación del asesoramiento de ordenación.

El primer paso en la implementación del análisis de riesgos es establecer las hipótesis plausibles que definen los estados de naturaleza asociados a las principales fuentes de incertidumbre. En la última evaluación de referencia, la hipótesis dominante para el patudo pretendía explicar el cambio aparente de régimen en las estimaciones de reclutamiento que coincidió con la expansión de la pesquería sobre objetos flotantes en el OPO. Sin embargo, el grado de cambio de régimen en las estimaciones de reclutamiento de los nuevos modelos de evaluación se reduce considerablemente, de 140% a 20% para el modelo de referencia base. Por lo tanto, esta hipótesis dominante no se incluye en esta evaluación de referencia. Esta disminución significativa del cambio de régimen en el reclutamiento es el resultado de un conjunto de cambios introducidos en el modelo de evaluación. Entre estos cambios, los más influyentes en la reducción del cambio de régimen son la adición de un bloque de tiempo a la selectividad de las flotas pesqueras de palangre en 2011, la mejora del modelo de estandarización de la CPUE, y la utilización de la curva de mortalidad natural de Lorenzen para el patudo juvenil. Los modelos de referencia de esta evaluación de referencia abordan tres grandes incertidumbres dentro de un marco jerárquico: (1) el ajuste inadecuado a los datos de composición por talla de la pesquería palangrera con selectividad asintótica supuesta; (2) el grado de progresión del esfuerzo en la pesquería palangrera; y (3) la inclinación de la relación población-reclutamiento.

Hipótesis de nivel 1: Se incluyen cuatro modelos para abordar el ajuste inadecuado a los datos de composición por talla de la pesquería palangrera con selectividad asintótica supuesta: (1) ignora el problema (Fix); (2) estima la curva de crecimiento con distribución *a priori* de L_{inf} (Gro); (3) estima una curva de selectividad en forma de domo para la pesquería palangrera con selectividad asintótica supuesta (Sel); y (4) estima el escalador del vector de mortalidad natural (Mrt). Además, se explora un modelo en el que el crecimiento, en lugar de la mortalidad natural, es específico por sexo para abordar el ajuste inadecuado, pero no se incluye para esta hipótesis debido a su peor ajuste inadecuado en comparación con el modelo en el que se ignora el problema (Fix). Los cuatro modelos de referencia tienen la misma ponderación. La decisión de ponderar por igual los cuatro modelos se basa en los resultados de los dos talleres de análisis de riesgos organizados por la CIAT (WSRSK-01-RPT y WSRSK-02-RPT).

Hipótesis de nivel 2: Se incluyen tres niveles de tasa de incremento anual de la capturabilidad del patudo en la pesquería de palangre para abordar la incertidumbre en la progresión del esfuerzo. Considerando que el patudo es la principal especie objetivo de la pesquería palangrera de Japón en el OPO, se espera que su capturabilidad en esta pesquería aumente debido a los avances en la habilidad y tecnología de pesca. El Panel de revisión sugiere considerar un incremento anual del 1% en la capturabilidad del patudo en la pesquería de palangre (<u>RVMTT-01-RPT</u>). Partiendo de esta recomendación, se consideran tres incrementos anuales de la capturabilidad de palangre (0%, 1% y 2%) para abordar esta incertidumbre, cada uno de ellos con la misma ponderación.

Hipótesis de nivel 3: Se incluyen tres valores de inclinación (1.0, 0.9 y 0.8) para abordar la incertidumbre de la forma de la relación población-reclutamiento. Los tres valores de inclinación están ponderados con base en la opinión de expertos a partir del análisis de riesgos de la última evaluación de referencia (<u>SAC-11 INF-F</u>).

En total, la combinación de las tres hipótesis produce $4 \times 3 \times 3 = 36$ modelos de referencia. Todos los modelos de referencia están estructurados con intervalos temporales trimestrales desde el primer trimestre de 1979 hasta el último trimestre de 2023. Incluyen 40 intervalos de edad de la población de 0 a 39+ trimestres y 111 intervalos de talla de la población de 2 a 220+ cm con un intervalo de 2 cm. Además, son modelos estructurados por sexo con mortalidad natural por sexo. Estos modelos de referencia se ajustan

a los índices de abundancia relativa y a las composiciones por talla (y también a las composiciones por edad para los modelos que estiman el crecimiento (Gro)) maximizando la log-verosimilitud penalizada, dada la cantidad de captura de cada pesquería. La log-verosimilitud penalizada es la suma de la log-verosimilitud de las capturas (no capturas de equilibrio iniciales), los índices de abundancia, las composiciones por talla, y las desviaciones de reclutamiento. Se supone que las capturas observadas no están sesgadas y son relativamente precisas, siguiendo una distribución de error lognormal con un error estándar de 0.01.

En la presente evaluación se estimaron los siguientes parámetros, a menos que se indique lo contrario:

- 1. Variabilidad de la talla a edad 0.
- 2. Reclutamiento en todos los trimestre desde el primer trimestre de 1979 hasta el cuarto trimestre de 2023.
- 3. Reclutamiento virgen
- 4. Parámetros de selectividad para las pesquerías y los estudios. En esta evaluación, se elige la opción de selectividad doble normal para todas las curvas de selectividad asintótica y en forma de domo. El número de parámetros estimados para las curvas de selectividad asintótica y en forma de domo es 2 y 4, respectivamente
- 5. Tamaño inicial de la población y estructura por edad. Se estima un parámetro inicial de régimen de reclutamiento y dos parámetros iniciales de mortalidad por pesca: uno para las pesquerías cerqueras combinadas y otro para las pesquerías palangreras combinadas. También se estiman desviaciones para las 24 clases de edad menores.

Se supone que se conocen los siguientes parámetros, a menos que se indique lo contrario:

- 1. Curva de madurez por edad (Tabla 3.1 y Figura 3.3 en SAC-01-08a);
- 2. Curvas de selectividad para la pesquería de descarte;
- 3. Crecimiento individual excepto para la variabilidad de la talla a edad 0;
- 4. Mortalidad natural

5.2. Resultados de la evaluación

5.2.1. Convergencia de los modelos

De los 36 modelos de referencia para el patudo, 33 convergieron con gradientes máximos pequeños y matrices hessianas positivas definidas (Tabla 6). Los resultados de los tres modelos de referencia que no convergieron con una matriz hessiana positiva definida (Modelo Fix con una progresión del esfuerzo del 0% y una inclinación de 0.8 y modelo Mrt con una progresión del esfuerzo del 1% y una inclinación del 0.9 o 0.8) no se muestran en esta sección.

5.2.2. Estimaciones de parámetros

En las Figuras 22-24 se muestran la curva de crecimiento, la selectividad de la Pesquería 4 y la mortalidad natural estimadas. La diferencia en la curva de crecimiento es mayor para el patudo viejo que para el patudo joven (Figura 22). La diferencia en la selectividad de la Pesquería 4 es insignificante en el lado izquierdo del domo, pero es cada vez mayor en el lado derecho del domo (Figura 23). El modelo Mrt estima una mortalidad natural mayor que la fijada en otros modelos (Figura 24). Específicamente, la mortalidad natural de los machos adultos está fijada en 0.1, mientras que se estima en 0.13, 0.125 y 0.12 en el modelo Mrt, que tiene un supuesto de capturabilidad del 0%, 1% y 2% de incremento anual, respectivamente.

5.2.3. Reclutamiento

Las series de tiempo de las estimaciones del reclutamiento anual tienen varias características importantes (Figura 25): (1) las estimaciones del reclutamiento no son sensibles a los supuestos relativos a la progresión del esfuerzo y, especialmente, a la inclinación; y (2) no existe un cambio de régimen pronunciado en el reclutamiento que coincida con la expansión de la pesquería sobre objetos flotantes. Para cuantificar la magnitud del cambio de régimen en el reclutamiento, se calculó la diferencia exponencial entre la desviación promedio del reclutamiento en los periodos 1994-2023 y 1979-1993 (Tabla 6). En todos los modelos de referencia de esta evaluación de referencia se observan grados menores de cambio de régimen en el reclutamiento, que oscilan entre el -20% y el 27%. Por consiguiente, estos modelos se mantienen en el análisis de riesgos con base en este diagnóstico.

5.2.4. Biomasa reproductora

Las estimaciones de la biomasa reproductora y del cociente de biomasa reproductora (la razón de la biomasa reproductora actual a aquélla de la población sin pesca) muestran una variabilidad considerable tanto dentro de los modelos de referencia como entre ellos. En general, estas estimaciones muestran una mayor sensibilidad al grado de progresión del esfuerzo que al de la inclinación (Figura 26). Este resultado es de esperar, dado que el índice de abundancia de palangre, que está directamente influenciado por el nivel de progresión del esfuerzo, es el indicador más importante de la biomasa reproductora.

5.2.5. Mortalidad por pesca (F)

La mortalidad por pesca (*F*) del patudo en el OPO ha experimentado fluctuaciones notables. En todos los modelos de referencia, es evidente que la *F* del patudo de menos de nueve trimestres experimentó un aumento sustancial de casi cero antes de 1993 a niveles históricamente altos en 2020, seguido por una disminución a partir de entonces (Figura 27). En comparación, la *F* del patudo de más de 12 trimestres de edad se mantuvo relativamente estable desde 1993, observándose una tendencia decreciente a partir de 2015 aproximadamente. Además, todos los modelos de referencia indican que la *F* del patudo de menos de nueve trimestres es notablemente inferior a la de los individuos de más de esa edad.

La pesca ha reducido la biomasa reproductora del patudo en el OPO. Esta conclusión se deriva del resultado de una simulación en la que se proyecta la biomasa reproductora del patudo en el OPO, en ausencia de pesca, a lo largo del periodo histórico de la evaluación, utilizando la serie de tiempo de las desviaciones estimadas del reclutamiento. Para comparar el impacto de las diferentes pesquerías en la población, se ejecutaron las simulaciones con cada arte de pesca excluida sucesivamente (en Wang *et al.* (2009) se detalla la metodología de la simulación). La gráfica de impacto de la pesca en la que se basan las simulaciones mostró que la pesquería palangrera tuvo el mayor impacto en la población antes de 1997, pero con la disminución del esfuerzo palangrero y la expansión de la pesquería sobre objetos flotantes, el impacto de la pesquería de cerco en la población reproductora de patudo es actualmente mucho mayor que el de la pesquería palangrera (Figura 28). Los descartes de patudo pequeño en la población.

5.3. Diagnósticos

5.3.1. Análisis de jitter

Se realiza un análisis de *jitter* para cada modelo de referencia con el fin de evaluar si la log-verosimilitud negativa del modelo de referencia alcanzó el mínimo global. Por falta de tiempo, solo comparamos 10 ejecuciones con un valor de *jitter* de 0.02 para cada modelo de referencia. Este es el primer análisis de diagnóstico realizado para cada modelo de referencia con el fin de garantizar que el modelo de referencia haya convergido en la estimación global de verosimilitud máxima. Los 33 modelos de referencia

convergentes superan el diagnóstico de *jitter*, lo que confirma que el proceso de optimización identificó con éxito el mínimo global y que los resultados son fiables.

5.3.2. Ajuste al índice de abundancia relativa de palangre

El índice de abundancia relativa de palangre informa directamente la tendencia de la población de patudo grande, por lo que es fundamental comprobar si cada modelo de referencia se ajusta bien al índice de palangre sin un patrón residual obvio. La comparación del índice de palangre observado y predicho sugiere que los cuatro modelos incluidos para la primera hipótesis se ajustan bien al índice de palangre bajo diferentes supuestos de tasas crecientes de capturabilidad (Figura 29).

5.3.3. Ajuste a los datos de composición de palangre

Para evaluar el ajuste de cada modelo de referencia a los datos de composición de la Pesquería 4, se comparan las curvas de selectividad predicha y empírica de la Pesquería 4 entre todos los modelos incluidos en la hipótesis de nivel 1. La selectividad empírica se calcula como la captura observada promedio por talla dividida por el número promedio predicho de la población por talla del modelo de evaluación. Para facilitar la comparación, la selectividad empírica se escala para que tenga un valor máximo de 1. Cuando el modelo de evaluación se ajusta bien a los datos de composición de una pesquería, las dos curvas de selectividad deberían alinearse muy de cerca. Este análisis de diagnóstico indica que la estimación de una selectividad en forma de domo (Modelo Sel), de crecimiento (Modelo Gro) o de mortalidad natural (Modelo Mrt) puede mejorar el ajuste a los datos de composición de la Pesquería 4. Sin embargo, sigue habiendo una discrepancia notable entre la selectividad empírica y la predicha para la Pesquería 4 en estos tres modelos (Figura 30).

5.3.4. Análisis retrospectivos

Los análisis retrospectivos son útiles para determinar qué tan consistente es un modelo de evaluación de un año a otro (Mohn 1999): las inconsistencias a menudo pueden indicar deficiencias en el modelo. Por lo general se llevan a cabo eliminando progresivamente los datos del último año del análisis sin cambiar el método ni los supuestos, mostrando así el efecto en las cantidades estimadas resultantes de incluir más datos. Como se ha señalado en evaluaciones anteriores, el sesgo retrospectivo no indica necesariamente la magnitud y la dirección del sesgo en la evaluación actual, solo que el modelo puede estar erróneamente especificado.

En esta evaluación de referencia, se realiza un análisis retrospectivo eliminando iterativamente los datos del último año cinco veces, y se calcula el rho de Mohn para la biomasa reproductora con el fin de cuantificar la magnitud del patrón retrospectivo. Dado que las estimaciones de biomasa reproductora son insensibles al valor de inclinación explorado en esta evaluación de referencia (Figura 26), este análisis de diagnóstico solo se realizó para los modelos de referencia con una inclinación de 1. Todos los modelos de referencia con una inclinación de 1 tienen rho de Mohn positivos, lo que indica una tendencia a sobrestimar la biomasa reproductora en el año terminal. Sin embargo, los valores del rho de Mohn indican que el grado de sobreestimación de la biomasa reproductora del año terminal es muy pequeño en todos los modelos de referencia (4-5%; Tabla 6). Los patrones retrospectivos para la biomasa reproductora, el cociente de biomasa reproductora y el reclutamiento se pueden encontrar en las Figuras A1-A3.

5.3.5. Modelo de producción estructurado por edad

El método de modelo de producción estructurado por edad (*age-structured production model*, ASPM) propuesto por Maunder y Piner (2014) es una herramienta diagnóstica para evaluar si un modelo de evaluación está especificado correctamente. El ASPM se construye fijando todos los parámetros de selectividad en los valores estimados por el modelo de referencia y eliminando todos los componentes de la verosimilitud de la composición de la verosimilitud total del modelo. Los resultados, particularmente la biomasa reproductora, del ASPM sin desviaciones de reclutamiento se comparan luego con los del modelo de referencia. Si el ASPM no es capaz de imitar los índices de abundancia, podría deberse a que la población es impulsada por el reclutamiento, que el modelo de referencia no está especificado correctamente, o a que los índices de abundancia no son proporcionales a la abundancia de la población (Carvalho *et al.* 2017, Maunder y Piner 2014). Las estimaciones de biomasa reproductora del ASPM con y sin desviaciones del reclutamiento se pueden encontrar en la Figura A4.

5.3.6. Perfil de verosimilitud de R₀

El reclutamiento virgen (R_0), definido como el reclutamiento de equilibrio en ausencia de pesca, es un parámetro clave en la relación población-reclutamiento que ajusta la escala de la abundancia absoluta. Al ejecutar el modelo de referencia varias veces con R_0 fijado en una gama de valores alrededor de la estimación de verosimilitud máxima, el perfil de verosimilitud del modelo (es decir, la log-verosimilitud negativa total y sus componentes) contra R_0 se conoce como el perfil de verosimilitud de R_0 (Wang *et al.* 2009). El perfil de verosimilitud de R_0 es una herramienta diagnóstica ampliamente usada para comparar la influencia de los datos de composición y los índices de abundancia relativa sobre la abundancia relativa. El perfil de verosimilitud de R_0 para cada modelo de referencia con una inclinación de 1 puede verse en la Figura A5.

6. CONDICIÓN DE LA POBLACIÓN

La condición de la población de patudo en el OPO se evalúa considerando cálculos basados en la biomasa reproductora y el rendimiento máximo sostenible (RMS). Mantener las poblaciones de atún en niveles capaces de producir RMS es el objetivo de ordenación especificado por la Convención de Antigua

6.1. Definición de los puntos de referencia

La resolución <u>C-16-02</u> define los puntos de referencia objetivo y límite, expresados en términos de biomasa reproductora (*S*) y mortalidad por pesca (*F*), para las especies de atunes tropicales: patudo, aleta amarilla y barrilete. A continuación, se definen esos puntos de referencia, y el método empleado para calcularlos en el presente documento, así como la regla de control de extracción (RCE) que los implementa.

6.1.1. Puntos de referencia límite

El punto de referencia límite de la biomasa reproductora ($S_{Límite}$) es el umbral de S que debe ser evitado, pues cualquier reducción mayor podría poner en peligro la sostenibilidad de la población. La $S_{Límite}$ provisional adoptada por la CIAT en 2014 es la S que produce 50% del reclutamiento virgen si la relación población-reclutamiento sigue la función de Beverton-Holt con una inclinación de 0.75. Esta biomasa reproductora equivale a 0.077 de la biomasa reproductora virgen de equilibrio (Maunder y Deriso 2014). La RCE requiere que se tomen medidas si la probabilidad (p) de que la biomasa reproductora a principios de 2020 (S_{actual}) esté por debajo de $S_{Límite}$ es superior al 10%. Por lo tanto, con el fin de proporcionar asesoramiento de ordenación, $S_{actual}/S_{Límite}$ y la probabilidad de que esta razón sea < 1 (suponiendo que la función de distribución de probabilidades de la razón es normal) se incluyen en la tabla de ordenación.

El punto de referencia límite de la mortalidad por pesca ($F_{Límite}$) es el umbral de mortalidad por pesca que debe evitarse porque una pesca más intensa podría poner en peligro la sostenibilidad de la población. La $F_{Límite}$ provisional adoptada por la CIAT en 2014 es la tasa de mortalidad por pesca que, en condiciones de equilibrio, mantiene la S en $S_{Límite}$. La RCE requiere que se tomen medidas si la probabilidad de que la F promedio en 2017-2019 (F_{actual}) esté por encima de $F_{Límite}$ es < 10%. Por lo tanto, con el fin de proporcionar asesoramiento de ordenación, $F_{actual}/F_{Límite}$ y la probabilidad de que esta razón sea > 1 (suponiendo que la función de distribución de probabilidades de la razón es normal) se incluyen en la tabla de ordenación.

6.1.2. Puntos de referencia objetivo

El punto de referencia objetivo de la biomasa reproductora es el nivel de biomasa reproductora que se debería alcanzar y mantener. En 2014, la CIAT adoptó S_{RMS} (la biomasa reproductora que produce el RMS) como el punto de referencia objetivo. La RCE requiere que las acciones para lograr S_{RMS} tengan al menos un 50% de probabilidad de reconstruir la biomasa reproductora al nivel actual de RMS dinámico (S_{RMS_d}) en cinco años o dos generaciones. Aquí, S_{RMS_d} se deriva proyectando la población a futuro con reclutamiento histórico (sesgo ajustado) y una tasa de mortalidad por pesca (F) que produce el RMS. El valor actual de S_{RMS_d} usado para calcular los puntos de referencia para el patudo es la S del último trimestre del periodo de proyección. Con el fin de proporcionar asesoramiento de ordenación, S_{actual} / S_{RMS_d} , y la probabilidad de que esta razón sea <1 (suponiendo que la función de distribución de probabilidades de la razón es normal con un CV igual al de F_{actual}/F_{RMS}), se incluyen en la tabla de ordenación.

El punto de referencia objetivo de la mortalidad por pesca es el nivel de mortalidad por pesca que se debería alcanzar y mantener. En 2014, la CIAT adoptó F_{RMS} (la tasa de mortalidad natural que produce el RMS) como el punto de referencia objetivo. Por lo tanto, a fin de proporcionar asesoramiento de ordenación, F_{actual}/F_{RMS} , y la probabilidad de que esta razón sea >1 (suponiendo que la función de distribución de probabilidades de la razón es normal), se incluyen en la tabla de ordenación, al igual que el inverso de F_{actual}/F_{RMS} , (multiplicador de F).

En la gráfica de trayectoria de Kobe, la serie de tiempo de S_{RMS_d} se calcula con base en dos aproximaciones: (1) $S_{RMS_d} = S_{0_d}(S_{RMS}/S_0)$, donde S_{0_d} es la biomasa reproductora dinámica en ausencia de pesca, y S_{RMS_d}/S_0 es el nivel de reducción que, en equilibrio, produce el RMS; (2) S_{RMS_d2} , que se deriva proyectando la población hacia el futuro, con reclutamiento histórico (sesgo ajustado) y $F = F_{RMS}$. Las dos aproximaciones se ponderan de la siguiente manera para obtener la trayectoria de S_{RMS_d} (t) en la gráfica de Kobe:

$$S_{MSY_d}(t) = (1 - p(t))S_{MSY_{d_1}}(t) + p(t)S_{MSY_{d_2}}(t) \quad (Ecuación 5)$$

Donde p aumenta linealmente en función del año (t) de 0 en el año inicial a 1 en el año final.

El RMS dinámico (RMS_d; las capturas totales de la pesquería en los últimos cuatro trimestres de la proyección) en la tabla de ordenación también se deriva de la proyección para $S_{\text{RMS d}}$.

6.2. Estimaciones de la condición de la población

Según los 33 modelos de referencia convergentes en esta evaluación de referencia, la biomasa reproductora del patudo a principios de 2024 oscila entre el 45% y el 292% de la biomasa reproductora en RMS dinámico y la mortalidad por pesca del patudo en 2021-2023 oscila entre el 42% y el 136% de la mortalidad por pesca en RMS (Tabla 7). Sin embargo, estas interpretaciones están sujetas a una gran incertidumbre, como lo indican los amplios intervalos de confianza en torno a la estimación más reciente en la gráfica de Kobe (Figura 31).

Según los 33 modelos de referencia convergentes en esta evaluación de referencia, la biomasa reproductora del patudo a principios de 2024 oscila entre el 134% y el 346% de la biomasa reproductora en el nivel límite y la mortalidad por pesca del patudo en 2021-2023 oscila entre el 35% y el 80% de la mortalidad por pesca en el nivel límite (Tabla 7).

El RMS del patudo en el OPO podría maximizarse si el patrón de selectividad por edad fuera similar al de las pesquerías palangreras porque capturan individuos más grandes que están cerca del peso crítico (el peso al que idealmente se debería capturar para maximizar el rendimiento por recluta). Antes de la expansión de la pesquería sobre objetos flotantes que comenzó en 1993, el RMS era mucho mayor que el

nivel actual (Figura 32). Desde 1993, la razón de capturas de la pesquería sobre objetos flotantes respecto a las capturas de la pesquería palangrera ha aumentado de forma persistente, provocando que el RMS siga disminuyendo hasta alcanzar el nivel más bajo en 2022.

6.3. Funciones de distribución acumulada y de probabilidad conjunta para las cantidades de ordenación

Con base en las estimaciones de las cantidades de ordenación relacionadas con los puntos de referencia objetivo (F_{actual}/F_{RMS} y S_{actual}/S_{RMS_d}) y el CV asociado de los 33 modelos de referencia (Figura 31), calculamos las funciones de distribución acumulada y de probabilidad conjunta para estas dos cantidades de ordenación para el patudo. La ponderación de cada modelo de referencia es igual al producto de las ponderaciones asociadas al modelo, al supuesto de capturabilidad y al supuesto de inclinación que representa. Dado que tres de los 36 modelos de referencia se excluyen del conjunto final de modelos de referencia debido a su convergencia deficiente, las ponderaciones de los modelos de referencia restantes deben reescalarse para que la suma de los 33 modelos de referencia seleccionados sea igual a 1. Específicamente, la ponderación de la inclinación se reescala para que sume 1 para cada combinación de modelo y supuesto de capturabilidad.

Las funciones de distribución conjunta de F_{actual}/F_{RMS} y S_{actual}/S_{RMS_d}) son unimodales (Figura 33). Existe una probabilidad del 24.7% de que F_{actual} esté por encima de F_{RMS} y una probabilidad del 46.6% de que S_{actual} esté por debajo de S_{RMS_d} . Entre los cuatro modelos incluidos para la hipótesis de nivel 1, los modelos Fix y Gro son más pesimistas, estimando una F_{actual}/F_{RMS} más alta y una S_{actual}/S_{RMS_d}) más baja en comparación con los modelos Sel y Mrt (Figura 34). Como era de esperar, valores más bajos de inclinación y tasas más altas de incremento de la capturabilidad de palangre corresponden a estimaciones más pesimistas de la condición de la población: S más baja y F más alta en relación con los puntos de referencia (Figura 34).

También calculamos las funciones de distribución acumulada y de probabilidad conjunta para las cantidades de ordenación relacionadas con los puntos de referencia límite ($F_{actual}/F_{Límite}$ y $S_{actual}/S_{Límite}$). Las funciones de distribución conjunta de $F_{actual}/F_{Límite}$ y $S_{actual}/S_{Límite}$ también son unimodales (Figura 35), lo que sugiere que existe una probabilidad del 0.1% de que F_{actual} esté por encima de $F_{Límite}$ y una probabilidad del 0.2% de que S_{actual} esté por debajo de $S_{Límite}$.

Las tendencias de F_{actual}/F_{RMS} y S_{actual}/S_{RMS_d} son similares entre los cuatro modelos incluidos en la hipótesis de nivel 1 (Figura 36). Los modelos Fix y Gro estiman que F_{actual}/F_{RMS} superó 1 aproximadamente en 2010, alcanzó niveles históricamente altos en 2020 y disminuyó tres años seguidos hasta aproximadamente 1 en 2023. En consecuencia, estos dos modelos estiman que S_{actual}/S_{RMS_d} cayó por debajo de 1 desde aproximadamente 2010 y se recuperó ligeramente después de 2020 debido a la disminución de F_{actual}/F_{RMS} durante el mismo periodo, aunque todavía está por debajo de 1 en 2023. En comparación, los modelos Sel y Mrt estiman que F_{actual}/F_{RMS} alcanzó niveles históricamente altos en 2020, que son ligeramente inferiores a 1, y disminuyó a partir de entonces hasta estar por debajo de 0.7 en 2023. En consecuencia, estos dos modelos estiman que S_{actual}/S_{RMS_d} disminuyó hasta niveles históricamente bajos en 2019, que son superiores a 1, y aumentó a partir de entonces hasta estar por encima de 1.3 en 2023.

En la última evaluación de referencia, F_{actual}/F_{RMS} para el periodo de *statu quo* (2017-2019) era muy incierta debido al aparente patrón bimodal en la función de distribución conjunta. Sin embargo, con base en los nuevos modelos de referencia en esta evaluación de referencia, la función de distribución conjunta para F_{actual}/F_{RMS} en 2017-2019 es unimodal, lo que sugiere que hay una probabilidad del 58.5% de que la mortalidad por pesca en 2017-2019 sea superior a F_{RMS} (Figura 37).

6.4. Proyección a 10 años bajo la mortalidad por pesca actual

Existe una probabilidad del 24.7% de que la mortalidad por pesca en 2021-2023 fuera superior al nivel de RMS, por lo que se espera que la biomasa reproductora aumente hasta superar el nivel de RMS si la mortalidad por pesca en el futuro se mantiene en el nivel actual. Para evaluar el posible aumento de la biomasa reproductora en el futuro, cada modelo de referencia realiza una proyección a 10 años bajo la mortalidad por pesca actual.

El conjunto de proyecciones indica que el cociente de biomasa reproductora oscilará entre 0.133 y 0.395 a principios de 2034 (Figura 38). Entre los cuatro modelos incluidos en la hipótesis de nivel 1, los cocientes de biomasa reproductora ponderados a principios de 2034 para los modelos Fix y Gro son relativamente pesimistas (0.201 y 0.232, respectivamente) y los de los modelos Mrt y Sel son relativamente optimistas (0.318 y 0.330, respectivamente). El valor ponderado de todos los modelos de referencia sugiere que, bajo la mortalidad por pesca actual, existe una probabilidad del 50% de que el cociente de biomasa reproductora a principios de 2034 sea superior a 0.270.

7. DIRECCIONES FUTURAS

7.1. Recolección de información nueva y actualizada

El personal continuará los estudios biológicos y de marcado para mejorar los conocimientos de la biología del patudo en el OPO, especialmente sobre el crecimiento y la relación talla-peso del patudo, que pueden impactar significativamente los resultados de la evaluación. El personal también tiene la intención de continuar su colaboración con los CPC de Asia para mejorar el índice de abundancia de palangre para el patudo. Debido a la pronunciada disminución de la cobertura espacial de la flota palangrera japonesa, el CV del índice de abundancia de palangre para el patudo ha aumentado rápidamente desde 2020. En consecuencia, el índice de abundancia de palangre no proporciona información precisa sobre el cambio temporal de la abundancia de la población en los últimos tres años. Existe una gran necesidad de combinar los datos de CPUE de múltiples CPC para aumentar la cobertura espacial y el tamaño de la muestra de los datos de CPUE de palangre de alta resolución de los CPC de Asia simultáneamente durante al menos tres meses.

7.2. Mejoras a los métodos y el modelo de evaluación

El personal de la CIAT continuará desarrollando el modelo de evaluación para el atún patudo en el OPO. Los siguientes cambios serían deseables para evaluaciones futuras:

- Explorar modelos de evaluación espacialmente explícitos.
- Explorar los índices de abundancia de cerco.
- Integrar los datos de marcado de incremento de crecimiento en el modelo de evaluación.
- Incorporar al modelo de evaluación las estimaciones de abundancia total procedentes de métodos como el modelo espaciotemporal de marcado y el modelo de marcado y recaptura por parientes cercanos.

AGRADECIMIENTOS

Muchos miembros del personal de la CIAT y CPC proporcionaron datos para la evaluación. Japón proporcionó los datos operacionales de captura y esfuerzo de palangre que se usaron para producir el índice de abundancia de palangre. Miembros del personal de la CIAT y científicos de los CPC proporcionaron asesoramiento sobre la evaluación, las pesquerías y la biología del atún patudo.

REFERENCIAS

Aires-da-Silva, A.M., Maunder, M.N., Schaefer, K.M., and Fuller, D.W. 2015. Improved growth estimates from integrated analysis of direct aging and tag–recapture data: an illustration with bigeye tuna (Thunnus obesus) of the eastern Pacific Ocean with implications for management. Fisheries research **163**: 119-126.

Beverton, R.J., and Holt, S.J. 1957. On the dynamics of exploited fish populations. Fisheries Investigation Series 2, volume 19, UK Ministry of Agriculture. Fisheries, and Food, London, UK.

Campbell, R.A. 2015. Constructing stock abundance indices from catch and effort data: Some nuts and bolts. Fisheries Research **161**: 109-130.

Carvalho, F., Punt, A.E., Chang, Y.-J., Maunder, M.N., and Piner, K.R. 2017. Can diagnostic tests help identify model misspecification in integrated stock assessments? Fisheries Research **192**: 28-40.

Chang, S.-K., Hoyle, S., and Liu, H.-I. 2011. Catch rate standardization for yellowfin tuna (Thunnus albacares) in Taiwan's distant-water longline fishery in the Western and Central Pacific Ocean, with consideration of target change. Fisheries Research **107**(1-3): 210-220.

Collette, B.B., Reeb, C., and Block, B.A. 2001. Systematics of the tunas and mackerels (Scombridae). Fish physiology **19**: 1-33.

Conn, P.B., Thorson, J.T., and Johnson, D.S. 2017. Confronting preferential sampling when analysing population distributions: diagnosis and model - based triage. Methods in Ecology and Evolution **8**(11): 1535-1546.

Diggle, P.J., Menezes, R., and Su, T.-l. 2010. Geostatistical inference under preferential sampling. Journal of the Royal Statistical Society Series C: Applied Statistics **59**(2): 191-232.

Ducharme-Barth, N.D., Grüss, A., Vincent, M.T., Kiyofuji, H., Aoki, Y., Pilling, G., Hampton, J., and Thorson, J.T. 2022. Impacts of fisheries-dependent spatial sampling patterns on catch-per-unit-effort standardization: A simulation study and fishery application. Fisheries Research **246**: 106169.

Francis, R.I.C.C. 2011. Data weighting in statistical fisheries stock assessment models. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences **68**(6): 1124-1138.

Grüss, A., Walter III, J.F., Babcock, E.A., Forrestal, F.C., Thorson, J.T., Lauretta, M.V., and Schirripa, M.J. 2019. Evaluation of the impacts of different treatments of spatio-temporal variation in catch-per-unit-effort standardization models. Fisheries Research **213**: 75-93.

Hall, M., and Roman, M. 2013. Bycatch and non-tuna catch in the tropical tuna purse seine fisheries of the world. FAO fisheries and aquaculture technical paper(568): I.

Hampton, J. 2000. Natural mortality rates in tropical tunas: size really does matter. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences **57**(5): 1002-1010.

Hoyle, S.D., Campbell, R.A., Ducharme-Barth, N.D., Grüss, A., Moore, B.R., Thorson, J.T., Tremblay-Boyer, L., Winker, H., Zhou, S., and Maunder, M.N. 2024. Catch per unit effort modelling for stock assessment: A summary of good practices. Fisheries Research **269**: 106860.

Hurtado-Ferro, F., Punt, A.E., and Hill, K.T. 2014. Use of multiple selectivity patterns as a proxy for spatial structure. Fisheries Research **158**: 102-115.

IATTC. 2021. The tuna fisheries in the eastern Pacific Ocean. Inter-Amer.Trop. Tuna Comm., 12th Scient. Adv. Com. Meeting: SAC-12-03.

Kristensen, K., Nielsen, A., Berg, C., Skaug, H., and Bell, B. 2016. Template model builder TMB. J. Stat. Softw **70**: 1-21.

Kume, S. 1967. Distribution and migration of bigeye tuna in the Pacific Ocean. Rept. of Nankai Reg. Fish. Res. Lab. **25**: 75-80.

Langley, A., Hampton, J., Kleiber, P., and Hoyle, S. 2008. Stock assessment of bigeye tuna in the western and central Pacific Ocean, including an analysis of management options. WCPFC SC3 SA WP-1. Port Moresby, Papua New Guinea **11**: 22.

Lee, H.-H., Maunder, M.N., Piner, K.R., and Methot, R.D. 2012. Can steepness of the stock–recruitment relationship be estimated in fishery stock assessment models? Fisheries Research **125**: 254-261.

Lennert-Cody, C., and Hall, M. 2000. The development of the purse seine fishery on drifting Fish Aggregating Devices in the eastern Pacific Ocean: 1992-1998.

Lennert-Cody, C., and Tomlinson, P. 2010. Evaluation of aspects of the current IATTC port sampling design and estimation procedures for catches of tunas by purse-seine and pole-and-line vessels. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Stock Assessment Report **10**: 279-309.

Lennert-Cody, C.E., Maunder, M.N., Aires-da-Silva, A., and Minami, M. 2013. Defining population spatial units: Simultaneous analysis of frequency distributions and time series. Fisheries Research **139**: 85-92.

Lennert-Cody, C.E., Minami, M., Tomlinson, P.K., and Maunder, M.N. 2010. Exploratory analysis of spatial– temporal patterns in length–frequency data: An example of distributional regression trees. Fisheries Research **102**(3): 323-326.

Lo, N.C.-h., Jacobson, L.D., and Squire, J.L. 1992. Indices of relative abundance from fish spotter data based on delta-lognornial models. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences **49**(12): 2515-2526.

Lorenzen, K. 2022. Size-and age-dependent natural mortality in fish populations: Biology, models, implications, and a generalized length-inverse mortality paradigm. Fisheries Research **255**: 106454.

Lorenzen, K., Camp, E.V., and Garlock, T.M. 2022. Natural mortality and body size in fish populations. Fisheries Research **252**: 106327.

Majumdar, A., Lennert-Cody, C.E., Maunder, M.N., and Aires-da-Silva, A. 2023. spatio-temporal modeling for estimation of bigeye tuna catch in the presence of pandemic-related data loss using parametric adjacency structures. Fisheries Research **268**: 106813.

Martell, S., and Stewart, I. 2014. Towards defining good practices for modeling time-varying selectivity. Fisheries Research **158**: 84-95.

Matsumoto, T. 2008. A review of the Japanese longline fishery for tunas and billfishes in the eastern Pacific Ocean, 1998-2003. Bull IATTC **24**: 1-187.

Maunder, M.N., and Deriso, R.B. 2014. Proposal for biomass and fishing mortality limit reference points based on reduction in recruitment. IATTC Stock Assessment Report **15**: 193-206.

Maunder, M.N., Deriso, R.B., Schaefer, K.M., Fuller, D.W., Aires-da-Silva, A.M., Minte-Vera, C.V., and Campana, S.E. 2018. The growth cessation model: a growth model for species showing a near cessation in growth with application to bigeye tuna (Thunnus obesus). Marine Biology **165**(4): 76.

Maunder, M.N., and Harley, S.J. 2006. Evaluating tuna management in the eastern Pacific Ocean. Bulletin of Marine Science **78**(3): 593-606.

Maunder, M.N., and Piner, K.R. 2014. Contemporary fisheries stock assessment: many issues still remain. ICES Journal of Marine Science **72**(1): 7-18.

Maunder, M.N., and Punt, A.E. 2004. Standardizing catch and effort data: a review of recent approaches. Fisheries research **70**(2-3): 141-159.

Maunder, M.N., Thorson, J.T., Xu, H., Oliveros-Ramos, R., Hoyle, S.D., Tremblay-Boyer, L., Lee, H.H., Kai, M., Chang, S.-K., and Kitakado, T. 2020a. The need for spatio-temporal modeling to determine catch-per-unit effort based indices of abundance and associated composition data for inclusion in stock assessment models. Fisheries Research **229**: 105594.

Maunder, M.N., and Watters, G.M. 2003. A-SCALA: an age-structured statistical catch-at-length analysis for assessing tuna stocks in the eastern tropical Pacific Ocean. Inter-Am. Trop. Tuna. Comm. Bull. **22**: 433-582.

Maunder, M.N., Xu, H., Lennert-Cody, C., Valero, J.L., Aires-da-Silva, A., and Minte-Vera, C.V. 2020b. Implementing reference point-based fishery harvest control rules within a probabilistic framework that considers multiple hypotheses. Inter-Amer.Trop. Tuna Comm., 11th Scient. Adv. Com. Meeting: SAC-11 INF-F.

Methot, R.D., and Taylor, I.G. 2011. Adjusting for bias due to variability of estimated recruitments in fishery assessment models. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences **68**(10): 1744-1760.

Methot, R.D., and Wetzel, C.R. 2013. Stock synthesis: a biological and statistical framework for fish stock assessment and fishery management. Fisheries Research **142**: 86-99.

Mohn, R. 1999. The retrospective problem in sequential population analysis: An investigation using cod fishery and simulated data. ICES Journal of Marine Science: Journal du Conseil **56**(4): 473-488.

Okamoto, H., and Bayliff, W.H. 2003. A review of the Japanese longline fishery for tunas and billfishes in the eastern Pacific Ocean, 1993-1997. Inter-american tropical tuna commission bulletin **22**(4): 221-431.

Pennino, M.G., Paradinas, I., Illian, J.B., Muñoz, F., Bellido, J.M., López - Quílez, A., and Conesa, D. 2019. Accounting for preferential sampling in species distribution models. Ecology and evolution **9**(1): 653-663.

Privitera-Johnson, K.M., Methot, R.D., and Punt, A.E. 2022. Towards best practice for specifying selectivity in age-structured integrated stock assessments. Fisheries Research **249**: 106247.

Satoh, K., Xu, H., Minte-Vera, C.V., Maunder, M.N., and Kitakado, T. 2021. Size-specific spatiotemporal dynamics of bigeye tuna (Thunnus obesus) caught by the longline fishery in the eastern Pacific Ocean. Fisheries Research **243**: 106065.

Schaefer, K.M. 2006. Reproductive biology of bigeye tuna Thunnus obesus in the eastern and central Pacific Ocean. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm. Bull. **23**: 3-31.

Schaefer, K.M., and Fuller, D.W. 2006. Estimates of age and growth of bigeye tuna (Thunnus obesus) in the eastern Pacific Ocean based on otolith increments and tagging data. Inter-American Tropical Tuna Commission.

Schaefer, K.M., and Fuller, D.W. 2010. Vertical movements, behavior, and habitat of bigeye tuna (Thunnus obesus) in the equatorial eastern Pacific Ocean, ascertained from archival tag data. Marine Biology **157**: 2625-2642.

Schnute, J. 1981. A versatile growth model with statistically stable parameters. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences **38**(9): 1128-1140.

Sun, C.-H., Maunder, M.N., Pan, M., Aires-da-Silva, A., Bayliff, W.H., and Compeán, G.A. 2019. Increasing the economic value of the eastern Pacific Ocean tropical tuna fishery: Tradeoffs between longline and purse-seine fishing. Deep Sea Research Part II: Topical Studies in Oceanography **169**: 104621.

Suter, J.M. 2010. An evaluation of the area stratification used for sampling tunas in the eastern Pacific Ocean and implications for estimating total annual catches.

Thorson, J.T., and Barnett, L.A.K. 2017. Comparing estimates of abundance trends and distribution shifts using single- and multispecies models of fishes and biogenic habitat. ICES Journal of Marine Science **74**(5): 1311-1321.

Thorson, J.T., and Haltuch, M.A. 2018. Spatiotemporal analysis of compositional data: increased precision and improved workflow using model-based inputs to stock assessment. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences(999): 1-14.

Thorson, J.T., and Kristensen, K. 2016. Implementing a generic method for bias correction in statistical models using random effects, with spatial and population dynamics examples. Fisheries research **175**: 66-74.

Thorson, J.T., Shelton, A.O., Ward, E.J., and Skaug, H.J. 2015. Geostatistical delta-generalized linear mixed models improve precision for estimated abundance indices for West Coast groundfishes. ICES Journal of Marine Science **72**(5): 1297-1310.

Tomlinson, P. 2002. Progress on sampling the eastern Pacific Ocean tuna catch for species composition and length-frequency distributions. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Stock Assess. Rep **2**: 339-365.

Wang, S.-P., Maunder, M.N., Aires-da-Silva, A., and Bayliff, W.H. 2009. Evaluating fishery impacts: application to bigeye tuna (Thunnus obesus) in the eastern Pacific Ocean. Fisheries Research **99**(2): 106-111.

Watters, G.M., and Maunder, M.N. 2001. Status of bigeye tuna in the eastern Pacific Ocean. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm., Stock Assessment Report 1: 109-211.

Winker, H., Kerwath, S.E., and Attwood, C.G. 2013. Comparison of two approaches to standardize catch-perunit-effort for targeting behaviour in a multispecies hand-line fishery. Fisheries Research **139**: 118-131.

Xu, H., Lennert-Cody, C.E., Maunder, M.N., and Minte-Vera, C.V. 2019. Spatiotemporal dynamics of the dolphin-associated purse-seine fishery for yellowfin tuna (Thunnus albacares) in the eastern Pacific Ocean. Fisheries research **213**: 121-131.

Xu, H., Maunder, M.N., Minte-Vera, C.V., Valero, J.L., Lennert-Cody, C., and Aires-da-Silva, A. 2020. Bigeye tuna in the eastern Pacific Ocean, 2019: benchmark assessment. Inter-Amer.Trop. Tuna Comm., 11th Scient. Adv. Com. Meeting: SAC-11-06.

Xu, H., Minte-Vera, C.V., Maunder, M.N., and Aires-da-Silva, A. 2018a. Status of bigeye tuna in the eastern Pacific Ocean in 2017 and outlook for the future. Inter-Amer.Trop. Tuna Comm., 9th Scient. Adv. Com. Meeting: SAC-09-05.

Xu, H., Thorson, J.T., Methot, R.D., and Taylor, I.G. 2018b. A new semi-parametric method for autocorrelated age-and time-varying selectivity in age-structured assessment models. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences(999): 1-18.

Yalcin, S., Anderson, S.C., Regular, P.M., and English, P.A. 2023. Exploring the limits of spatiotemporal and design-based index standardization under reduced survey coverage. ICES Journal of Marine Science: fsad155.

Zhou, S., Campbell, R.A., and Hoyle, S.D. 2019. Catch per unit effort standardization using spatio-temporal models for Australia's Eastern Tuna and Billfish Fishery. ICES Journal of Marine Science **76**(6): 1489-1504.

TABLAS

TABLE 1. The best five-split combination selected by the regression tree algorithm for the longline fishery for bigeye tuna in the eastern Pacific Ocean. The last column shows the percentage of variance in the length-frequency data being explained.

TABLA 1. La mejor combinación de cinco divisiones seleccionada por el algoritmo de árbol de regresión para la pesquería palangrera de atún patudo en el Océano Pacífico oriental. La última columna muestra el porcentaje de varianza explicada en los datos de frecuencia de talla.

División	Тіро	Valor	Varianza explicada
División1	Latitud	15°S	8.07%
División2	Longitud	105°O	10.91%
División3	Latitud	5°S	13.01%
División4	Longitud	90°0	14.12%
División4	Longitud	130°0	15.22%

TABLE 2. The best four-split combination selected by the regression tree algorithm for the OBJ fishery for bigeye tuna in the eastern Pacific Ocean. The last column shows the percentage of variance in the length-frequency data being explained.

TABLA 2. La mejor combinación de cuatro divisiones seleccionada por el algoritmo de árbol de regresión para la pesquería OBJ de atún patudo en el Océano Pacífico oriental. La última columna muestra el porcentaje de varianza explicada en los datos de frecuencia de talla.

División	Тіро	Valor	Varianza explicada
División1	Longitud	115°O	7.54%
División2	Latitud	0°	8.83%
División3	Longitud	100°0	9.89%
División4	Longitud	140°0	10.46%

TABLE 3. The best split selected by the regression tree algorithm for the NOA fishery for bigeye tuna in the eastern Pacific Ocean. The last column shows the percentage of variance in the length-frequency data being explained.

TABLA 3. La mejor combinación seleccionada por el algoritmo de árbol de regresión para la pesquería NOA de atún patudo en el Océano Pacífico oriental. La última columna muestra el porcentaje de varianza explicada en los datos de frecuencia de talla.

División	Тіро	Valor	Varianza explicada
División1	Longitud	130°O	9.95%
TABLE 4. Fishery and "survey" fleets defined for the stock assessment of bigeye tuna in the EPO. PS = purse-seine; LL = longline; OBJ = sets on floating objects; NOA = sets on unassociated fish; DEL = sets on dolphins. See Figure 1 for area definition.

TABLA 4. Flotas pesqueras y de "estudio" definidas para la evaluación de referencia del atún patudo en el OPO. PS = cerco; LL = palangre; OBJ = lances sobre objetos flotantes; NOA = lances no asociados; DEL = lances sobre delfines. Ver la definición de las áreas en la Figura 1.

Número de	Tipo de	e Nombre de		Arto Tipo de		Datos de captura	
flota	flota	flota	Arte	lance	Area		Unidad
1		LL-n-A1			1		
2		LL-n-A2			2		
3		LL-n-A3			3		
4	Pesquera	LL-n-A4	LL	-	4	Sólo captura retenida	1,000s
5		LL-n-A5			5		
6		LL-n-A6			6		
7		LL-n-A7			7		
8		LL-w-A1			1		
9		LL-w-A2	LL-w-A2 LL-w-A3 LL-w-A4 LL-w-A5 LL-w-A6	-	2	Sólo captura retenida	Tonela- das
10	Pesquera	LL-w-A3			3		
11		LL-w-A4			4		
12		LL-w-A5			5		
13		LL-w-A6			6		
14		LL-w-A7			7		
15		OBJ-A1			1		
16		OBJ-A2			2	Captura retenida +	
17		OBJ-A3			3	descartes (ineficien-	Tonela-
18	Pesquera	OBJ-A4	PS	OBJ	4	cias)	das
19		OBJ-A5			5		
20					1 5	Descartes (clasifica-	Tonela-
		OBJ-disc-EPO			1-5	ción por talla)	das
21	Docaulora	NOADEL-A1	DC	NOA+DEL	1	Captura retenida +	Tonela-
22	resqueid	NOADEL-A2	r3		2	descartes (todos)	das
23	Estudio	LL-survey-EPO	LL	-	2-7	-	-

TABLE 5. The decisions for selectivity and composition data weighting according to each fishery's catch amount and composition data quality. The rules on which this decision table is based are illustrated as a flowchart in Figure 20. Column "Double-normal" indicates whether the length composition data of the fleet can be fit well in the assessment model by using a double-normal selectivity curve. Column "Data quality" indicates the relative quality of the fleet's length composition data. Column "Time blocks" indicates whether and how the selectivity of the fleet is time-varying. Column "Weighting scaler" indicates how length composition data are weighted in comparison to the Francis weighting method.

TABLA 5. Decisiones de ponderación de los datos de selectividad y composición en función de la cantidad de captura de cada pesquería y de la calidad de los datos de composición. Las reglas en las que se basa esta tabla de decisiones se ilustran en forma de diagrama de flujo en la Figura 20. La columna "Doble normal" indica si los datos de composición por talla de la flota pueden ajustarse bien en el modelo de evaluación utilizando una curva de selectividad doble normal. La columna "Calidad de los datos" indica la calidad relativa de los datos de composición por talla de la flota varía con el tiempo y de qué manera. La columna "Escalador de ponderación" indica cómo se ponderan los datos de composición por talla en comparación con el método de ponderación de Francis.

Niúna de flate	Tipo de	Nombre de	Cantidad de	Dahla namual	Calidad de	Selectivi-	Bloques de	Escalador de pon-	
Num. de nota	flota	flota	captura	Doble normal	los datos	dad	tiempo	deración	
1		LL-n-A1	Baja	No	Alta	Fija	NA	0	
2		LL-n-A2	Alta	Sí	Alta	Estimada	1993; 2010	1	
3		LL-n-A3	Alta	Sí	Alta	Estimada	NA	0.2	
4	Pesquera	LL-n-A4	Alta	Sí	Alta	Estimada	1993; 2010	1	
5		LL-n-A5	Alta	Sí	Alta	Estimada	1993; 2010	1	
6		LL-n-A6	Baja	Sí	Alta	Estimada	NA	0.2	
7		LL-n-A7	Baja	Sí	Alta	Estimada	NA	0.2	
8		LL-w-A1	Baja	NA	NA	Mirror F1	NA	NA	
9	-		LL-w-A2	Alta	NA	NA	Mirror F2	NA	NA
10		LL-w-A3	Alta	NA	NA	Mirror F3	NA	NA	
11	Pesquera	LL-w-A4	Alta	NA	NA	Mirror F4	NA	NA	
12		LL-w-A5	Alta	NA	NA	Mirror F5	NA	NA	
13		LL-w-A6	Baja	NA	NA	Mirror F6	NA	NA	
14		LL-w-A7	Baja	NA	NA	Mirror F7	NA	NA	
15		OBJ-A1	Baja	Sí	Alta	Estimada	NA	0.2	
16		OBJ-A2	Alta	Sí	Alta	Estimada	2000; 2010	1	
17	Posquora	OBJ-A3	Alta	No	Alta	Estimada	NA	0.2	
18	Pesquera	OBJ-A4	Alta	Sí	Alta	Estimada	2000; 2010	1	
19		OBJ-A5	Baja	Sí	Alta	Estimada	NA	0.2	
20		OBJ-disc-EPO	Baja	NA	NA	Fija	NA	0	
21	Docaulora	NOADEL-A1	Baja	Sí	Baja	Mirror F15	NA	0	
22	resqueid	NOADEL-A2	Baja	Sí	Baja	Mirror F19	NA	0	
23	Estudio	LL-survey-EPO	NA	Sí	Alta	Estimada	NA	1	

TABLE 6. The diagnostics metrics for all the reference models that have a positive definite Hessian. Gradient is the final gradient of the assessment model, R shift quantifies the degree of recruitment shift after the expansion of the floating-object fishery, and Mohn's rho quantifies the degree of retrospective bias in spawning biomass.

TABLA 6. Métricas de diagnóstico para todos los modelos de referencia que tienen una matriz hessiana positiva definida. El gradiente es el gradiente final del modelo de evaluación, *Rshift* cuantifica el grado de cambio en el reclutamiento tras la expansión de la pesquería sobre objetos flotantes y Rho de Mohn cuantifica el grado de sesgo retrospectivo en la biomasa reproductora.

Número	Modelo	Capturabilidad	Inclinación	Gradiente	Rshift	Rho de Mohn
1	Fix	0%	1.0	0.002	21%	0.05
2	Fix	0%	0.9	0.039	24%	
3	Fix	0%	0.8	0.000	27%	
4	Fix	1%	1.0	0.000	8%	0.05
5	Fix	1%	0.9	0.004	13%	
6	Fix	1%	0.8	0.002	16%	
7	Fix	2%	1.0	0.000	-4%	0.04
8	Fix	2%	0.9	0.001	2%	
9	Gro	0%	1.0	0.000	12%	0.04
10	Gro	0%	0.9	0.048	15%	
11	Gro	0%	0.8	0.004	18%	
12	Gro	1%	1.0	0.000	-1%	0.04
13	Gro	1%	0.9	0.004	3%	
14	Gro	1%	0.8	0.001	7%	
15	Gro	2%	1.0	0.001	-12%	0.04
16	Gro	2%	0.9	0.003	12%	
17	Gro	2%	0.8	0.011	-3%	
18	Sel	0%	1.0	0.001	-2%	0.04
19	Sel	0%	0.9	0.015	0%	
20	Sel	0%	0.8	0.023	1%	
21	Sel	1%	1.0	0.000	-11%	0.04
22	Sel	1%	0.9	0.001	-9%	
23	Sel	1%	0.8	0.006	-6%	
24	Sel	2%	1.0	0.001	-20%	0.04
25	Sel	2%	0.9	0.005	-17%	
26	Sel	2%	0.8	0.000	-14%	
27	Mrt	0%	1.0	0.001	-6%	0.04
28	Mrt	0%	0.9	0.016	-3%	
29	Mrt	0%	0.8	0.001	1%	
30	Mrt	1%	1.0	0.000	-13%	0.05
31	Mrt	2%	1.0	0.002	-20%	0.05
32	Mrt	2%	0.9	0.001	-14%	
33	Mrt	2%	0.8	0.002	-9%	

TABLE 7. Management table for bigeye in the EPO. $S_{current}$, S_0 , S_{MSY_d} : spawning biomass (metric tons) at the beginning of 2024, in a unfished equilibrium state, and at dynamic MSY, respectively; $F_{current}$ and F_{MSY} : fishing mortality between 2021-2023 and at MSY, respectively; S_{LIMIT} and F_{LIMIT} : limit reference points for spawning biomass and fishing mortality, respectively; $C_{current}$: total catch of bigeye in 2023 (metric tons); MSY_d: dynamic MSY; p(): probability.

TABLA 7. Tabla de ordenación para el patudo en el OPO. S_{actual} , S_0 , S_{RMS_d} : biomasa reproductora (toneladas métricas) al principio de 2024, en estado de equilibrio en ausencia de pesca y en RMS dinámico, respectivamente; F_{actual} y F_{RMS} : mortalidad por pesca entre 2021-2023 y en RMS, respectivamente; S_{LIMITE} y F_{LIMITE} : puntos de referencia límite para biomasa reproductora y mortalidad por pesca, respectivamente; C_{actual} : captura total de patudo en 2023 (toneladas métricas); RMS_d: RMS dinámico; p(): probabilidad.

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
	0%-1.0	0%-0.9	0%-0.8	1%-1.0	1%-0.9	1%-0.8	2%-1.0	2%-0.9	2%-0.8
Fix									
MSY	87779	84598	82775	93262	89938	87776	99745	96355	NA
MSY_d	82360	82041	83401	83439	83917	85955	84889	86595	NA
C _{current} /MSY_d	0.79	0.79	0.78	0.78	0.77	0.75	0.76	0.75	NA
$S_{\rm MSY}/S_0$	0.17	0.23	0.27	0.17	0.23	0.27	0.17	0.23	NA
S _{current} /S ₀	0.17	0.17	0.18	0.14	0.14	0.14	0.11	0.11	NA
$S_{\rm current}/S_{\rm LIMIT}$	2.26	2.25	2.28	1.82	1.80	1.83	1.46	1.43	NA
$p(S_{current} < S_{LIMIT})$	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.02	NA
$F_{\rm current}/F_{\rm LIMIT}$	0.56	0.61	0.66	0.61	0.67	0.73	0.65	0.73	NA
$p(F_{current} > F_{LIMIT})$	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	NA
$S_{\text{current}}/S_{MSY_d}$	1.10	0.76	0.62	0.93	0.63	0.51	0.78	0.52	NA
p(S _{current} <s<sub>MSY_d)</s<sub>	0.25	0.99	1.00	0.74	1.00	1.00	0.99	1.00	NA
F _{current} /F _{MSY}	0.81	1.01	1.15	0.88	1.11	1.27	0.96	1.22	NA
p(F _{current} >F _{MSY})	0.04	0.53	0.81	0.15	0.77	0.94	0.36	0.92	NA
Gro									
MSY	91802	86940	83853	97331	92194	88852	103674	89882	94844
MSY_d	85554	82617	82128	86497	83761	83680	87648	85005	86113
C _{current} /MSY_d	0.76	0.79	0.79	0.75	0.77	0.77	0.74	0.76	0.75
$S_{\rm MSY}/S_0$	0.16	0.22	0.26	0.16	0.22	0.26	0.16	0.23	0.26
S _{current} /S ₀	0.21	0.20	0.20	0.17	0.16	0.16	0.14	0.10	0.13
$S_{\rm current}/S_{\rm LIMIT}$	2.67	2.63	2.62	2.19	2.14	2.13	1.78	1.34	1.71
p(S _{current} <s<sub>LIMIT)</s<sub>	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.03	0.00
$F_{\rm current}/F_{\rm LIMIT}$	0.49	0.54	0.60	0.53	0.59	0.65	0.56	0.80	0.72
$p(F_{current} > F_{LIMIT})$	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.03	0.00
$S_{\text{current}}/S_{MSY_d}$	1.42	0.94	0.76	1.23	0.81	0.64	1.05	0.45	0.54
p(S _{current} <s<sub>MSY_d)</s<sub>	0.02	0.65	0.98	0.09	0.95	1.00	0.35	1.00	1.00
F _{current} /F _{MSY}	0.68	0.88	1.03	0.74	0.96	1.13	0.80	1.36	1.24
p(F _{current} >F _{MSY})	0.00	0.19	0.57	0.01	0.40	0.78	0.03	0.99	0.92
Sel									
MSY	107670	100765	96229	109706	103041	98752	113725	107229	103071
MSY_d	99041	91821	88179	95668	89277	86596	94006	88618	87082
C _{current} /MSY_d	0.65	0.71	0.74	0.68	0.73	0.75	0.69	0.73	0.74
$S_{\rm MSY}/S_0$	0.15	0.22	0.26	0.16	0.22	0.26	0.16	0.22	0.26
S _{current} /S ₀	0.27	0.26	0.26	0.21	0.20	0.20	0.16	0.16	0.15
$S_{\rm current}/S_{\rm LIMIT}$	3.46	3.44	3.43	2.67	2.64	2.63	2.09	2.03	2.01
$p(S_{current} < S_{LIMIT})$	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
$F_{\rm current}/F_{\rm LIMIT}$	0.36	0.40	0.43	0.42	0.47	0.51	0.48	0.54	0.60

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
	0%-1.0	0%-0.9	0%-0.8	1%-1.0	1%-0.9	1%-0.8	2%-1.0	2%-0.9	2%-0.8
$p(F_{current} > F_{LIMIT})$	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
$S_{\text{current}}/S_{MSY_d}$	2.06	1.40	1.15	1.66	1.12	0.91	1.35	0.90	0.72
p(S _{current} <s<sub>MSY_d)</s<sub>	0.00	0.05	0.24	0.01	0.25	0.72	0.04	0.78	1.00
F _{current} /F _{MSY}	0.49	0.64	0.74	0.58	0.75	0.88	0.67	0.87	1.02
p(F _{current} >F _{MSY})	0.00	0.00	0.02	0.00	0.02	0.19	0.00	0.15	0.56
Mrt									
MSY	117855	107300	101302	115396	NA	NA	115795	108586	104466
MSY_d	106534	94892	90471	99015	NA	NA	94495	89245	89498
C _{current} /MSY_d	0.61	0.68	0.72	0.65	NA	NA	0.69	0.73	0.72
$S_{\rm MSY}/S_0$	0.11	0.20	0.25	0.12	NA	NA	0.14	0.21	0.26
S _{current} /S ₀	0.25	0.24	0.24	0.19	NA	NA	0.14	0.14	0.13
$S_{\rm current}/S_{\rm LIMIT}$	3.26	3.15	3.06	2.46	NA	NA	1.87	1.77	1.71
$p(S_{current} < S_{LIMIT})$	0.00	0.00	0.00	0.00	NA	NA	0.00	0.00	0.00
$F_{\rm current}/F_{\rm LIMIT}$	0.35	0.40	0.45	0.43	NA	NA	0.50	0.57	0.65
$p(F_{current} > F_{LIMIT})$	0.00	0.00	0.00	0.00	NA	NA	0.00	0.00	0.00
$S_{\text{current}}/S_{MSY_d}$	2.92	1.52	1.15	2.05	NA	NA	1.47	0.84	0.62
p(S _{current} <s<sub>MSY_d)</s<sub>	0.00	0.01	0.19	0.00	NA	NA	0.00	0.94	1.00
F _{current} /F _{MSY}	0.42	0.61	0.74	0.53	NA	NA	0.65	0.91	1.10
p(F _{current} >F _{MSY})	0.00	0.00	0.01	0.00	NA	NA	0.00	0.22	0.75

TABLE 8. Management quantities for bigeye tuna in the EPO. Combined (E) is the expected value across models. Combined (p=0.5) is the median of the distribution across models.

	Fix	Gro	Sel	Mrt	Combinado (E)	Combinado (p=0.5)
F _{current} /FMSY	1.01	0.66	0.93	0.70	0.82	0.79
p(F _{current} >FMSY)	0.49	0.10	0.34	0.08	0.25	
$F_{\rm current}/F_{\rm LIMIT}$	0.64	0.46	0.59	0.45	0.54	0.53
p(F _{current} >F _{LIMIT})	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	
$S_{\text{current}}/S_{MSY_d}$	0.77	1.67	0.94	1.34	1.29	1.05
p(S _{current} <s<sub>MSY_d)</s<sub>	0.83	0.23	0.57	0.27	0.47	
$S_{\rm current}/S_{\rm LIMIT}$	1.87	2.49	2.14	2.72	2.30	2.21
p(S _{current} <s<sub>LIMIT)</s<sub>	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	

TABLA 8. Cantidades de ordenación para el atún patudo en el OPO. Combinado (E) es el valor esperado en todos los modelos. Combinado (p=0.5) es la mediana de la distribución entre modelos.

FIGURAS



FIGURE 1. Average length frequency of bigeye by grid cell in the Japanese longline fishery. **FIGURA 1.** Frecuencia de talla promedio del patudo por celda en la pesquería palangrera japonesa.



FIGURE 2. Average length frequency of bigeye by grid cell in the floating-object fishery. **FIGURA 2.** Frecuencia de talla promedio del patudo por celda en la pesquería sobre objetos flotantes.



FIGURE 3. Average length frequency of bigeye by grid cell in the unassociated fishery. **FIGURA 3**. Frecuencia de talla promedio del patudo por celda en la pesquería no asociada.





FIGURA 4. Resumen de las definiciones de áreas para las flotas de las pesquerías palangrera (LL), sobre objetos flotantes (OBJ) y no asociada (NOA) en la evaluación del atún patudo en el OPO.



FIGURE 5. Sample-size weighted length frequency of bigeye tuna observed by each fishery and survey in the benchmark assessment model.

FIGURA 5. Frecuencia de talla ponderada por tamaño de muestra de atún patudo observada por cada pesquería y flota de estudio en el modelo de evaluación de referencia.



FIGURE 6a. Annual catches (metric tons) of bigeye tuna in the eastern Pacific Ocean by fishery in 1979-2023. To facilitate the comparison, the catches of fisheries 1-7 are converted by the stock assessment model from number to weight.

FIGURA 6a. Capturas anuales (toneladas métricas) de atún patudo en el Océano Pacífico oriental, por pesquería, en 1979-2023. Para facilitar la comparación, las capturas de las pesquerías 1-7 son convertidas por el modelo de evaluación de poblaciones de número a peso.



FIGURE 6b. Annual catches (metric tons) of bigeye tuna in the eastern Pacific Ocean by gear type in 1979-2023. To facilitate the comparison, the catches of fisheries 1-7 are converted by the stock assessment model from number to weight.

FIGURA 6b. Capturas anuales (toneladas métricas) de atún patudo en el Océano Pacífico oriental, por tipo de arte, en 1979-2023. Para facilitar la comparación, las capturas de las pesquerías 1-7 son convertidas por el modelo de evaluación de poblaciones de número a peso.



FIGURE 7. Time series of the number of 1° x 1° grid cells (top panel), sets (middle panel), and vessels (bottom panel) covered by the Japanese longline CPUE dataset between 1979 and 2023.

FIGURA 7. Series de tiempo del número de celdas de 1° x 1° (panel superior), lances (panel central) y buques (panel inferior) cubiertos por el conjunto de datos de CPUE de palangre de Japón entre 1979 y 2023.



FIGURE 8. Spatial distribution of the annual number of sets made by the Japanese longline fleet operated in the eastern Pacific Ocean between 1979 and 2023.

FIGURA 8. Distribución espacial del número anual de lances de la flota palangrera de Japón en el Océano Pacífico oriental entre 1979 y 2023.



FIGURE 9. The violin plot of hooks-between-floats recorded in the Japanese longline CPUE dataset between 1979 and 2023. The red line represents effort-weighted values for each year.

FIGURA 9. Gráfica de violín de los anzuelos entre flotadores registrados en el conjunto de datos de CPUE de palangre de Japón entre 1979 y 2023. La línea roja representa los valores ponderados por esfuerzo para cada año.



FIGURE 10. The quantile-quantile plot for the CPUE standardization model for bigeye tuna in the Japanese longline fishery.

FIGURA 10. Gráfica cuantil-cuantil del modelo de estandarización de la CPUE para el patudo en la pesquería palangrera de Japón.



FIGURE 11. Estimated catchability effects of hooks-between-floats (HBF) on the encounter probability (top panel) and positive catch rate (bottom panel) of bigeye tuna in the Japanese longline fishery. **FIGURA 11.** Efectos estimados de la capturabilidad de los anzuelos entre flotadores (AEF) sobre la probabilidad de encuentro (panel superior) y la tasa de captura positiva (panel inferior) del atún patudo en la pesquería palangrera de Japón.





FIGURA 12. Índice estandarizado de abundancia y coeficiente de variación asociado estimados por el modelo espaciotemporal para el atún patudo.



FIGURE 13. The standard deviation of predicted log density from the CPUE standardization model by year between 1979 and 2023.

FIGURA 13. Desviación estándar de la densidad logarítmica predicha a partir del modelo de estandarización de la CPUE, por año, entre 1979 y 2023.



FIGURE 14. The number of wells sampled, by year and fishery, in the floating-object length composition data used in the benchmark assessment.

FIGURA 14. Número de bodegas muestreadas, por año y pesquería, en los datos de composición por talla de la pesquería sobre objetos flotantes utilizados en la evaluación de referencia.



FIGURE 15. The spatiotemporal distribution of the Japanese and Korean longline length composition data used in the benchmark assessment.

FIGURA 15. Distribución espaciotemporal de los datos de composición por talla de palangre de Japón y Corea utilizados en la evaluación de referencia.



FIGURE 16. The number of fish sampled, by year and fishery, in the Japanese and Korean longline length composition data used in the benchmark assessment.

FIGURA 16. Número de peces muestreados, por año y pesquería, en los datos de composición por talla de palangre de Japón y Corea utilizados en la evaluación de referencia.



FIGURE 17. Age conditional on length for bigeye tuna in the EPO. The size of black dots represents the number of fish (N) for each age by 10 cm intervals.

FIGURA 17. Edad condicionada a la talla para el patudo en el OPO. El tamaño de los puntos negros representa el número de peces (N) para cada edad a intervalos de 10 cm.



FIGURE 18. Comparison of the growth curve for bigeye tuna in the last benchmark assessment (SAC-11; Richards model) and in this benchmark assessment (SAC-15; growth cessation model). The shaded areas represent the 95% confidence interval of length at age.

FIGURA 18. Comparación de la curva de crecimiento del atún patudo en la última evaluación de referencia (SAC-11; modelo de Richards) y en esta evaluación de referencia (SAC-15; modelo de cese de crecimiento). Las áreas sombreadas representan el intervalo de confianza del 95% de la talla por edad.



FIGURE 19. Comparison of the sex-specific natural mortality vectors for bigeye tuna in the last benchmark assessment (SAC-11) and this benchmark assessment (SAC-15). The natural mortality rates estimated by Hampton (2000) are also included for reference.

FIGURA 19. Comparación de los vectores de mortalidad natural por sexo del atún patudo en la última evaluación de referencia (SAC-11) y esta evaluación de referencia (SAC-15). También se incluyen como referencia las tasas de mortalidad natural estimadas por Hampton (2000).



FIGURE 20. The decision tree on which the selectivity form and composition data weighting in this benchmark assessment are based.

FIGURA 20. Árbol de decisión en el que se basa la forma de la selectividad y la ponderación de los datos de composición en esta evaluación de referencia.





FIGURA 21. Comparación de las estimaciones de biomasa reproductora (arriba), cociente de biomasa reproductora (centro) y reclutamiento relativo (abajo) de los cuatro modelos comparados en el análisis de transición.



FIGURE 22. The fixed and estimated growth curves for bigeye tuna in this benchmark assessment. Only the estimated growth curve with constant catchability and steepness of 1.0 is shown because it is not sensitive to these two hypotheses.

FIGURA 22. Curvas de crecimiento fijo y estimado del atún patudo en esta evaluación de referencia. Solo se muestra la curva de crecimiento estimado con capturabilidad constante e inclinación de 1.0 porque no es sensible a estas dos hipótesis.



FIGURE 23. The fixed and estimated selectivity curves for the longline fishery in Area 4 (Fishery 4) between 2011 and 2023. Only the estimated selectivity curve with constant catchability and steepness of 1.0 is shown because it is not sensitive to these two hypotheses.

FIGURA 23. Curvas de selectividad fija y estimada para la pesquería de palangre en el Área 4 (Pesquería 4) entre 2011 y 2023. Solo se muestra la curva de selectividad estimada con capturabilidad constante e inclinación de 1.0 porque no es sensible a estas dos hipótesis.





FIGURA 24. Vectores de mortalidad natural por sexo fija y estimada utilizados en esta evaluación de referencia. Se estima que la mortalidad natural es ligeramente diferente bajo distintos supuestos de la tasa anual creciente de capturabilidad de palangre.



FIGURE 25. Comparison of estimated relative annual recruitment of bigeye tuna between 1979 and 2023. **FIGURA 25.** Comparación del reclutamiento anual relativo estimado del atún patudo entre 1979 y 2023.



FIGURE 26a. Comparison of estimated spawning biomass of bigeye tuna between 1979 and 2023. **FIGURA 26a**. Comparación de la biomasa reproductora estimada del atún patudo entre 1979 y 2023.



FIGURE 26b. Comparison of estimated spawning biomass ratio of bigeye tuna between 1979 and 2023. **FIGURA 26b**. Comparación del cociente de biomasa reproductora estimado del atún patudo entre 1979 y 2023.





FIGURA 27. Comparación de la mortalidad por pesca anual promedio, por grupos de edad, del atún patudo entre 1979 y 2023. Los valores para cada modelo y grupo de edad se ponderan en las hipótesis de segundo y tercer nivel.



FIGURE 28. Comparison of spawning biomass trajectory of a simulated population of bigeye tuna that was never exploited (top line) and that predicted by the stock assessment model (bottom line). The shaded blue, green, and red areas show the proportional impact of the discard, purse-seine, and longline fishery, respectively.

FIGURA 28. Comparación de la trayectoria de la biomasa reproductora de una población simulada de atún patudo que nunca fue explotada (línea superior) y la predicha por el modelo de evaluación (línea inferior). Las áreas sombreadas en azul, verde y rojo muestran el impacto proporcional de las pesquerías de descarte, cerco y palangre, respectivamente.


FIGURE 29. Fit to the longline index of relative abundance. The black dots and error bars represent the observed values and their 95% confidence interval. The solid red lines are predicted values from the stock assessment model.

FIGURA 29. Ajuste al índice de abundancia relativa de palangre. Los puntos negros y las barras de error representan los valores observados y su intervalo de confianza del 95%. Las líneas rojas son los valores predichos a partir del modelo de evaluación.





FIGURA 30. Comparación de la selectividad estimada (línea negra) y empírica (puntos rojos) para la Pesquería 4 entre 2011 y 2023.



FIGURE 31. Kobe plot of the most recent estimates of spawning biomass (*S*) and fishing mortality (*F*) relative to their MSY reference points (S_{MSY_d} and F_{MSY}) from the thirty-three reference models. Each dot is based on the average *F* over the most recent three years, 2021-2023, and the error bars represent the 95% confidence interval of model estimates. The black dot and error bars represent the medium and 95% confidence interval of combined values, respectively.

FIGURA 31. Gráfica de Kobe de las estimaciones más recientes de biomasa reproductora (*S*) y mortalidad por pesca (*F*) con respecto a sus puntos de referencia de RMS (*S_{RMS_d}* and *F_{RMS}*) de los 33 modelos de referencia. Cada punto se basa en la *F* promedio de los últimos tres años, 2021-2023, y las barras de error representan el intervalo de confianza del 95% de las estimaciones de los modelos. El punto negro y las barras de error representan el intervalo de confianza medio y del 95% de los valores combinados, respectivamente.



FIGURE 32. Estimates of maximum sustainable yield for the four models considered in the level 1 hypothesis using the average age-specific fishing mortality during each three years. The values for each model and age group are weighted across the second- and third-level hypotheses.

FIGURA 32. Estimaciones del rendimiento máximo sostenible para los cuatro modelos considerados en la hipótesis de nivel 1 utilizando la mortalidad por pesca promedio por edad durante cada tres años. Los valores de cada modelo y grupo de edad se ponderan en las hipótesis de segundo y tercer nivel.





FIGURA 33. Funciones de distribución acumulada y de probabilidad conjunta para la biomasa reproductora (*S*) en el primer trimestre de 2024 y la mortalidad por pesca (*F*) en 2021-2023 en relación con sus puntos de referencia de RMS (S_{RMS_d} y F_{RMS}).



FIGURE 34. The joint probability distribution functions for F_{recent}/F_{MSY} and $S_{current}/S_{MSY}$ broken down into different components of the three hypotheses to address: (top) the misfit to the length-composition data for the longline fishery that is assumed to have asymptotic selectivity; (middle) the degree of effort creep in the longline index of relative abundance; and (bottom) the steepness of the stock-recruitment relationship.

FIGURA 34. Funciones de distribución de probabilidad conjunta para F_{actual}/F_{RMS} y S_{actual}/S_{RMS} desglosadas en diferentes componentes de las tres hipótesis a abordar: (arriba) el ajuste inadecuado a los datos de composición por talla para la pesquería de palangre con selectividad asintótica supuesta; (en medio) el grado de progresión del esfuerzo en el índice de abundancia relativa de palangre; y (abajo) la inclinación de la relación población-reclutamiento.



FIGURE 35. The joint probability and cumulative distribution functions for spawning biomass (S) in the first quarter of 2024 and fishing mortality (F) in 2021-2023 relative to their limit reference points (S_{Limit} and F_{Limit}).

FIGURA 35. Funciones de distribución acumulada y de probabilidad conjunta para la biomasa reproductora (*S*) en el primer trimestre de 2024 y la mortalidad por pesca (*F*) en 2021-2023 en relación con sus puntos de referencia límite ($S_{Límite}$ y $F_{Límite}$).



FIGURE 36. Time series of estimated spawning biomass (S) and fishing mortality (F) relative to their MSY reference points (S_{MSY_d} and F_{MSY}) for the four models considered in the level 1 hypothesis. The values for each model are weighted across the second- and third-level hypotheses and each dot for F is based on the average F over three years.

FIGURA 36. Series de tiempo de la biomasa reproductora (*S*) y la mortalidad por pesca (*F*) estimadas en relación con sus puntos de referencia de RMS (S_{RMS_d} y F_{RMS}) para los cuatro modelos considerados en la hipótesis de nivel 1. Los valores de cada modelo se ponderan en las hipótesis de segundo y tercer nivel y cada punto para *F* se basa en la *F* promedio a lo largo de tres años.



FIGURE 37. The joint probability and cumulative distribution functions for spawning biomass (*S*) in the first quarter of 2020 and fishing mortality (*F*) in 2017-2019 relative to their MSY reference points (S_{MSY_d} and F_{MSY}).

FIGURA 37. Funciones de distribución acumulada y de probabilidad conjunta para la biomasa reproductora (*S*) en el primer trimestre de 2020 y la mortalidad por pesca (*F*) en 2017-2019 en relación con sus puntos de referencia de RMS (S_{RMS_d} y F_{RMS}).



FIGURE 38. The 10-year (2024-2033) projection of spawning biomass ratio under average recruitment and current fishing mortality. The color dots represent weighted values across the second- and third-level hypotheses and the black dots represent the weighted values across all thirty-three reference models. **FIGURA 38.** Proyección a 10 años (2024-2033) del cociente de biomasa reproductora bajo reclutamiento promedio y mortalidad por pesca actual. Los puntos de colores representan los valores ponderados en las hipótesis de segundo y tercer nivel y los puntos negros representan los valores ponderados en los 33 modelos de referencia. ANEXO



FIGURE A1. The retrospective pattern for the spawning biomass of bigeye tuna in the EPO. **FIGURA A1.** Patrón retrospectivo de la biomasa reproductora del patudo en el OPO.



FIGURE A2. The retrospective pattern for the spawning biomass ratio of bigeye tuna in the EPO. **FIGURA A2.** Patrón retrospectivo del cociente de biomasa reproductora del patudo en el OPO.



FIGURA A3. Patrón retrospectivo del reclutamiento de patudo en el OPO.



FIGURE A4. Comparison of estimated spawning biomass of bigeye tuna in the EPO from the reference model with a steepness of 1 and the corresponding age-structured production model with (ASPM-R) and

without (ASPM) recruitment deviates. The shaded area represents the coefficient of variation of estimated spawning biomass. **FIGURA A4.** Comparación de la biomasa reproductora estimada del atún patudo en el OPO del modelo de referencia con inclinación de 1 y el modelo de producción estructurado por edad correspondiente con

referencia con inclinación de 1 y el modelo de producción estructurado por edad correspondiente con (ASPM-R) y sin (ASPM) desviaciones del reclutamiento. El área sombreada representa el coeficiente de variación de la biomasa reproductora estimada.



FIGURE A5. The R_0 likelihood profile for the reference models with a steepness of 1. **FIGURA A5.** Perfil de verosimilitud de R_0 para los modelos de referencia con una inclinación de 1.