

COMISIÓN INTERAMERICANA DEL ATÚN TROPICAL

COMITÉ CIENTÍFICO ASESOR

13<sup>a</sup> REUNIÓN

(por videoconferencia)

16-20 de mayo de 2022

## DOCUMENTO SAC-13 INF-J

### ESTIMACIONES DE CRECIMIENTO DEL ATÚN BARRILETE EN EL OCÉANO PACÍFICO ORIENTAL

Mark N. Maunder, Dan Fuller y Kurt Schaefer

#### RESUMEN

Se estima el crecimiento del atún barrilete en el Océano Pacífico oriental por medio de un ajuste del modelo de cese de crecimiento a los datos de marcado en un contexto de talla por edad. Los datos de marcado no proporcionan información sobre la edad absoluta, por lo que se formularon supuestos razonables sobre la edad del barrilete pequeño para calibrar la edad para los datos de marcado. Un análisis exploratorio reveló que los datos de marcado muestran un crecimiento lineal y no proporcionan información sobre la talla asintótica. Por ende, se utilizaron datos de frecuencia de talla de las pesquerías para formular supuestos alternativos sobre el crecimiento asintótico. La variación existente en las estimaciones de talla por edad se separó en error de medición y variación individual. El error de medición se estimó mediante recapturas a corto plazo. Se proporcionan diversas curvas de crecimiento alternativas, que difieren según los supuestos sobre la edad del barrilete pequeño y la talla asintótica.

#### INTRODUCCIÓN

Se requieren estimaciones de crecimiento para el ajuste de evaluaciones integradas de poblaciones y estructuradas por edad a los datos de composición por talla, que se utilizan comúnmente para brindar asesoramiento de ordenación. Los datos de edad-talla (por ejemplo, provenientes de otolitos) son los más informativos, pero pueden no estar disponibles, particularmente en el caso de especies cuya edad es difícil de determinar. Los valores modales de los datos de composición por talla también pueden informar sobre el crecimiento, pero frecuentemente coinciden para las edades más avanzadas y por lo tanto son menos informativos. Los incrementos de crecimiento derivados de datos de marcado son otra fuente de información que puede estar disponible para las especies cuya edad es difícil de determinar, pero deben modelarse adecuadamente y calibrarse a la edad para definir una función de crecimiento basada en la edad. Algunos estudios han combinado dos o más fuentes de información para obtener mayor precisión (por ejemplo, Laslett *et al.*, 2002; Eveson *et al.*, 2004; Aires-da-Silva *et al.*, 2015). En otros, se han integrado los datos en modelos de evaluación de poblaciones para estimar los parámetros de crecimiento simultáneamente con los otros parámetros de modelos en un intento por reducir el sesgo provocado por la selectividad o el muestreo no aleatorio de otolitos (ver Piner *et al.*, 2016).

Ha resultado difícil determinar la edad del atún barrilete debido a que no existen anillos anuales o diarios consistentes aparentes (Wild y Foreman, 1980; Wild *et al.*, 1995) y frecuentemente la moda no es

aparente en los datos de composición por talla debido al rápido crecimiento y al reclutamiento realizado durante todo el año. Por lo tanto, los datos de incremento de crecimiento derivados del marcado parecen ser la única fuente fiable de información sobre el crecimiento. Se han realizado varias estimaciones de crecimiento para el barrilete a partir de datos de marcado, incluidos estudios en el Océano Pacífico oriental (OPO; por ejemplo, Bayliff, 1988; Maunder, 2001). En estos enfoques, se estima el crecimiento en función de la talla, lo cual se puede utilizar en evaluaciones de poblaciones basadas en la talla pero no es apto para su uso en modelos estructurados por edad. Por lo tanto, deberá utilizarse el enfoque de Laslett *et al.* (2002) (por ejemplo, Aires-da-Silva *et al.*, 2015), el cual se basa en el enfoque estándar para estimar el crecimiento a partir de datos de edad-talla pero puede ajustarse a los datos de incremento de crecimiento derivados del marcado. Fundamentalmente, el concepto consiste en estimar la edad en el momento de la liberación, de manera que cada marca cuente con dos puntos de datos de edad-talla que puedan ser ajustados por el modelo, uno correspondiente a la liberación y otro correspondiente a la recaptura, condicionados a la edad estimada. El enfoque estándar consiste en tratar la edad como efecto aleatorio e integrar sobre la edad para implementar el método de estimación (Laslett *et al.*, 2002; Aires-da-Silva *et al.*, 2015), pero también se ha tratado la edad como efecto fijo (Maunder *et al.*, 2018).

El enfoque de Laslett *et al.* (2002) requiere al menos algunos datos de edad-talla para una o más edades para escalar la curva de crecimiento respecto de la edad. Dado que no se puede determinar la edad del barrilete de manera fiable, este tipo de información no está disponible. Afortunadamente, no se necesita la edad absoluta para realizar una evaluación de la población de barrilete basada en la edad, debido a que se supone que el reclutamiento es independiente del tamaño de la población y, por ende, no es necesario conocer el desfase entre el desove y el reclutamiento a la pesquería. La curva de crecimiento puede entonces ajustarse por medio de un supuesto razonable sobre la talla a una edad determinada (por ejemplo, la edad a la que se produce el reclutamiento a la pesquería) u otro supuesto similar (por ejemplo, fijando el valor de  $t_0$  en la curva de crecimiento de von Bertalanffy). El uso de procesos basados en la talla o de los mismos supuestos de determinación de la edad en procesos basados en la edad (por ejemplo, la mortalidad natural, la selectividad y la madurez) permitirá el ajuste adecuado del modelo de evaluación de poblaciones en función del supuesto de edad de entrada en la pesquería. La sensibilidad de los resultados del modelo de evaluación de poblaciones a los supuestos sobre la edad se puede utilizar para verificar este concepto.

En análisis anteriores de datos de atunes tropicales, ha resultado difícil estimar la talla asintótica debido a la falta de datos de individuos viejos (por ejemplo, Aires-da-Silva *et al.*, 2015), lo cual se debe a la dificultad de determinar la edad de los atunes tropicales con anillos anuales en los otolitos, los problemas para distinguir los incrementos diarios en los otolitos de individuos mayores a 5 años de edad aproximadamente y muy bajas tasas de recaptura de individuos viejos. Por ende, puede resultar necesario formular supuestos sobre la talla asintótica para asegurar la obtención de un valor razonable o incluso sobre la posibilidad o no de convergencia en el algoritmo de estimación.

Un análisis exploratorio mostró que para las tallas del barrilete marcado en el OPO, la reducción en las tasas de crecimiento era escasa o nula. Por lo tanto, las curvas de crecimiento estándar de las pesquerías pueden no ser adecuadas para modelar el crecimiento del barrilete. Así pues, nos enfocamos en el uso del modelo de cese de crecimiento (Maunder *et al.*, 2018), el cual permite un crecimiento lineal de individuos jóvenes, con un cese rápido de las tasas de crecimiento para tallas grandes. Esto otorga flexibilidad en los supuestos sobre la curva de crecimiento más allá del rango de los datos, lo cual puede ser útil a la hora de examinar la sensibilidad de la evaluación de la población a los supuestos sobre los

motivos por los que no se observa barrilete grande en la captura de cerco (selectividad en forma de domo, altas tasas de mortalidad natural para individuos mayores, altas tasas de mortalidad por pesca, cese rápido de crecimiento o una combinación de estos factores).

Ajustamos el modelo de cese de crecimiento a los datos de incremento de crecimiento derivados del marcado para el atún barrilete en el OPO empleado una versión modificada del enfoque descrito en Aires-da-Silva *et al.* (2015). El modelo incluye explícitamente el error de medición y la variación en el crecimiento individual.

## MÉTODOS

El enfoque se basa en el presentado en Aires-da-Silva *et al.* (2015), que se puede separar en 1) un modelo que describe la talla por edad, 2) un modelo que describe la variación de la talla por edad, 3) un modelo que describe el proceso de observación y 4) el procedimiento de inferencia.

### Modelo de talla por edad (crecimiento)

Se utiliza el modelo de cese de crecimiento (Maunder *et al.*, 2018), que podría ser más apto para los atunes. Este modelo permite un crecimiento lineal a edades tempranas y una reducción rápida en el crecimiento a edades avanzadas, en caso necesario.

$$L_a = L_0 + r_{max} \left[ \frac{\ln(e^{-ka_{50}} + 1) - \ln(e^{k(a-a_{50})} + 1)}{k} + a \right]$$

donde  $L_0$  es la talla a la edad 0,  $r_{max}$  es un parámetro relacionado con la tasa de crecimiento máxima,  $k \geq 0$  es la inclinación de la función logística que modela la reducción en el incremento de crecimiento y  $a_{50}$  es la edad correspondiente al punto medio de la función logística.  $L_0$  se puede definir con base en la talla a una edad determinada (por ejemplo, la edad de entrada en la pesquería).

$$L_0 = L_a - r_{max} \left[ \frac{\ln(e^{-ka_{50}} + 1) - \ln(e^{k(a-a_{50})} + 1)}{k} + a \right]$$

La talla asintótica es un parámetro de los modelos de von Bertalanffy y Richards, pero es necesario derivarla para el modelo de cese de crecimiento, lo que puede hacerse al integrar la ecuación de crecimiento en un tiempo infinito (comunicación personal, Ian Taylor).

$$\int_0^{\infty} \frac{r_{max}}{1 + \exp(k(a - a_{50}))} da = \frac{r_{max} \ln(e^{ka_{50}} + 1)}{k}$$

$a_{50}$  puede entonces calcularse como una función de  $L_{inf}$ .

$$a_{50} = \frac{\ln \left( e^{\frac{k(L_{\infty} - L_0)}{r_{max}}} - 1 \right)}{k}$$

La reparametrización del modelo, mediante la preespecificación tanto de la talla asintótica como de la talla a otra edad, produce expresiones algebraicas que vuelven muy complicado o imposible hallar una solución algebraica para su uso en el modelo. Sin embargo, dado que el barrilete presenta un crecimiento constante durante gran parte de su vida, la fórmula de  $L_0$  puede simplificarse mediante una aproximación de talla fija para una edad temprana determinada.

$$L_0 = L_a - r_{max}a$$

Así, se puede realizar fácilmente la reparametrización:

$$a_{50} = \frac{\ln\left(e^{\frac{k(L_{\infty}-L_{fix}+r_{max}a_{fix})}{r_{max}}} - 1\right)}{k}$$

donde  $L_{fix}$  es la talla especificada a una edad temprana  $a_{fix}$ .

### Variación de la talla por edad

Siguiendo a Aires-da-Silva *et al.* (2014), se supone la existencia de una relación lineal entre la variación de la talla por edad y la talla.

$$\sigma_L = \alpha + \beta L$$

Con el fin de evitar errores numéricos cuando  $\sigma_L \leq 0$ , se supone que  $\sigma_L$  aumenta con la talla por lo que  $\beta > 0$  y también suponemos que  $\alpha > 0$ .

### Modelo de observación

Incluimos tanto el error de medición y la variación de proceso en el modelo de crecimiento. Se consideraron verosimilitudes robustas para tratar los errores de transcripción y demás, siguiendo a Maunder (2001), pero los análisis iniciales fueron inestables y optamos por eliminar explícitamente los valores atípicos. Las recapturas a corto plazo pueden informar el error de medición. A diferencia de Maunder (2001), quien incluyó un único error de medición debido a que utilizó un modelo de crecimiento basado en la talla, nosotros incluimos el error de medición tanto en la talla de liberación como en la talla de recaptura. Los parámetros de error de medición podrían diferir entre la talla de liberación y la talla de recaptura. La talla de liberación suele ser medida por personal capacitado con el equipo adecuado, pero el pez está vivo y las mediciones se realizan rápidamente, lo que puede inducir a error. En cambio, los peces recapturados suelen medirse muertos, pero otros factores pueden llevar a errores de medición, como la falta de capacitación de la persona que realiza la medición o el uso de herramientas inadecuadas.

Suponemos que tanto la variación individual de la talla por edad como el error de medición se distribuyen normalmente.

$$L_{obs} = L_{pred} + \varepsilon_L + \varepsilon_m$$

donde  $\varepsilon_L \sim N[0, \sigma_L^2]$  es la variación de proceso y  $\varepsilon_m \sim N[\mu_m, \sigma_m^2]$  es el error de medición. Suponemos que no existe sesgo en el error de medición ( $\mu_m = 0$ ).

La función de verosimilitud es

$$\ell(\boldsymbol{\theta}|\mathbf{L}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi(\sigma_L^2 + \sigma_m^2)}} \exp\left(-\frac{(L_{obs} - L_{pred})^2}{2(\sigma_L^2 + \sigma_m^2)}\right)$$

donde  $\boldsymbol{\theta}$  representa los parámetros por estimar.

La log-verosimilitud negativa total corresponde simplemente a la suma de la log-verosimilitud negativa para todas las liberaciones, más la suma de la log-verosimilitud negativa para todas las recapturas.

En lugar de formular un modelo integrado para el error de medición, simplemente evaluamos el error aleatorio en las recapturas a corto plazo para las que el crecimiento es insignificante, de modo que el error de proceso también sea insignificante. Cuando el error de medición y la variación individual de la talla por edad son ambos una función lineal de la talla, estarán completamente confundidos. La variación de la talla por edad podría ser una función de la edad, pero dado que en este estudio el crecimiento para las edades muestreadas es una función lineal de la edad, una desviación estándar (sd) que es una función lineal del crecimiento es esencialmente idéntica a una función lineal de la edad. Por ende, la desviación estándar del error de medición no puede estimarse de manera simultánea con la desviación estándar para la variación de la talla por edad. Determinamos la desviación estándar del error de medición usando un modelo que estima tres parámetros: 1) la talla de liberación de cada recaptura a corto plazo ( $L_{est}$ ), 2) la tasa de crecimiento como una función del tiempo en libertad y 3) la desviación estándar del error de medición ( $\sigma_m$ ). La talla de liberación y talla de recaptura observadas pueden ajustarse mediante la misma función de verosimilitud. Para simplificar, suponemos que la distribución (es decir, la desviación estándar) para el error de medición es la misma en la talla de liberación y en la talla de recaptura.

$$\ell(\theta|L) = \frac{1}{\sqrt{2\pi(\sigma_m^2)}} \exp\left(-\frac{(L_{obs} - L_{pred})^2}{2(\sigma_m^2)}\right)$$

donde  $L_{pred} = L_{est}$  para la talla de liberación y  $L_{pred} = L_{est} + \gamma t$  para la talla de recaptura.  $t$  es el tiempo en libertad.

La talla de recaptura se ajustó para tener en cuenta el encogimiento. Utilizamos la relación con la talla que fue desarrollada para el atún patudo por Schaefer y Fuller (2006):

$$L_f = 1.01814L_t + 0.1481$$

Se utilizó el AIC ajustado para el tamaño de la muestra (AICc) para seleccionar el mejor modelo.

$$AIC_c = -2\ln L + 2K + \frac{2K(K+1)}{n-K-1}$$

El análisis inicial, en el que se utilizaron peces marcados que estuvieron menos de 20 días en libertad, presentó problemas de convergencia (componentes de gradiente máximo grandes). Por tal motivo, realizamos un análisis integral, utilizando peces que estuvieron en libertad menos de 20 días y menos de 50 días. Posteriormente seleccionamos el modelo más adecuado y estimamos además los parámetros para 10, 30 y 40 días en libertad. Luego se aplicó una regresión lineal a este modelo y se extrapoló la relación para determinar el error de medición para ningún día en libertad. Se utilizaron entonces en el análisis de crecimiento los peces marcados en libertad durante 20 días o más.

### Procedimiento de inferencia

Los parámetros se estiman mediante verosimilitud máxima al minimizar la log-verosimilitud negativa en Template Model Builder (TMB; Kristensen *et al.*, 2016). En lugar de integrar sobre la edad, simplemente estimamos la edad de cada liberación como parámetro, siguiendo a Maunder *et al.* (2018). El número de parámetros incrementa con el número de peces marcados, pero existen dos puntos de datos (talla de liberación y talla de recaptura) para cada parámetro (edad de los peces marcados). Por otra parte, la distribución de las edades de peces liberados no se conoce y podría ser compleja (por ejemplo,

multimodal, ver Figura 1) y por ende difícil de representar con un supuesto de distribución. La edad de recaptura simplemente corresponde a la edad de liberación más el tiempo en libertad.

### **Datos**

Los datos de marcado se obtuvieron a partir de cruceros de marcado de la CIAT, llevados a cabo en el OPO de 2000 a 2020. Solamente se utilizaron en los análisis datos en los que la talla de recaptura había sido medida por personal de las oficinas regionales de la CIAT y la fecha de recaptura se consideraba de alta confianza. Se eliminaron algunas marcas por falta de datos. También eliminamos tres marcas que presentaban una tasa de crecimiento anual negativa considerable. Todo ello nos dio un total de 337 marcas, de las cuales 58 tenían un tiempo en libertad menor a 50 días y éstas se utilizaron para estimar el error de medición, quedando 279 marcas para su uso en el análisis.

Se eliminaron los valores atípicos, entre ellos 10 valores negativos menores a -0.1 así como 4 valores positivos mayores a 0.2 cm por día.

### **Escenarios**

La talla de primera entrada en la pesquería es de aproximadamente 30 cm y el barrilete más pequeño que existe en los datos de marcado utilizados en el análisis mide 37 cm. Las estimaciones de edad no son fiables para el atún barrilete en el OPO (Wild y Foreman, 1980; Wild *et al.*, 1995). En evaluaciones recientes en el Océano Pacífico occidental y central (OPOC), se estimó que un pez de clase de edad de un trimestre medía 23 cm (Vincent *et al.*, 2019). Por lo tanto, suponemos que un pez de 37 cm tiene aproximadamente 2 trimestres de edad. Para probar la sensibilidad a este supuesto, también examinamos las edades de 3 trimestres y 4 trimestres.

Los análisis iniciales indicaron que la convergencia del método de estimación fue un problema debido a la falta de información sobre la talla asintótica. Por lo tanto, se ejecutaron los escenarios con diferentes supuestos sobre la talla asintótica. Se hizo una estimación de la talla asintótica a partir de una inspección visual de los datos de composición por talla y suponiendo una curva de selectividad asintótica. Para la pesquería cerquera, se sugiere un rango de 65-75 cm (Figura 4), mientras que para la pesquería palangrera se sugiere un rango de 85-95 cm (Figuras 5 y 6). Sin embargo, la desviación estándar (sd) de la variación de la talla por edad debería tomarse en consideración (por ejemplo,  $sd = 80 \text{ cm} \times 0.03 = 2.4$  de modo que el 2.5% de los valores de talla serían  $80 + 2.4 \times 2 = 84.8$  cm y mayores). Por lo tanto, elegimos valores de 75, 80 y 85 cm para la talla asintótica.

## **RESULTADOS**

### **Error de medición**

Los modelos tenían problemas de convergencia con componentes de gradiente máximo grandes, errores estándar grandes y sensibilidad a los valores iniciales cuando los datos se restringieron a los peces marcados en libertad menos de 20 días (Tabla 1). Había tan solo 27 peces (54 puntos de datos que incluyen dos mediciones para cada pez, la talla de liberación y la talla de recaptura). El mejor modelo, de acuerdo con el AICc, incluía tanto el intercepto de la relación lineal entre la desviación estándar del error de medición y la talla como la tasa de crecimiento. El segundo mejor modelo, peor por 0.69 unidades de AICc, sólo incluía la pendiente de la relación lineal y la tasa de crecimiento. El tercer mejor modelo, peor por 1.92 unidades de AICc, incluía la pendiente de la relación lineal y la tasa de crecimiento. Los problemas de

convergencia no se presentaron cuando los datos se restringieron a los peces marcados en libertad menos de 50 días. Dicha selección de datos dio como resultado 58 peces (116 puntos de datos). El mejor modelo, de acuerdo con el AICc, incluía tanto la pendiente de la relación lineal como la tasa de crecimiento y el segundo mejor modelo incluía solamente la pendiente y fue peor por 1.17 unidades de AICc.

Debido a los problemas de convergencia del modelo que utilizaba solamente peces marcados en libertad menos de 20 días, empleamos los resultados del análisis que utilizaba los peces marcados en libertad menos de 50 días para seleccionar el mejor modelo, el cual estimaba la pendiente de la relación lineal y la tasa de crecimiento. Posteriormente se aplicó dicho modelo a los demás límites en el número de días en libertad de los peces marcados. Los parámetros de pendiente estimados tenían una relación lineal muy fuerte con los números de días en libertad establecidos como límites (Figura 1). El valor extrapolado para cero días en libertad, el cual representa el error de medición (es decir, el intercepto de la relación lineal), es de 0.0222. Este valor se utilizó en el análisis de crecimiento.

### **Estimaciones de crecimiento**

A modo de análisis exploratorio se ajustó un modelo lineal simple de la tasa de crecimiento anual [(talla de recaptura – talla de liberación)/tiempo en libertad] frente a la talla promedio [(talla de liberación + talla de recaptura)/2]. Los resultados permitieron determinar que el intercepto es significativo pero que la pendiente no lo es. El incremento promedio es de 27.49 cm por año.

Los modelos tienen problemas de convergencia con componentes de gradiente máximo grandes y, en algunos casos, la verosimilitud es mayor, lo cual indica que la forma de la curva que se extiende desde la talla del último punto de datos de marcado hasta la talla asintótica no está bien determinada, a pesar de que los errores estándar son pequeños (Tabla 2). La forma está controlada por el parámetro K, que varía mucho entre los escenarios, a diferencia de los otros parámetros. Fundamentalmente, todos los modelos estiman un incremento lineal en la talla promedio, con un promedio de 26.64 cm por año para el rango de edades/tallas cubiertas por los datos de marcado. Al aumentar la talla asintótica, simplemente se extiende el modelo a tallas más grandes.

Las estimaciones de variación individual son pequeñas, lo cual indica que existe poca variación en las tasas de crecimiento entre individuos. Esto concuerda con la baja variación que se ha observado en los datos de otolitos a pesar de los problemas para determinar edades (Wild y Forman, 1980).

### **DISCUSIÓN**

Básicamente, el modelo estima un incremento lineal en la talla promedio para el rango de edades/tallas cubiertas por los datos de marcado (Figura 7). Por lo tanto, no existe información para diferenciar entre los diferentes valores de la talla asintótica. Al aumentar la talla asintótica, simplemente se extiende el modelo a tallas más grandes. Los modelos tienen problemas de convergencia con componentes de gradiente máximo grandes, lo cual indica que la forma de la curva que se extiende desde la talla del último punto de datos de marcado hasta la talla máxima no está bien determinada. Fundamentalmente, el único parámetro estimable es  $R_{max}$ , que corresponde a la tasa de crecimiento lineal, que es de aproximadamente 26.64 cm por año.

La tasa de crecimiento de las tallas de individuos capturados por la pesquería cerquera está bien determinada por los datos de marcado y puede utilizarse en evaluaciones de poblaciones. Sin embargo, no existe información sobre las tasas de crecimiento de individuos más grandes y de mayor edad, incluida

información sobre la talla asintótica y la existencia de un cese de crecimiento con la edad. Toda evaluación de población deberá ser robusta ante estos supuestos.

Estudios anteriores arrojan estimaciones de tasas de crecimiento de una magnitud similar pero estiman una disminución de crecimiento a mayor talla, dentro del rango de tallas de peces capturados en la pesquería cerquera (Tabla 3 y Figura 8). No queda claro por qué esos estudios muestran una disminución en el crecimiento a mayor talla, mientras que no es el caso de este estudio. Es posible que dichos estudios hayan sido menos rigurosos en la calidad de las mediciones de talla y las fechas de recaptura. Además, no hicieron ajustes para tener en cuenta el encogimiento. En estudios futuros, deberán utilizarse estimaciones de encogimiento específicas para el barrilete. Menos del 10% de los datos utilizados en Maunder (2001) correspondían a peces que estuvieron en libertad 50 días o más, la calidad de los datos puede ser variable, las capturas eran más costeras y la selectividad o vulnerabilidad a las artes de pesca pudo haber introducido un sesgo en las recapturas de individuos más grandes.

## REFERENCIAS

Aires-da-Silva, A.M., M.N. Maunder, K.M. Schaefer, D.W. Fuller. 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.

Bayliff, W.H. 1988. Growth of skipjack, *Katsuwonus pelamis*, and yellowfin, *Thunnus albacares*, tunas in the eastern Pacific Ocean, as estimated from tagging data. *Inter- American Tropical Tuna Commission, Bulletin*, 19 (4): 307-385.

Eveson, J.P., Laslett, G.M., Polacheck, T., 2004. An integrated model for growth incorporating tag-recapture, length-frequency, and direct aging data. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 61, 292–306.

Ianelli, J.N. 1993. Studies on the population structure of skipjack tuna, *Katsuwonus pelamis*, in the central and eastern Pacific Ocean. A dissertation submitted in partial fulfillment of the requirements for the degree of Doctor of Philosophy, University of Washington.

Joseph, J. and Calkins, T.P. 1969. Population dynamics of the skipjack tuna (*Katsuwonus pelamis*) of the eastern Pacific Ocean. *Inter-American Tropical Tuna Commission, Bulletin*, 13 (1): 1-273.

Kristensen, K., Nielsen, A., Berg, C.W., Skaug, H., Bell, B.M., 2016. TMB: automatic differentiation and laplace approximation. *J. Stat. Softw.* 70, 1–21.

Laslett, G.M., Eveson, J.P., Polacheck, T., 2002. A flexible maximum likelihood approach for fitting growth curves to tag-recapture data. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 59, 976–986.

Maunder, M.N., 2001. Growth of skipjack tuna (*Katsuwonus pelamis*) in the eastern Pacific Ocean, as estimated from tagging data. *Bull. Inter-Am. Trop. Tuna Commn.* 21, 529–571.

Maunder, M.N., Deriso, R.B., Schaefer, K.M., Fuller, D.W., Aires-da-Silva, A.M., Mente-Vera, C.V., 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(76).

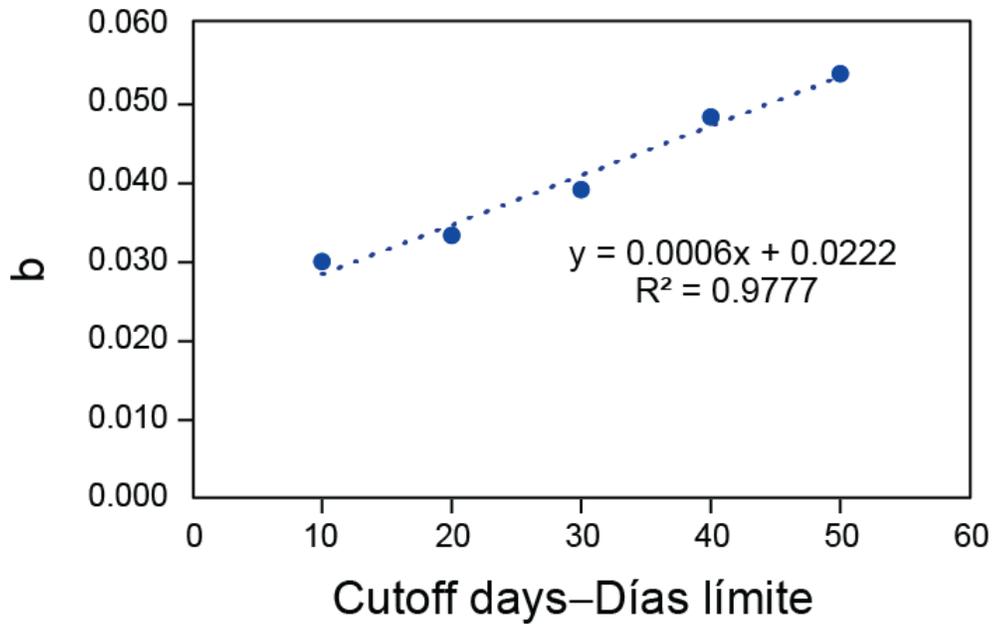
Piner, K. R., Lee, H. H. and Maunder, M. N. 2016. Evaluation of using random-at-length observations and an equilibrium approximation of the population age structure in fitting the von Bertalanffy growth function. *Fisheries Research*. 180: 128-137.

R Core Team, 2017. R: A Language and Environment for Statistical Computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria.

Vincent, M.T., Pilling, G.M., Hampton, J. 2019. Stock assessment of skipjack tuna in the western and central Pacific Ocean. WCPFC-SC15-2019/SA-WP-05-Rev2

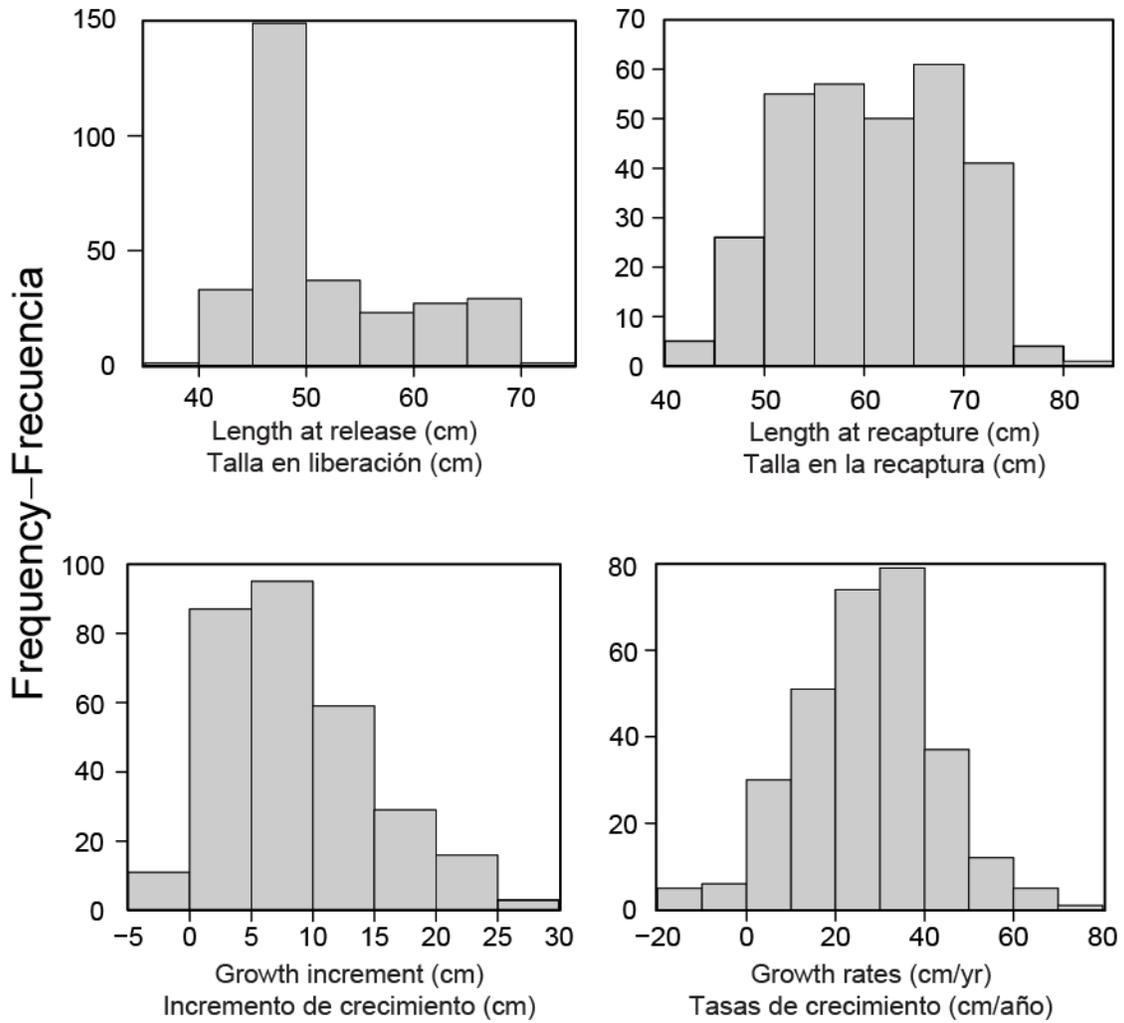
Wild, A., Foreman, T.J., 1980. The relationship between otolith increments and time for yellowfin and skipjack tunas marked with tetracycline. Inter-Amer, Trop. Tuna Comm. Bull. 17: 507-560

Wild, A., Wexler, J.B., Foreman, T.J., 1995. Extended studies of increment deposition rates in otoliths of yellowfin and skipjack tunas. Bulletin of Marine Science, 57(2), 555-562.



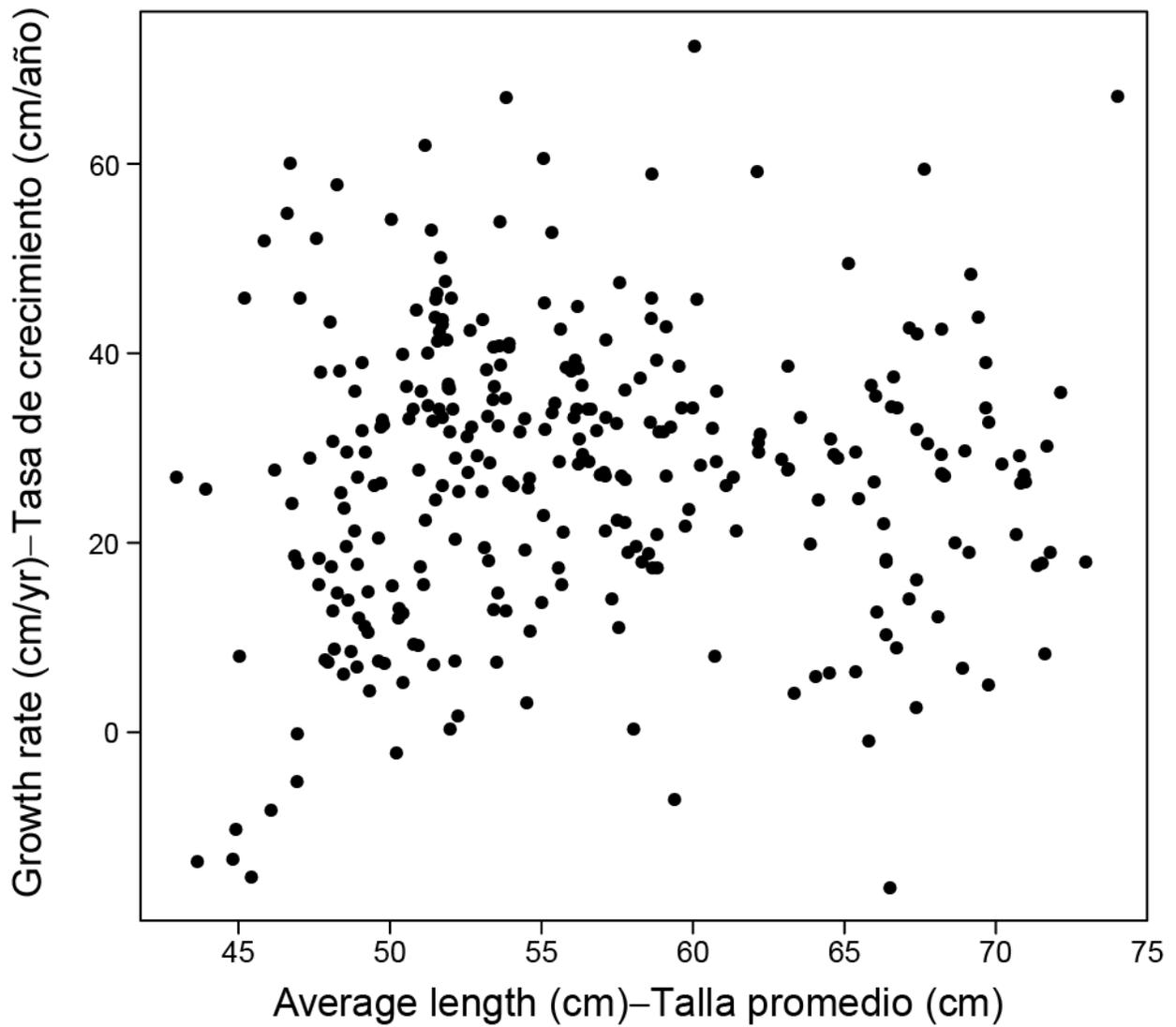
**FIGURE 1.** The estimated relationship between the number of days at liberty used to constrain the data and the estimate of the slope of the linear relationship between length and the measurement error standard deviation. The intercept (0.0222) is used to determine the length coefficient to estimate the measurement error (i.e.,  $sd = 0.0222L$ ) used in the growth analysis.

**FIGURA 1.** La relación estimada entre los números de días en libertad utilizados para delimitar los datos y la estimación de la pendiente de la relación lineal entre la talla y la desviación estándar del error de medición. El intercepto (0.0222) se utiliza para determinar el coeficiente de la talla para estimar el error de medición (es decir,  $sd = 0.0222L$ ) utilizado en el análisis de crecimiento.



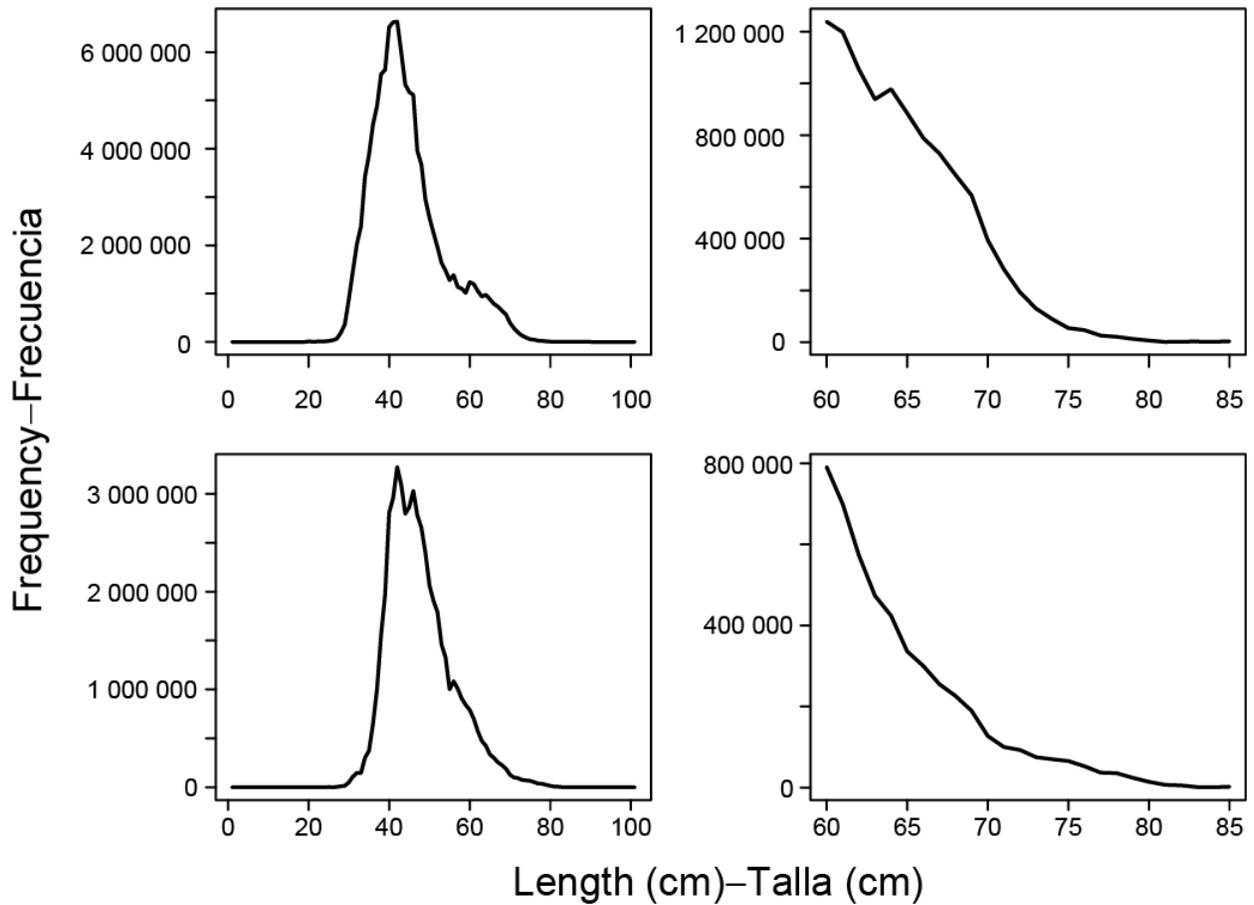
**FIGURE 2.** Frequency distributions of the lengths at release, lengths at recapture, growth increment, and annual growth rates.

**FIGURA 2.** Distribuciones de frecuencias de la talla de liberación, talla de recaptura, incremento de crecimiento y tasas de crecimiento anual.



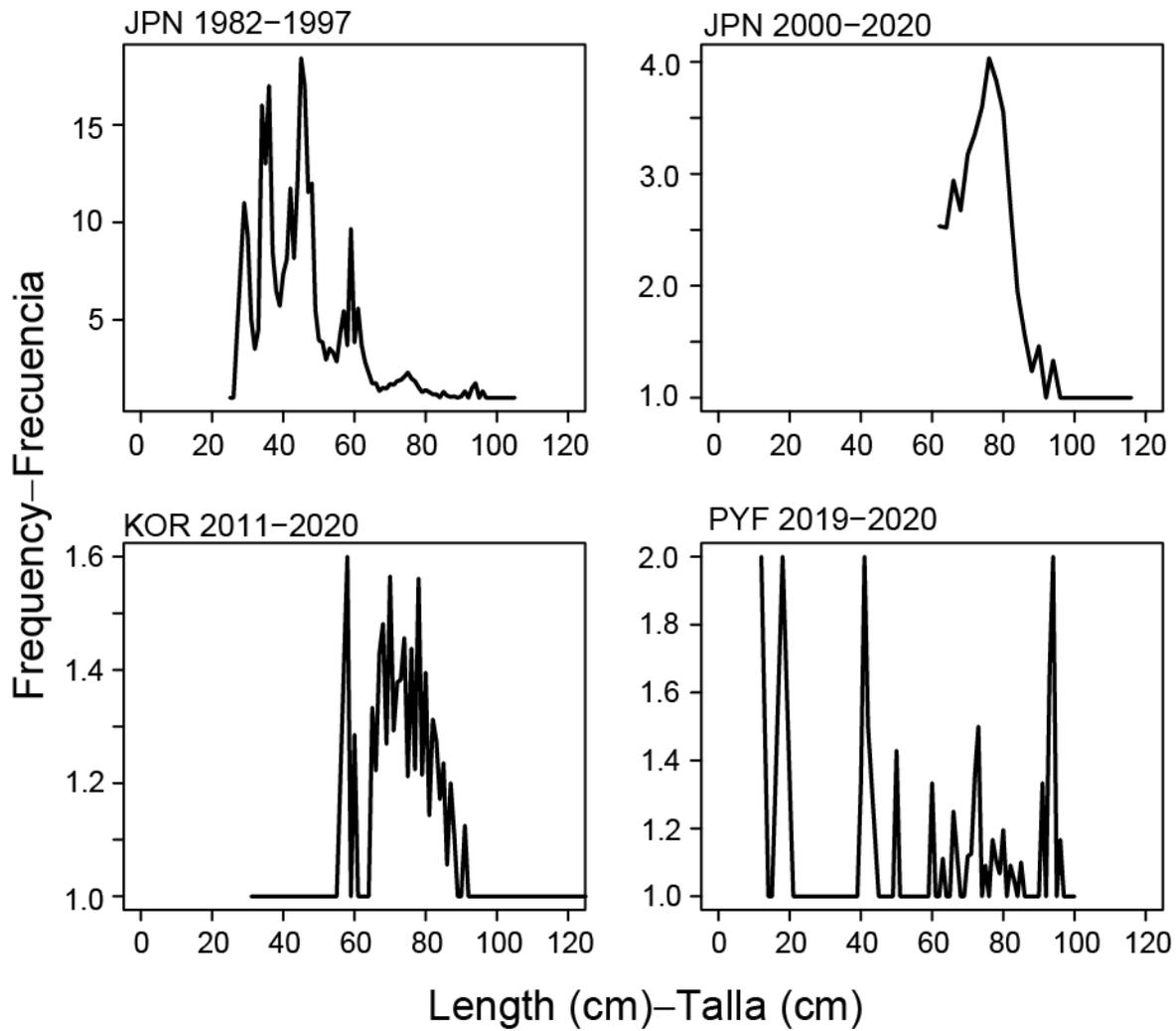
**FIGURE 3.** Plot of the annual growth rate versus the average length  $[(\text{release length} + \text{recapture length})/2]$ .

**FIGURA 3.** Gráfica de la tasa de crecimiento anual frente a la talla promedio  $[(\text{talla de liberación} + \text{talla de recaptura})/2]$ .



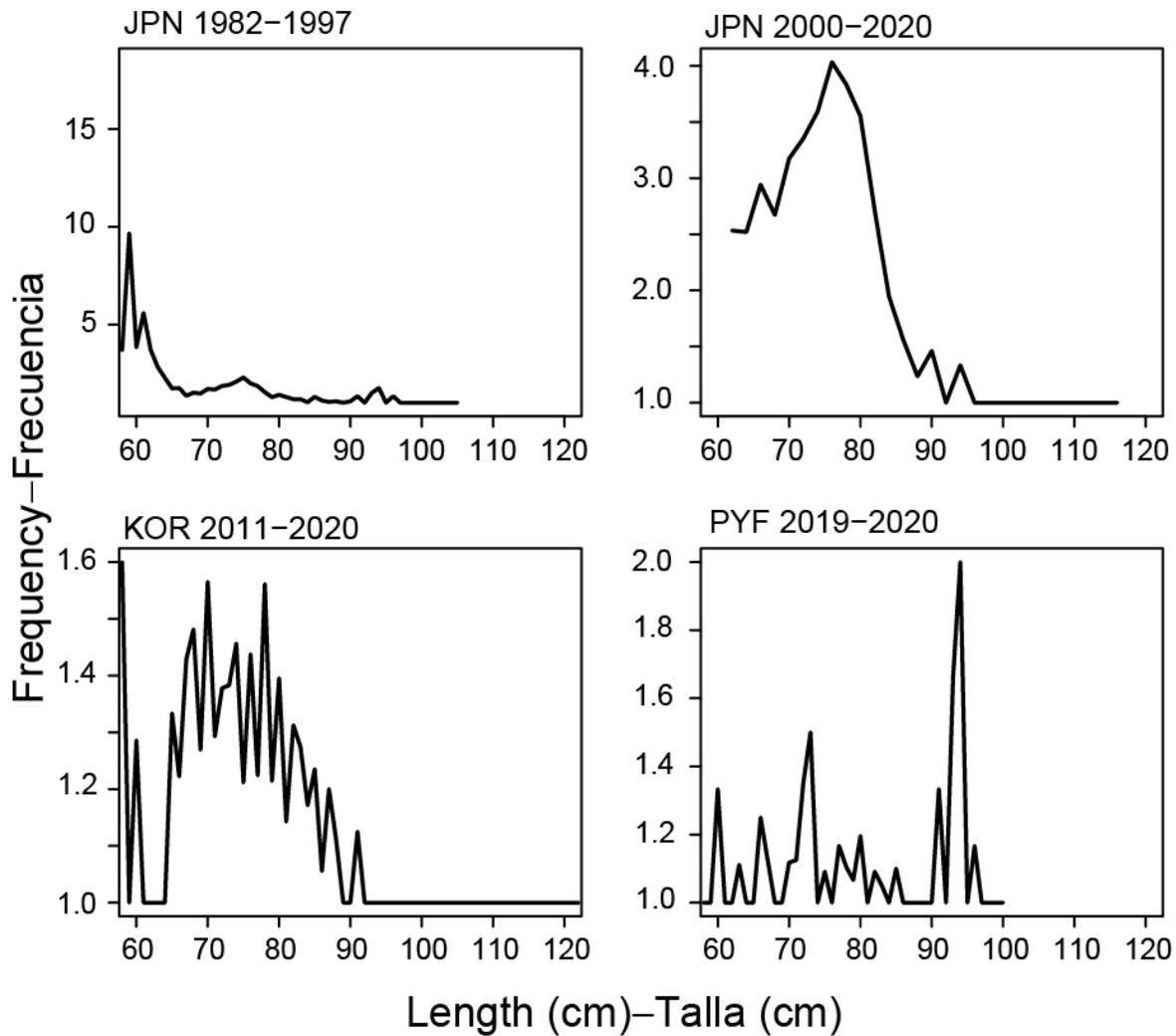
**FIGURE 4.** Skipjack tuna length (cm) frequency distributions in the EPO from the OBJ (top) and NOA (bottom) fisheries for 2000-2019. The right figures simply change the x-axis to show the larger fish in more detail.

**FIGURA 4.** Distribuciones de frecuencias de la talla del atún barrilete (cm) en el OPO de las pesquerías OBJ (arriba) y NOA (abajo) de 2000 a 2019. Las figuras de la derecha simplemente cambian el eje 'x' para mostrar los peces más grandes con mayor detalle.



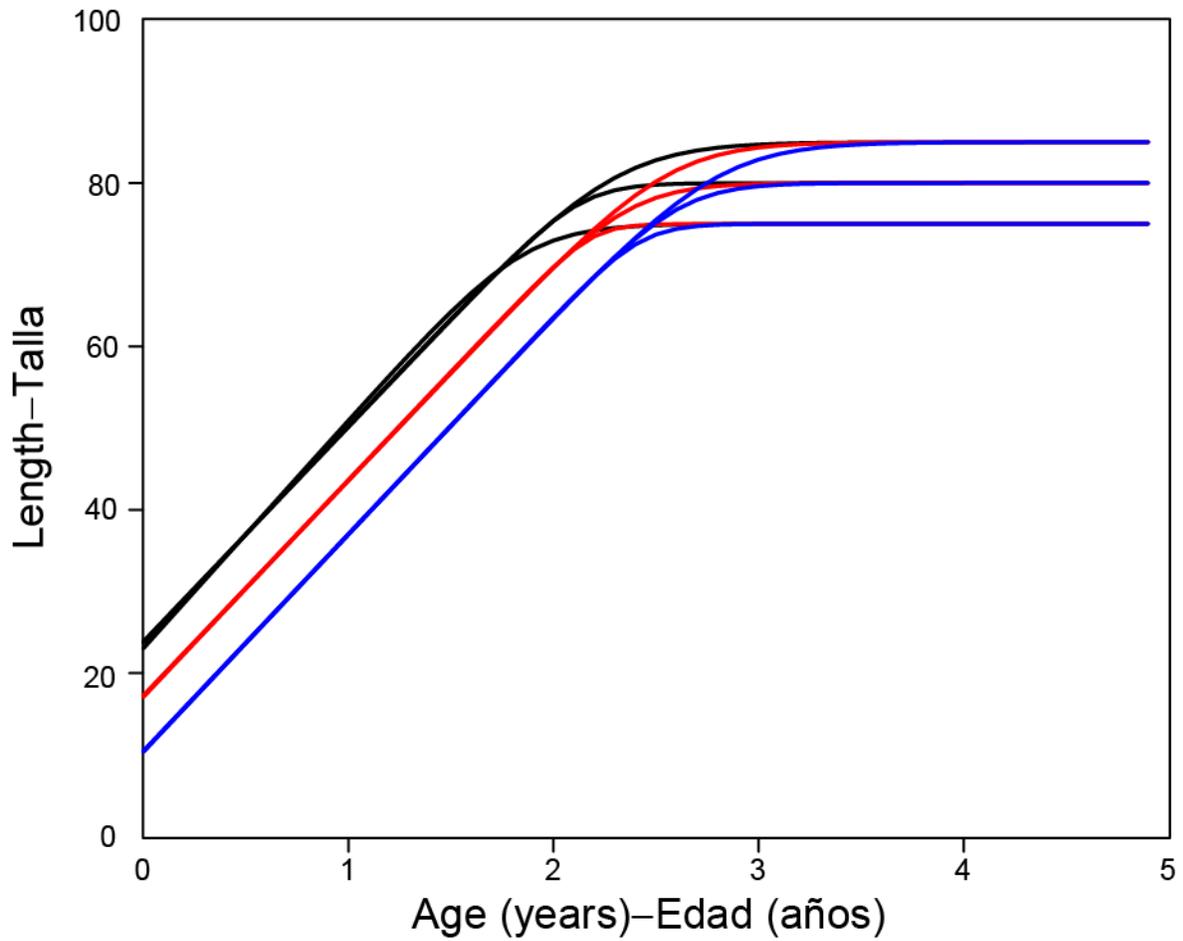
**FIGURE 5.** Skipjack tuna length (cm) frequency distributions in the EPO from the longline fisheries: JPN = Japan, KOR = Korea, PYF = French Polynesia.

**FIGURA 5.** Distribuciones de frecuencias de la talla del atún barrilete (cm) en el OPO de las pesquerías palangreras: JPN = Japón, KOR = Corea, PYF = Polinesia Francesa.



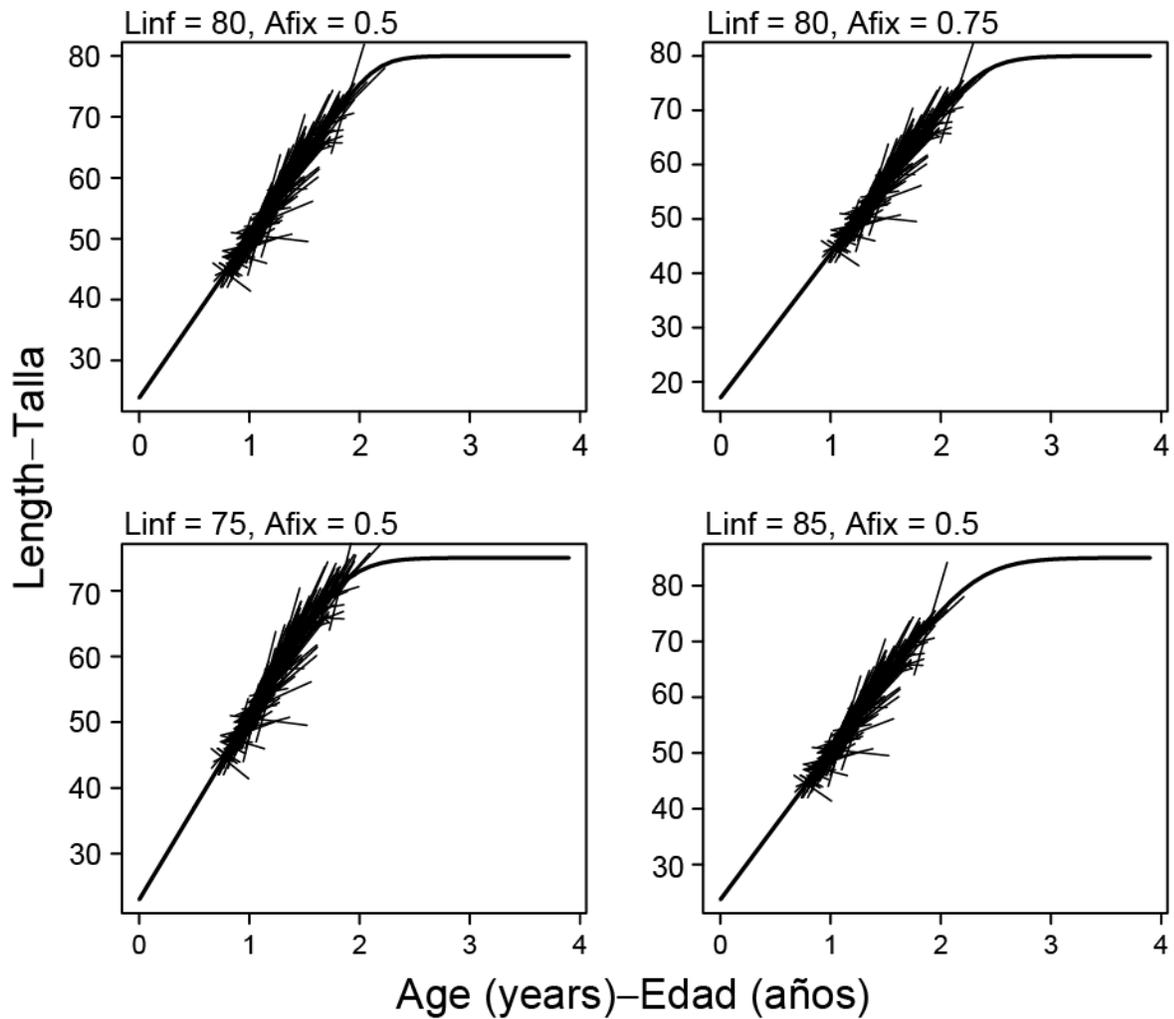
**FIGURE 6.** Skipjack tuna length (cm) frequency distributions in the EPO from the longline fisheries: JPN = Japan, KOR = Korea, PYF = French Polynesia. X-axis reduced to show details.

**FIGURA 6.** Distribuciones de frecuencias de la talla del atún barrilete (cm) en el OPO de las pesquerías palangreras: JPN = Japón, KOR = Corea, PYF = Polinesia Francesa. El eje 'x' se ha reducido para mostrar detalles.



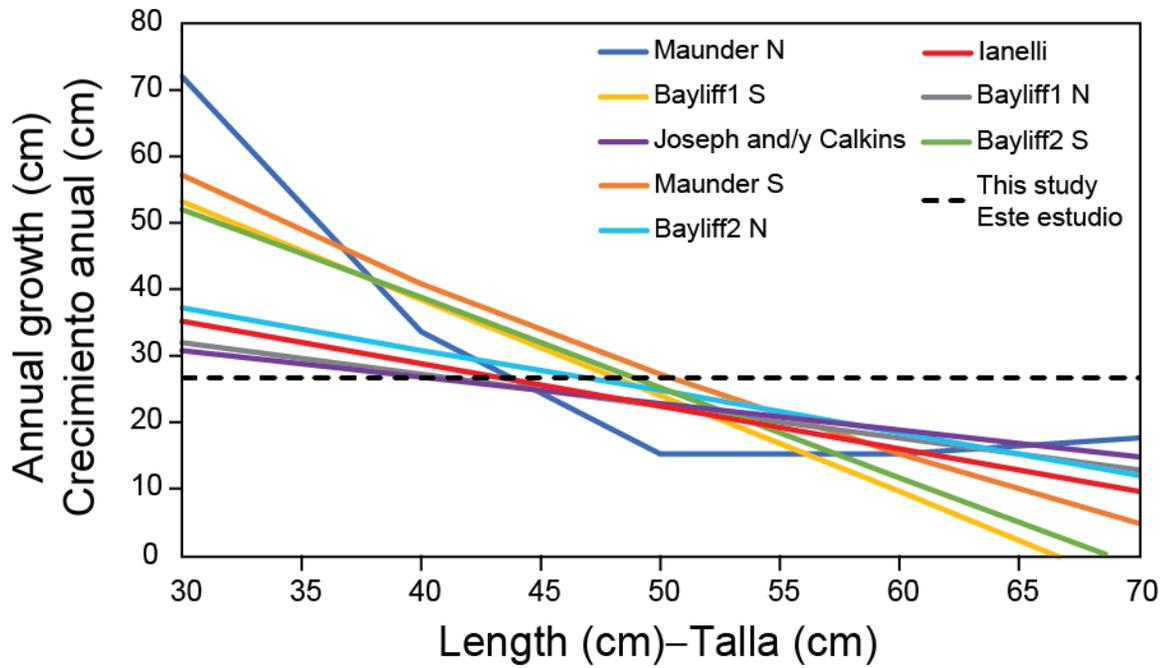
**FIGURE 7.** Estimated growth curves with asymptotic length fixed at 75, 85, 95 and 105cm (lower to upper lines) for different ages at 37cm (red = 0.25, black = 0.5, and blue = 0.75).

**FIGURA 7.** Curvas de crecimiento estimadas con la talla asintótica establecida en 75, 85, 95 y 105 cm (de la línea inferior a la superior) para diferentes edades a 37 cm (rojo = 0.25, negro = 0.5 y azul = 0.75).



**FIGURE 8.** Example fits to the tagging data. The lines link the observed length at release to the observed length at recapture for the estimated age of each tagged fish.

**FIGURA 8.** Ejemplos de ajustes a los datos de marcado. Las líneas relacionan la talla de liberación observada con la talla de recaptura observada para la edad estimada de cada pez marcado.



**FIGURE 9.** Estimates from other studies reported in Table 4 of Maunder (2001) compared to the average of  $R_{max}$  estimates across all the scenarios reported in this study.

**FIGURA 9.** Estimaciones de otros estudios, presentadas en la Tabla 4 de Maunder (2001), frente al promedio de las estimaciones de  $R_{max}$  para todos los escenarios examinados en este estudio.

**TABLE 1.** Parameter estimates, their standard errors, and the objective function value for the measurement error model under different model assumptions.

**TABLA 1.** Estimaciones de parámetros, sus errores estándar y el valor de la función objetivo para el modelo de error de medición bajo diferentes supuestos para el modelo.

Less than 20 days at liberty

mgc	like	g	se	ln_a	se	a	ln_b	se	b	Npar	AICc	dAICc
1.33E+00	108.73			0.353	0.317	1.424				28	338.42	0.69
2.92E+00	108.56			0.417	0.253	1.518	-5.090	1.226	0.006	29	347.63	9.90
2.09E+01	103.62	25.918	23.507	0.497	0.117	1.643				29	337.73	0.00
3.82E-04	111.23						-3.268	0.096	0.038	28	343.42	5.69
3.83E+00	104.58	42.565	22.339				-3.399	0.108	0.033	29	339.65	1.92
8.21E-01	103.51	26.627	23.627	0.477	0.143	1.611	-6.934	2.842	0.001	30	347.89	10.16

Less than 50 days at liberty

mgc	like	g	se	ln_a	se	a	ln_b	se	b	Npar	AICc	dAICc
2.49E-04	291.92			1.098	0.066	2.997				59	828.28	9.42
1.14E-01	287.80			-6.626	26.665	0.001	-2.879	0.067	0.056	60	828.69	9.83
2.53E-01	290.36	22.581	7.958	1.084	0.066	2.957				60	833.81	14.96
1.25E-03	287.80						-2.879	0.066	0.056	59	820.02	1.17
1.22E-04	282.88	24.796	7.735				-2.921	0.066	0.054	60	818.86	0.00
1.64E-01	282.89	25.369	7.735	-6.201	13.539	0.002	-2.922	0.066	0.054	61	827.86	9.00

**TABLE 2.** Maximum gradient component (mgc), negative log-likelihood (nlnL), parameter estimates and their standard errors (se) for different ages at 37cm (Afix) and asymptotic length

**TABLA 2.** Componente de gradiente máximo (mgc), log-verosimilitud negativa (nlnL), estimaciones de parámetros y sus errores estándar (se) para diferentes edades a 37 cm (Afix) y a la talla asintótica (Linf).

(Linf).Afix	Linf	mgc	nlnL	ln_rmax	se	rmax	ln_k	se	K	ln_sd_b	se	sd_b
0.5	75	35.88	1338.22	3.33	0.03	27.94	1.67	0.19	5.33	-4.01	0.07	1.81E-02
0.5	80	0.57	1329.44	3.27	0.02	26.26	2.03	0.45	7.64	-4.04	0.07	1.76E-02
0.5	85	32.03	1329.96	3.28	0.02	26.53	1.47	0.24	4.36	-4.04	0.07	1.76E-02
0.75	75	6.59	1331.04	3.27	0.02	26.34	2.43	0.38	11.34	-4.03	0.07	1.77E-02
0.75	80	8.60	1329.99	3.28	0.02	26.56	1.74	0.26	5.71	-4.04	0.07	1.76E-02
0.75	85	11.41	1329.65	3.27	0.02	26.38	1.57	0.29	4.78	-4.04	0.07	1.76E-02
1	75	28.02	1331.92	3.28	0.02	26.62	2.17	0.24	8.72	-4.03	0.07	1.78E-02
1	80	17.14	1329.77	3.28	0.02	26.54	1.82	0.27	6.18	-4.04	0.07	1.76E-02
1	85	13.34	1329.83	3.28	0.03	26.59	1.49	0.30	4.42	-4.04	0.07	1.76E-02

**TABLE 3.** Estimates from other studies reported in Table 4 of Maunder (2001) compared to the average of  $R_{max}$  estimates across all the scenarios reported in this study.

**TABLA 3.** Estimaciones de otros estudios, presentadas en la Tabla 4 de Maunder (2001), frente al promedio de las estimaciones de  $R_{max}$  para todos los escenarios examinados en este estudio.

<b>Study</b>	30	40	50	60	70
<b>Maunder N</b>	72	33.6	15.2	15.2	17.6
<b>Maunder S</b>	57.2	40.8	27.2	15.2	4.8
<b>Bayliff1 N</b>	32	27.2	22.4	17.6	12.8
<b>Bayliff1 S</b>	53.2	38.4	24	9.6	-5.2
<b>Bayliff2 N</b>	37.2	30.8	24.8	18.4	12
<b>Bayliff2 S</b>	52	38.8	25.2	11.6	-2
<b>Joseph and Calkins</b>	30.8	26.8	22.8	18.8	14.8
<b>Ianelli</b>	35.2	28.8	22.4	16	9.6
<b>This study</b>	26.64	26.64	26.64	26.64	26.64

## ANEXO A: MODELOS DE CRECIMIENTO ALTERNATIVOS

Es posible utilizar en el análisis otros modelos que suponen una talla a una edad determinada. Estos modelos no se utilizaron en el análisis del barrilete pero aquí proporcionamos información sobre el modelo de crecimiento de Richards (Schnute, 1981) utilizado por Aires-da-Silva *et al.* (2014).

$$L_a = L_\infty \left( 1 + \frac{1}{p} e^{-K(a-t_0)} \right)^{-p}$$

donde  $L_a$  es la talla promedio a la edad  $a$ ,  $L_\infty$  es la talla asintótica,  $K$  es el coeficiente de crecimiento,  $t_0$  es el punto de inflexión y  $p$  es el parámetro de forma que se relaciona con el cociente  $L_a/L_\infty$  en el punto de inflexión. Este modelo representa el modelo de crecimiento de von Bertalanffy cuando  $p=-1$ .  $t_0$  se puede definir con base en la talla a una edad determinada (por ejemplo, edad de entrada en la pesquería).

$$t_0 = \frac{\ln \left[ p \left( \sqrt[p]{\frac{L_\infty}{L_a}} - 1 \right) \right]}{K} + a$$