

COMISIÓN INTERAMERICANA DEL ATÚN TROPICAL

COMITÉ CIENTÍFICO ASESOR

NOVENA REUNIÓN

La Jolla, California (EE.UU.)

14-18 de mayo de 2018

DOCUMENTO SAC-09-09

DINÁMICA ESPACIOTEMPORAL DE LA PESQUERÍA DE CERCO DE ATÚN ALETA AMARILLA ASOCIADA A DELFINES EN EL OCÉANO PACÍFICO ORIENTAL

Haikun Xu, Cleridy E. Lennert-Cody, Mark N. Maunder, y Carolina Minte-Vera

ÍNDICE

Resumen	1
1. Antecedentes.....	1
2. Datos y métodos.....	2
3. Resultados	4
4. Discusión.....	5
Reconocimientos.....	6
Referencias.....	6
Figuras.....	8

RESUMEN

La inclusión de dinámica espaciotemporal en la estandarización de los datos de CPUE para producir un índice de abundancia relativa es importante para asegurar que el índice represente más completamente la abundancia de la población entera en lugar de solamente del componente de la población objeto de la pesca (Maunder *et al.* 2017). Esto es particularmente importante cuando existen variaciones espaciales sustanciales en la estructura por tallas de una población y en las zonas donde se captura, como en el caso del atún aleta amarilla (*Thunnus albacares*) en el Océano Pacífico oriental (OPO). La evaluación de la población necesita diferenciar apropiadamente entre la composición por tallas representada por el índice y la composición por tallas representada por la captura, y la única forma de hacer esto es mediante la aplicación de modelos espaciotemporales (Maunder *et al.* 2017). Para estandarizar el índice de abundancia relativa del aleta amarilla, aplicamos un modelo delta generalizado espaciotemporal lineal mixto a los datos de captura y esfuerzo de la pesquería de aleta amarilla asociado a delfines en el OPO durante 1975-2016. Comparada con la CPUE nominal usada en la evaluación de la población, la CPUE estandarizada sugirió abundancias iniciales mayores y abundancias terminales menores. Además, el intervalo de confianza de la CPUE estandarizada varió a lo largo del tiempo, siendo marcadamente mayor en la primera década que en la última década del periodo del estudio. Cuando se aplicó a los datos de composición por talla de aleta amarilla en el OPO al norte de la línea ecuatorial, el modelo espaciotemporal sugirió que el aleta amarilla en esa región se encuentra segregado espacialmente por talla.

1. ANTECEDENTES

Los índices de abundancia relativa informan directamente las tendencias en la biomasa de las poblaciones y son un insumo clave en las evaluaciones integradas de poblaciones (Francis 2011). No se dispone de datos independientes de la pesca para la evaluación del atún aleta amarilla en el OPO, por lo que se

derivan los índices de abundancia relativa únicamente de datos de captura por unidad de esfuerzo (CPUE), que son dependientes de la pesca. Los datos de CPUE necesitan ser estandarizados para eliminar los factores aparte de la abundancia que podrían afectar el índice, y tomar los efectos espaciales en cuenta es importante en la estandarización de la CPUE. Ya que la cobertura espacial de los datos de CPUE es relativamente escasa para todas las pesquerías que capturan aleta amarilla en el OPO, la estandarización de los datos de CPUE dependientes de la pesca es particularmente difícil para el aleta amarilla. Los datos de composición por talla, que informan la selectividad y la fuerza de las clases anuales, son otro componente importante de las evaluaciones de poblaciones, y el modelado espaciotemporal de estos datos podría conducir a estimaciones mejoradas de la composición por tallas general de la captura y la función de selectividad para el índice de abundancia.

La pesquería de cerco asociada a delfines toma la mayor parte de las capturas de aleta amarilla en el OPO (CIAT 2017). Además, dos de los cinco índices de abundancia relativa usados en la evaluación de la población son la CPUE nominal de las pesquerías de cerco asociados a delfines que operan en diferentes regiones del OPO (Minte-Vera *et al.* 2017). En el presente estudio, se evalúa la dinámica espaciotemporal del aleta amarilla en el OPO con base en datos de CPUE y composición por talla de buques que pescan principalmente aleta amarilla asociado a delfines. Esta pesquería depende de la fuerte asociación atún-delfín en el OPO tropical (Scott *et al.* 2012), donde el hábitat del aleta amarilla está limitado a la capa de mezcla cálida y poco profunda por las aguas pobres en oxígeno subyacentes. A raíz del gran porcentaje de observaciones de valor cero en los datos de CPUE y composición por talla, aplicamos un modelo delta generalizado espaciotemporal lineal mixto (usando el paquete VAST de R (Thorson *et al.* 2015)), para desarrollar un índice estandarizado de abundancia relativa y para estimar la composición por tallas del aleta amarilla en el OPO. Elegimos VAST por su capacidad de imputar tasas de captura en regiones no muestreadas a partir de la estructura estimada de autocorrelación espacial.

2. DATOS Y MÉTODOS

2.1. Índice de abundancia relativa

Los datos de captura (en toneladas) y esfuerzo (en días de pesca) por buque usados para estimar un índice estandarizado de abundancia relativa para el aleta amarilla en el OPO durante 1975-2016 tenían una resolución espacial de $1^\circ \times 1^\circ$ y una resolución temporal de 1 día. Para tomar en cuenta las diferencias en estrategias de pesca entre buques, limitamos los datos usados en el presente análisis a buques que realizaron más del 75% de sus lances sobre atunes asociados a delfines. Se calculó la CPUE nominal de cada cuadrícula de buque-día- 1° como la razón de la suma de la captura en los tres tipos de lance (delfín, objeto flotante, y no asociado) al esfuerzo. El caladero de aleta amarilla varió notablemente entre trimestres durante el periodo del estudio (Figura 1), por lo que se modelaron los datos de CPUE por separado para cada trimestre. Sin embargo, la evaluación actual del aleta amarilla usa un enfoque de “trimestre como año”, y por lo tanto los cuatro índices de abundancia relativa, que usan un escalón temporal anual, necesitan ser combinados en un índice general con un escalón temporal trimestral. Estandarizamos los cuatro índices de abundancia relativa sobre el mismo dominio espacial, que incluye todas las cuadrículas con al menos una observación de captura de aleta amarilla durante 1975-2016 (Figura 2).

Para el modelo espaciotemporal, la probabilidad de captura positiva (probabilidad de encuentro) y la tasa de captura de las capturas positivas fueron modeladas por separado en VAST, y se supuso que la tasa de captura esperada puede ser estimada como el producto de los dos componentes (Thorson *et al.* 2015). Especificamos el modelo para la probabilidad de encuentro de la muestra i como:

$$p_i = \text{logit}^{-1}(\beta_1(t_i) + L_{\omega_1}\omega_1(s_i) + L_{\varepsilon_1}\varepsilon_1(s_i, t_i) + L_{\delta_1}\delta_1(v_i))$$

donde $\beta_1(t_i)$ es el intercepto en el año t_i , $\omega_1(s_i)$ es la variación espacial en la posición s_i , $\varepsilon_1(s_i, t_i)$ es la

variación espacial en la posición s_i en el año t_i , y $\delta_1(v_i)$ es el efecto del buque v_i sobre la probabilidad de encuentro. L_{ω_1} , L_{ε_1} , y L_{δ_1} son los coeficientes usados para estandarizar la varianza de ω_1 , ε_1 , y δ_1 para que equivalgan a 1. Se supuso que los residuales (efectos aleatorios) espaciales y espaciotemporales de la probabilidad de encuentro estaban autocorrelacionados en el espacio y que seguían una distribución normal multivariable:

$$\begin{aligned}\omega_1 &\sim \text{MVN}(\mathbf{0}, \mathbf{R}_1) \\ \varepsilon_1(t) &\sim \text{MVN}(\mathbf{0}, \mathbf{R}_1) \\ R_1(s, s') &= \frac{1}{2^{m-1}\Gamma(n)} \times (\kappa_1 |\mathbf{H}(s - s')|)^m \times K_m(\kappa_1 |\mathbf{H}(s - s')|)\end{aligned}$$

donde \mathbf{R}_1 y κ_1 son la matriz de correlación y la distancia de decorrelación, respectivamente, para los residuales espaciales y espaciotemporales, m representa la suavidad Matern (fijada en 1), y K_m es la función de Bessel modificada de segundo tipo. \mathbf{H} especifica anisotropía geométrica, por lo que $|\mathbf{H}(s - s')|$ es la distancia entre las posiciones s y s' tras considerar la anisotropía geométrica. Similarmente, especificamos el modelo para la tasa de captura positiva de la muestra i como:

$$\begin{aligned}\lambda_i &= \exp(\beta_2(t_i) + L_{\omega_2}\omega_2(s_i) + L_{\varepsilon_2}\varepsilon_2(s_i, t_i) + L_{\delta_2}\delta_2(v_i)) \\ \omega_2 &\sim \text{MVN}(\mathbf{0}, \mathbf{R}_2) \\ \varepsilon_2(t) &\sim \text{MVN}(\mathbf{0}, \mathbf{R}_2) \\ R_2(s, s') &= \frac{1}{2^{m-1}\Gamma(n)} \times (\kappa_2 |\mathbf{H}(s - s')|)^m \times K_m(\kappa_2 |\mathbf{H}(s - s')|)\end{aligned}$$

donde todos los parámetros tienen las mismas definiciones que aquellos en el modelo de probabilidad de encuentro.

La función de probabilidad de captura para la muestra i , c_i , es

$$\Pr(c_i = C) = \begin{cases} 1 - p_i & \text{si } C = 0 \\ p_i \times \text{lognormal}(c_i | \lambda_i, \sigma_i^2) & \text{si } C > 0 \end{cases}$$

Para fines de computación, usamos el algoritmo de k -medias para agrupar todos los puntos de muestreo en un número predeterminado ($n_k = 400$) de nudos espaciales (k) (Figura 2), y supusimos que los residuales espaciales y espaciotemporales eran constantes dentro de cada nudo espacial. Bajo el algoritmo *de k-medias*, el área (a) asociada a cada nudo espacial está negativamente correlacionada con el número de observaciones locales. Se predijo entonces que la abundancia total del dominio espacial entero es

$$I(t) = \sum_{k=1}^{n_k} (a(k) \times d(k, t))$$

donde $d(k, t) = p(k, t) \times \lambda(k, t)$ es la tasa de captura predicha en el nudo k y el año t .

2.2. Composición por talla

Los datos de composición por talla de aleta amarilla en el OPO incluyen datos de captura (en número por talla (en intervalos de 1 cm) y esfuerzo (en días de pesca), por tipo de lance cerquero, durante 2000-2016, con una resolución espacial de $5^\circ \times 5^\circ$ y una resolución temporal trimestral. Se obtuvieron estimaciones de la composición por talla de cada cuadrícula de trimestre-año- 5° de la siguiente forma. En primer lugar, los datos de talla, que ya fueron extendidos a la captura total de las bodegas muestreadas, fueron sumados para los meses del mismo trimestre en una cuadrícula de trimestre-año- 5° . Debido a diferencias en la composición por talla del aleta amarilla por tipo de lance (CIAT 2017), los datos de composición por talla fueron entonces extendidos a la captura total de cada tipo de lance en la cuadrícula

la de trimestre-año-5° antes de sumarlos para todos los tipos de lance. Se cálculo la tasa de captura nominal para cada cuadrícula y trimestre como la razón de la captura total al esfuerzo total. Al igual que en el caso del análisis de abundancia relativa, limitamos los datos usados en este análisis a los buques que realizaron más del 75% de sus lances sobre atunes asociados a delfines. Limitamos también los datos a aquellos lances observados al norte de la línea ecuatorial en el trimestre 2 (Figura 3, arriba). Finalmente, con base en la función de distribución acumulada de captura por talla, dividimos los datos de captura en nueve grupos de talla, con los grupos 1 y 9 representando los peces más pequeños y más grandes, respectivamente, (Figura 4).

Especificamos la probabilidad de encuentro y la tasa de captura positiva correspondiente a la muestra i como

$$p_i = \text{logit}^{-1} \left(\beta_1(l_i, t_i) + L_{\omega_1}(l_i)\omega_1(s_i, l_i) + L_{\varepsilon_1}(l_i)\varepsilon_1(s_i, l_i, t_i) \right)$$

$$\lambda_i = \exp \left(\beta_2(l_i, t_i) + L_{\omega_2}(l_i)\omega_2(s_i, l_i) + L_{\varepsilon_2}(l_i)\varepsilon_2(s_i, l_i, t_i) \right)$$

donde l_i denota el grupo de talla de la muestra i . Todos los demás parámetros tienen las mismas definiciones que aquellos en el modelo de índice de abundancia relativa. Usamos el algoritmo k-medias para agrupar todas las posiciones de muestreo en 30 nudos espaciales (Figura 3, abajo), y supusimos que los residuales espaciales y espaciotemporales eran constantes dentro de cada nudo espacial. La tasa de captura predicha para el grupo de talla l en el nudo k y el año t es

$$d(k, l, t) = p(k, l, t) \times \lambda(k, l, t).$$

Para facilitar la comparación de las tasas de captura históricas medias predichas entre los nueve grupos de talla, se normalizó la tasa de captura predicha para cada grupo de talla mediante eliminación del promedio y división por la desviación estándar:

$$\log(d^*(k, l, t)) = \frac{(\log(d(k, l, t)) - \text{promedio}(\log(d(\cdot, l, \cdot))))}{\text{sd}(\log(d(\cdot, l, \cdot)))}$$

3. RESULTADOS

La distribución espacial de las tasas de captura predichas durante 1975-2016 señaló grandes variaciones interanuales en todos los trimestres (Figuras 5a-d). La tasa de captura media histórica predicha fue mayor al norte de la línea ecuatorial, especialmente durante los trimestres 2 y 3 (Figura 6, columna izquierda). Además, las tasas de captura máximas predichas al norte de la línea ecuatorial estuvieron consistentemente ubicadas alrededor de 10°N, donde la temperatura superficial del mar (TSM) fue alta (Figura 6, columna derecha) y la profundidad de la termoclina (PTC) fue baja (Figura 6, columna central). De hecho, todas las regiones con las tasas de captura medias predichas más altas tuvieron un componente zonal fuerte, independiente de trimestre, debido probablemente a que las condiciones ambientales (TSM y PTC, por ejemplo) fueron más consistentes de este a oeste que de norte a sur.

A partir de la tasa de captura predicha para cada trimestre, calculamos el índice estandarizado de abundancia relativa para 1975-2016 con un escalón temporal trimestral (Figura 7). Mientras que la variación interanual de la CPUE estandarizada correspondió generalmente con la de la CPUE nominal, la CPUE nominal solió ser menor y mayor, respectivamente, que la CPUE estandarizada antes de 1985 y después de 2005 (Figura 7). En otras palabras, la CPUE nominal subestimó la abundancia inicial y sobreestimó la abundancia terminal en comparación con la CPUE estandarizada. La diferencia notable entre las dos CPUE subraya la importancia de estandarizar la CPUE.

Se descubrió una segregación espacial de aleta amarilla por talla en la distribución espacial predicha de

la tasa histórica de captura media por talla (Figura 8). Específicamente, se predijo que la tasa correspondiente al aleta amarilla pequeño (<95 cm) sería alta en la región costera frente a México, pero baja en la región pelágicas al oeste de 120°O y en la región ecuatorial al sur de 5°N, mientras que, en el caso del aleta amarilla más grande (>115 cm), se predijo que sería alta en las dos últimas regiones y baja en la primera. No hubo un patrón espacial fuerte en el caso del aleta amarilla mediano (95-115 cm).

4. DISCUSIÓN

4.1. Sesgos potenciales en la CPUE estandarizada

En nuestro procedimiento de estandarización, ajustamos los datos de pesca de aleta amarilla de cada trimestre al modelo espaciotemporal por separado, y luego combinamos los cuatro índices anuales de abundancia relativa en un índice trimestral para el modelo actual de evaluación de población, que tiene un escalón temporal trimestral. Este procedimiento incluye tres supuestos que podrían sesgar los resultados.

En primer lugar, se supuso que la capturabilidad es igual para los cuatro trimestres, pero podría variar por trimestre: tanto el caladero de la pesquería de aleta amarilla asociada a delfines como las condiciones ambientales que podrían afectar la tasa de captura de la pesquería tenían un ciclo estacional pronunciado. En segundo lugar, las tasas de captura supuestas para la región no muestreada más allá de la extensión espacial de los datos podrían estar sesgadas de distintas formas por trimestre, ya que la región sin datos de pesca varía por trimestre.

Para asegurar que el dominio espacial sobre el cual se estandariza el índice de abundancia relativa sea igual para todos los cuatro trimestres, se especificó mediante la agrupación de todas las posiciones de pesca en el OPO durante 1975-2016. Sin embargo, la distribución espacial de la actividad pesquera varía entre trimestres, por lo que fue necesario imputar la tasa de captura trimestral de la región no muestreada a partir de datos de muestras en posiciones vecinas y la estructura de autocorrelación espacial estimada. En el modelo, se supuso que las estructuras de autocorrelación espacial correspondientes tanto a la probabilidad de encuentro como a la tasa de captura positiva eran constantes en el espacio (o sea, independientes de la posición espacial). Cualquier violación de este supuesto podría conducir a una imputación sesgada de las tasas de captura y, por consiguiente, a un índice de abundancia relativa sesgado para cada trimestre. Si los sesgos en los índices de abundancia relativa fuesen inconsistentes entre los cuatro trimestres, el índice relativo combinado que se usaría en la evaluación de la población estaría también sesgado. En tercer lugar, VAST supuso que los patrones de autocorrelación en los residuales espaciales y espaciotemporales eran iguales, lo cual no fue necesariamente el caso para aleta amarilla en el OPO. Ya que los residuales espaciales y espaciotemporales para el aleta amarilla serían probablemente afectados por diferentes procesos ambientales (estáticos y dinámicos), sus autocorrelaciones en el espacio podrían también ser diferentes.

4.2. Comparación de CPUE estandarizada con CPUE nominal

A pesar de los sesgos potenciales comentados en lo anterior, la CPUE estandarizada por este método espaciotemporal representa una mejora con respecto a la CPUE nominal usada en la evaluación actual de la población, desde al menos tres perspectivas. En primer lugar, el método espaciotemporal puede tomar en cuenta los efectos de buque sobre la capturabilidad. Lennert-Cody *et al.* (2013) mostraron que no tomar en cuenta estos efectos sobre la capturabilidad de la pesquería de aleta amarilla asociada a delfines condujo a estimaciones excesivamente optimistas de la CPUE de los años más recientes. En segundo lugar, puede tomar en cuenta el muestreo preferencial, fenómeno común en los datos de captura y esfuerzo dependientes de la pesca. La CPUE nominal se basa en datos de regiones con actividad pesquera, donde es probable que la abundancia del aleta amarilla sea mayor que en el resto del OPO. Por contraste, el método espaciotemporal imputa tasas de captura en regiones sin actividad pesquera, y

calcula la CPUE estandarizada con base en el mismo dominio espacial cada año. Finalmente, el método espaciotemporal puede estimar el coeficiente de variación de la CPUE estandarizada, lo cual es importante para la ponderación de los datos en las evaluaciones de poblaciones. Cabe señalar que el coeficiente de variación estimado fue máximo en la primera década de la serie de tiempo, cuando la cobertura espacial de la pesquería de aleta amarilla asociado a delfines en el OPO fue más limitada. Este coeficiente de variación que varía con el tiempo estimado para la tendencia de la CPUE estandarizada es considerado más realista que el coeficiente de variación constante supuesto para la tendencia de la CPUE nominal en el modelo de evaluación de poblaciones. En la próxima fase del presente proyecto, planeamos investigar la mejor forma de incorporar el índice estandarizado de abundancia relativa en la evaluación de la población, y los efectos de su incorporación sobre los resultados del modelo.

4.3. Importancia de modelar la dinámica espaciotemporal por talla

Los datos de composición por talla del aleta amarilla en el OPO al norte de la línea ecuatorial presentan un patrón claro de segregación espacial por talla. Una posible explicación de esto es que los aletas amarillas pequeños y grandes tienen hábitats preferidos diferentes en esa región. Más específicamente, los patrones marcados de las tasas de captura predichas por grupo de talla podrían significar que el hábitat preferido del aleta amarilla cambia de regiones costeras a pelágicas a lo largo de la vida de los peces. Además de estos impulsos ambientales, el patrón de segregación espacial podría ser causado por patrones espaciales en las tasas de crecimiento o el esfuerzo de pesca. Otro tema importante para investigaciones futuras es la relación entre los residuales espaciotemporales por talla. En este estudio preliminar, especificamos que los residuales espaciotemporales de tanto la probabilidad de encuentro como la tasa de captura positiva fueran idénticos e independientes entre las nueve clases de talla. Sin embargo, VAST permite la estimación interna de la matriz de correlación para los residuales espaciotemporales por talla. Si el patrón de correlación en los residuales espaciotemporales es asimismo claro, esta información podría ser usada para mejorar la ordenación espacial de la pesquería de aleta amarilla asociado a delfines, mediante la predicción de caladeros preferidos (por ejemplo, donde abundan solamente aletas amarillas grandes). En el OPO, tanto las condiciones ambientales como las tasas de captura por talla predichas mostraron una gran variación espaciotemporal. Por lo tanto, poder predecir con exactitud la ubicación de zonas de captura de aleta amarilla grande es extremadamente valioso para la industria y para la conservación de la población.

RECONOCIMIENTOS

Agradecemos especialmente a Jim Thorson y Jin Gao su ayuda con VAST.

REFERENCIAS

- CIAT, 2017. Los atunes, peces picudos, y otras especies pelágicas en el Océano Pacífico oriental en 2016. Informe de la Situación de la Pesquería 15. <https://www.iattc.org/PDFFiles/FisheryStatusReports/Spanish/FisheryStatusReport15.pdf>
- 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.
- Lennert-Cody, C.E., Mente-Vera, C.V., Maunder, M.N., and Aires-da-Silva, A.M. 2013. Indices of relative abundance of yellowfin tuna derived from purse-seine catch and effort data. <https://www.iattc.org/Meetings/Meetings2013/May/English/SAC-04-04c-YFT-PS-CPUE-indices.pdf>
- Maunder, M.N., Thorson, J.T., Lee, H.H., Kai, M., Chang, S.K., Kitakado, T., Albertsen, C.M., Lennert-Cody, C.E., Aires-da-Silva, A.M., and Piner, K.R. 2017. The need for spatial-temporal modeling of catch-per-unit-effort data when used to derived indices of relative abundance to include in stock assessment models. <https://www.iattc.org/Meetings/Meetings2017/SAC-08/PDFs/Docs/Spanish/SAC->

[08-05d-ENO Modelado-espaciotemporal-de-datos-de-CPUE.pdf](#)

Minte-Vera, C.V., Aires-da-Silva, A.M., and Maunder, M.N. 2017. Condición del atún aleta amarilla en el Océano Pacífico oriental en 2016 y perspectivas para el futuro.

<https://www.iattc.org/Meetings/Meetings2017/SAC-08/PDFs/Docs/ Spanish/SAC-08-04b Atun-Aleta-amarilla-evaluacion-de-2016.pdf>

Scott, M.D., Chivers, S.J., Olson, R.J., Fiedler, P.C., y Holland, K. 2012. Pelagic predator associations: tuna and dolphins in the eastern tropical Pacific Ocean. Marine Ecology Progress Series 458: 283-302.

Thorson, J.T., Shelton, A.O., Ward, E.J., y 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.

Figuras

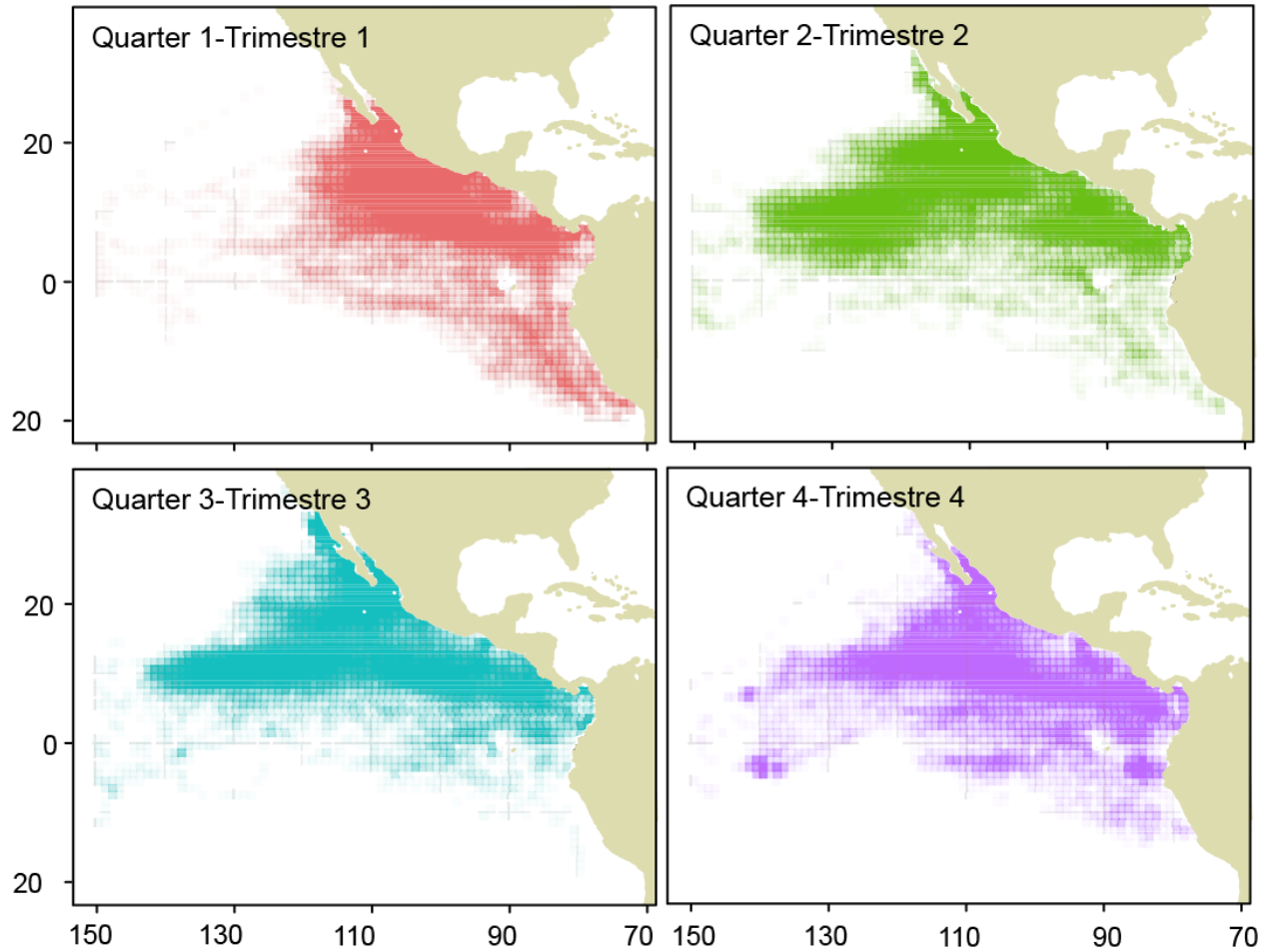


FIGURE 1. Geographic distribution of the CPUE observations of purse-seine vessels that made more than 75% of their sets on tunas associated with dolphins, by quarter, 1975-2016.

FIGURA 1. Distribución geográfica de las observaciones de CPUE de buques cerqueros que realizaron más del 75% de sus lances sobre atunes asociados a delfines, por trimestre, 1975-2016.

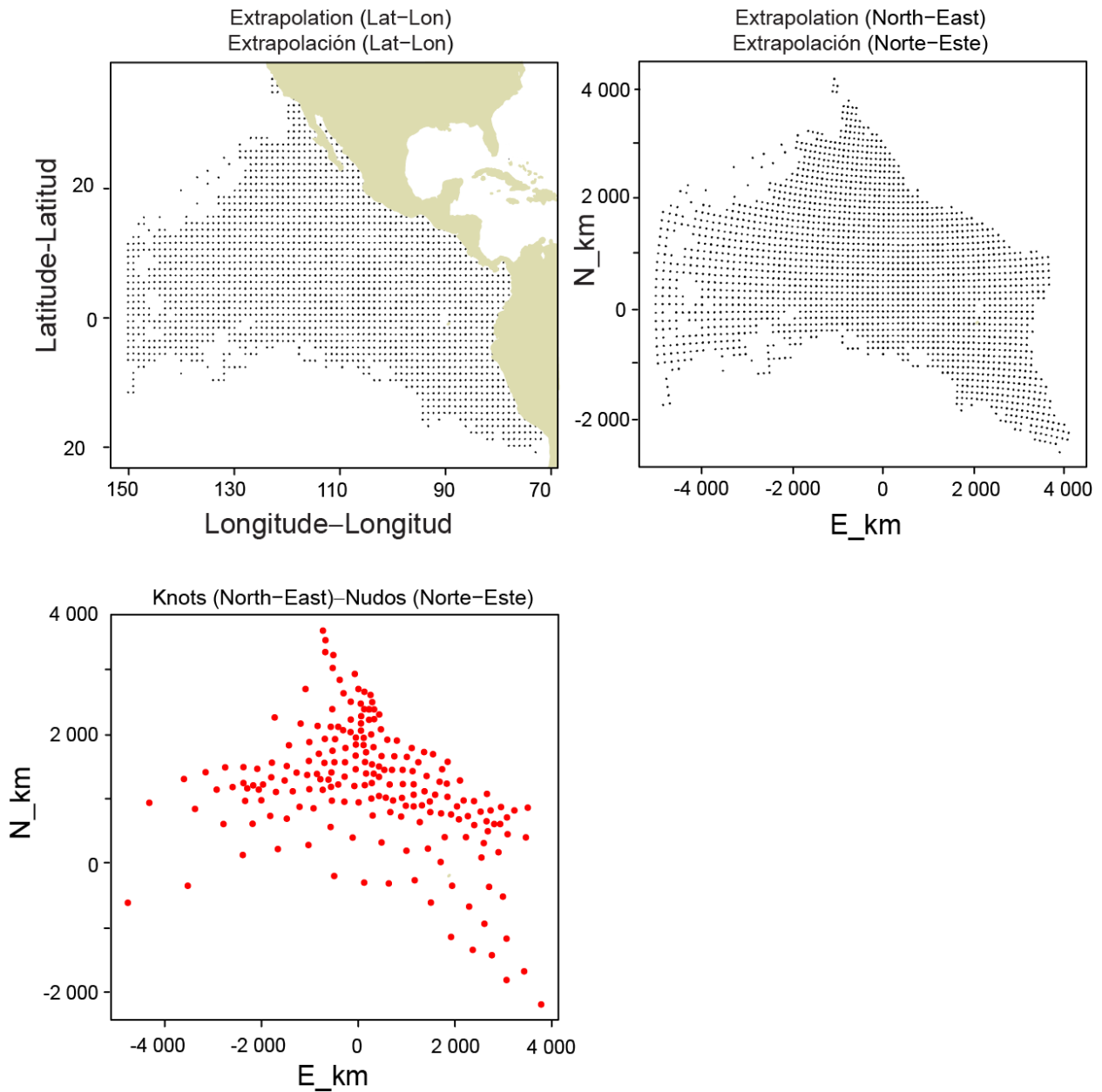


FIGURE 2. Geographic distributions of the per-set CPUE observations used to estimate the index of relative abundance of yellowfin in the EPO (top, in both Lat-Lon and Northing-Easting coordinates), and the corresponding 400 spatial knots generated using the *k*-means algorithm (bottom, in Northing-Easting coordinates). The spatiotemporal model used the Northing-Easting coordinates to calculate the Cartesian distance between two observations.

FIGURA 2. Distribución geográfica de las observaciones de CPUE por lance usadas para estimar el índice de abundancia relativa de atún aleta amarilla en el OPO (arriba, en Lat-Lon y coordenadas *Northing-Easting*), y los 400 nudos espaciales correspondientes generados usando el algoritmo de *k*-medias (abajo, en coordenadas *Northing-Easting*). El modelo espaciotemporal usó las coordenadas *Northing-Easting* para calcular la distancia cartesiana entre dos observaciones.

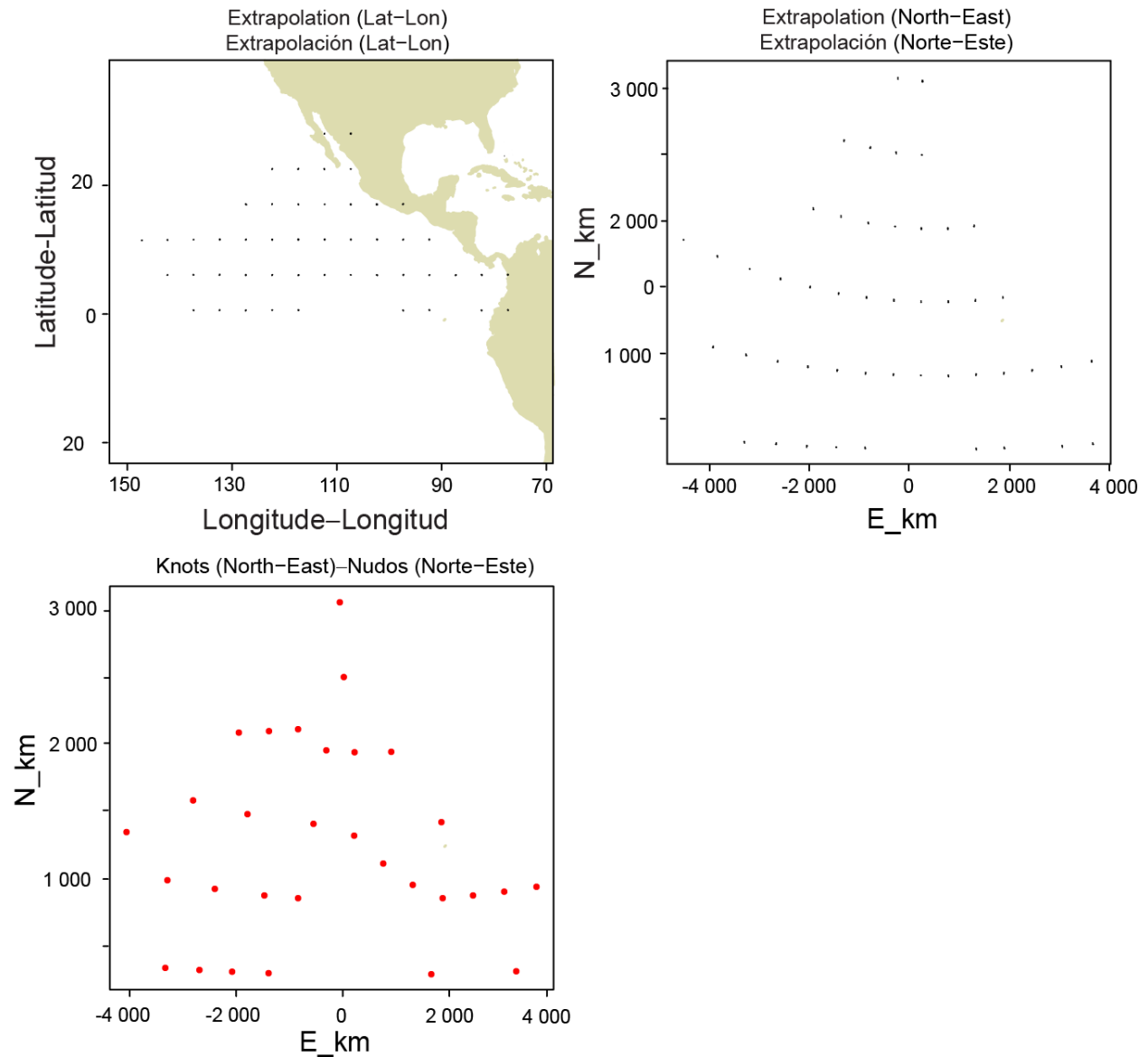


FIGURE 3. Geographic distributions of the yellowfin length-composition observations in the EPO (top, in both Lat-Lon and Northing-Easting coordinates), and the corresponding 30 spatial knots generated using the *k*-means algorithm (bottom, in Northing-Easting coordinates). The spatiotemporal model used the Northing-Easting coordinates to calculate the Cartesian distance between two observations.

FIGURA 3. Distribución geográfica de las observaciones de composición por talla de atún aleta amarilla en el OPO (arriba, en Lat-Lon y coordenadas *Northing-Easting*), y los 30 nudos espaciales correspondientes generados usando el algoritmo de *k*-medias (abajo, en coordenadas *Northing-Easting*). El modelo espaciotemporal usó las coordenadas *Northing-Easting* para calcular la distancia cartesiana entre dos observaciones.

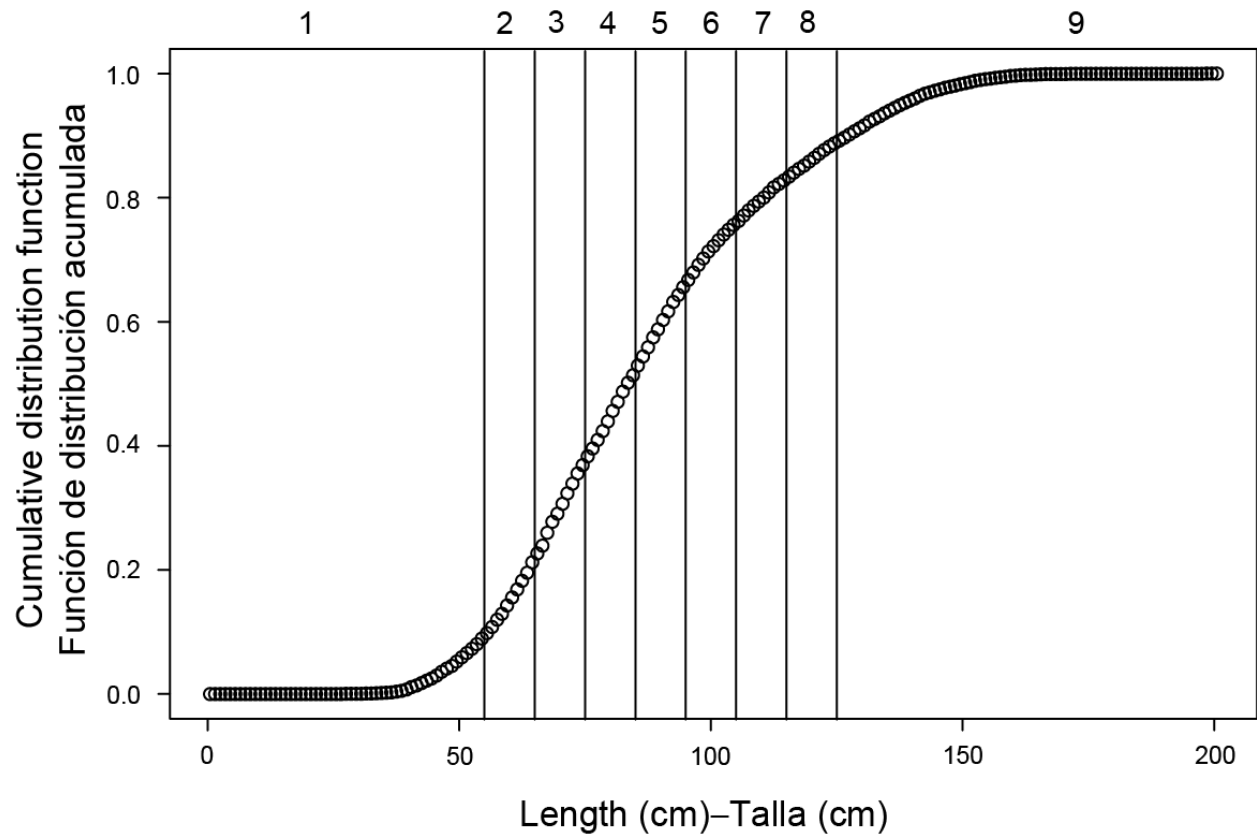


FIGURE 4. Cumulative distribution function of catch-at-length of yellowfin tuna in the dolphin-associated purse-seine fishery in the EPO in quarter 2. The length-composition data were divided into 9 length groups for the spatiotemporal analysis.

FIGURA 4. Función de distribución acumulada de la captura por talla de atún aleta amarilla en la pesquería de cerco asociada a delfines en el OPO en el trimestre 2. Los datos de composición por talla fueron divididos en 9 grupos de talla para el análisis espaciotemporal.

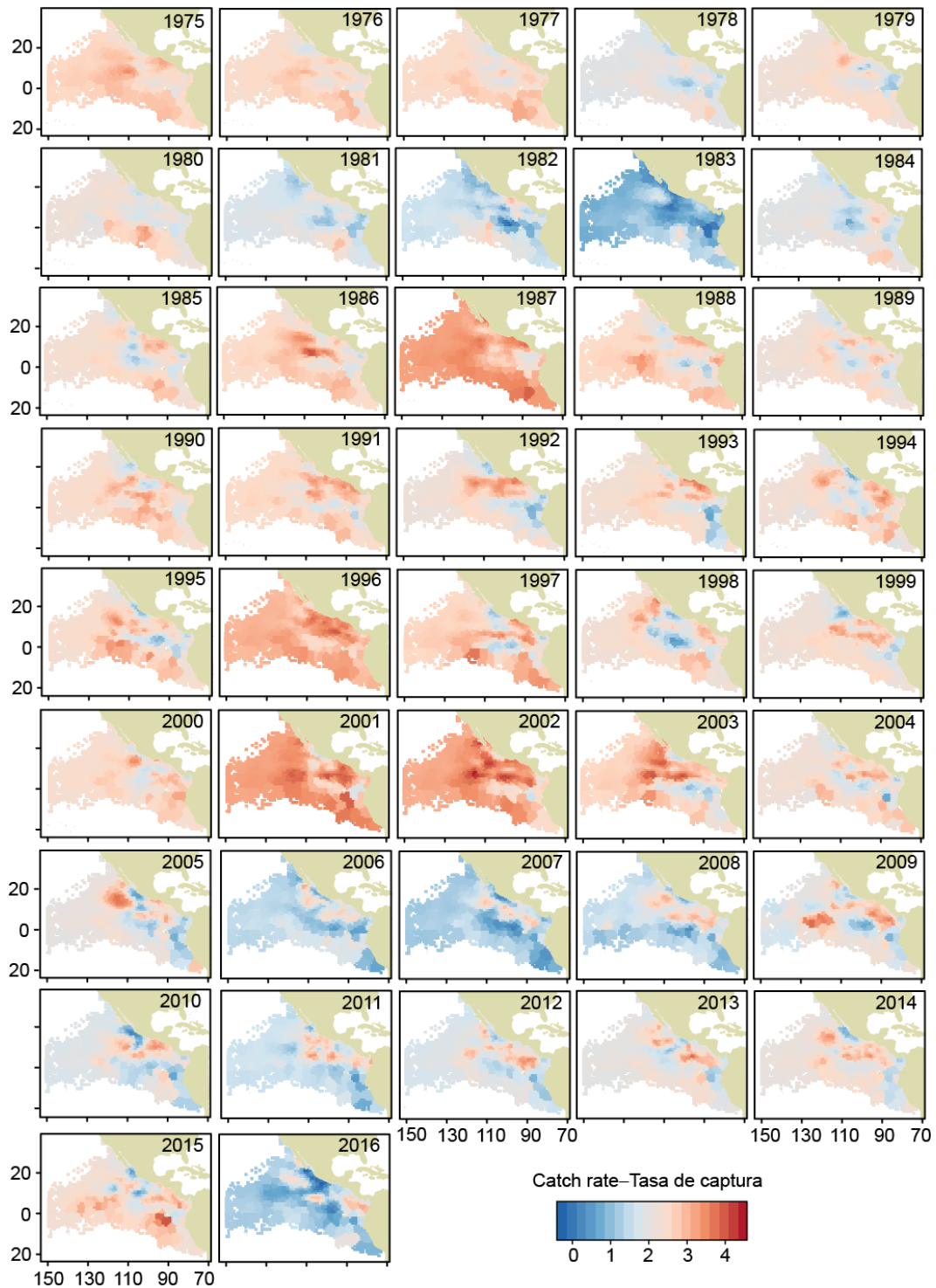


FIGURE 5a. Spatiotemporal distribution of the predicted log catch rate, in tons per day, of yellowfin tuna in the EPO in quarter 1, 1975-2016.

FIGURA 5a. Distribución espaciotemporal del logaritmo de la tasa de captura predicha, en toneladas por día, de atún aleta amarilla en el OPO en el trimestre 1, 1975-2016.

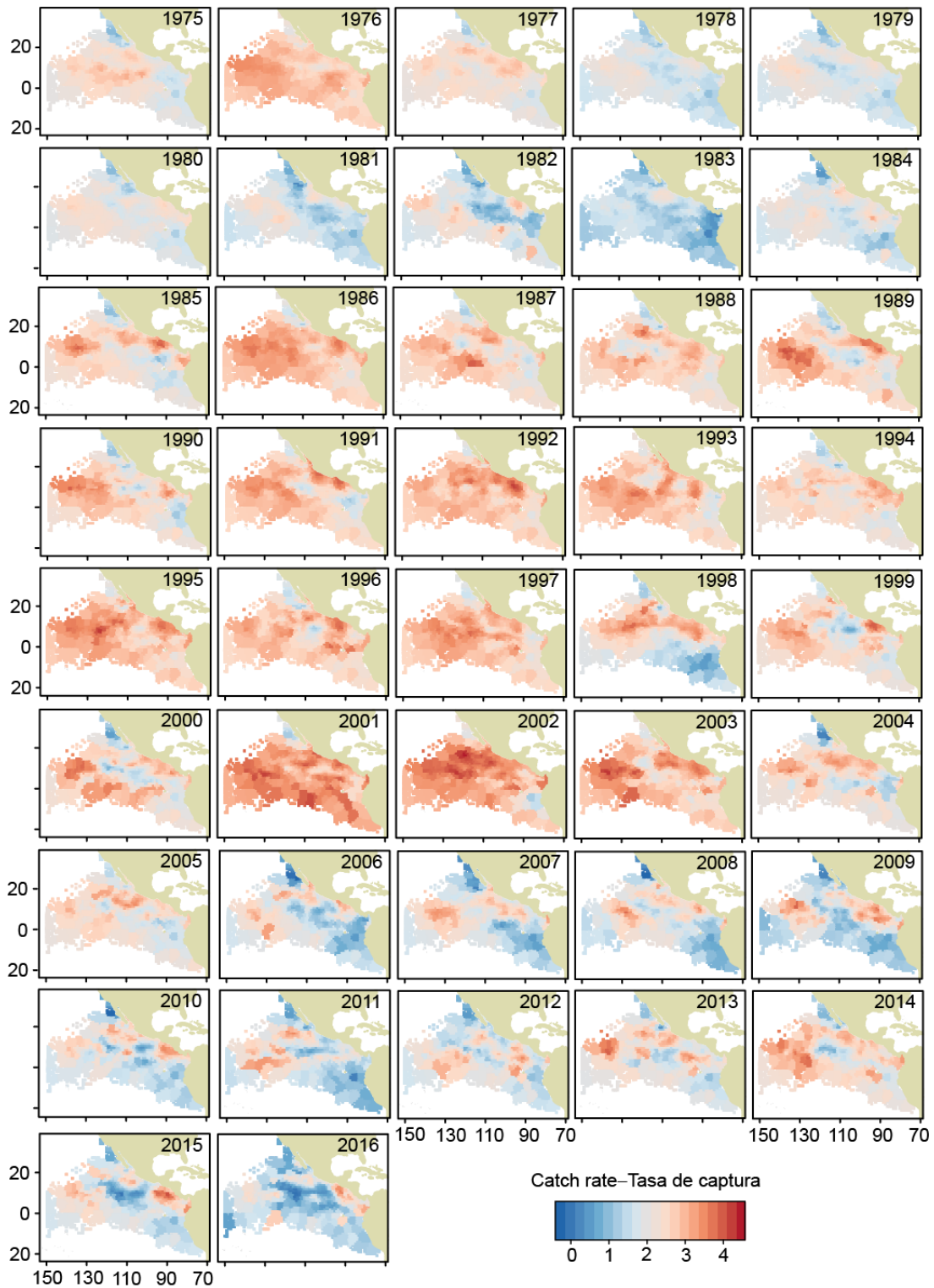


FIGURE 5b. Spatiotemporal distribution of the predicted log catch rate, in tons per day, of yellowfin tuna in the EPO in quarter 2, 1975-2016.

FIGURA 5b. Distribución espaciotemporal del logaritmo de la tasa de captura predicha, en toneladas por día, de atún aleta amarilla en el OPO en el trimestre 2, 1975-2016.

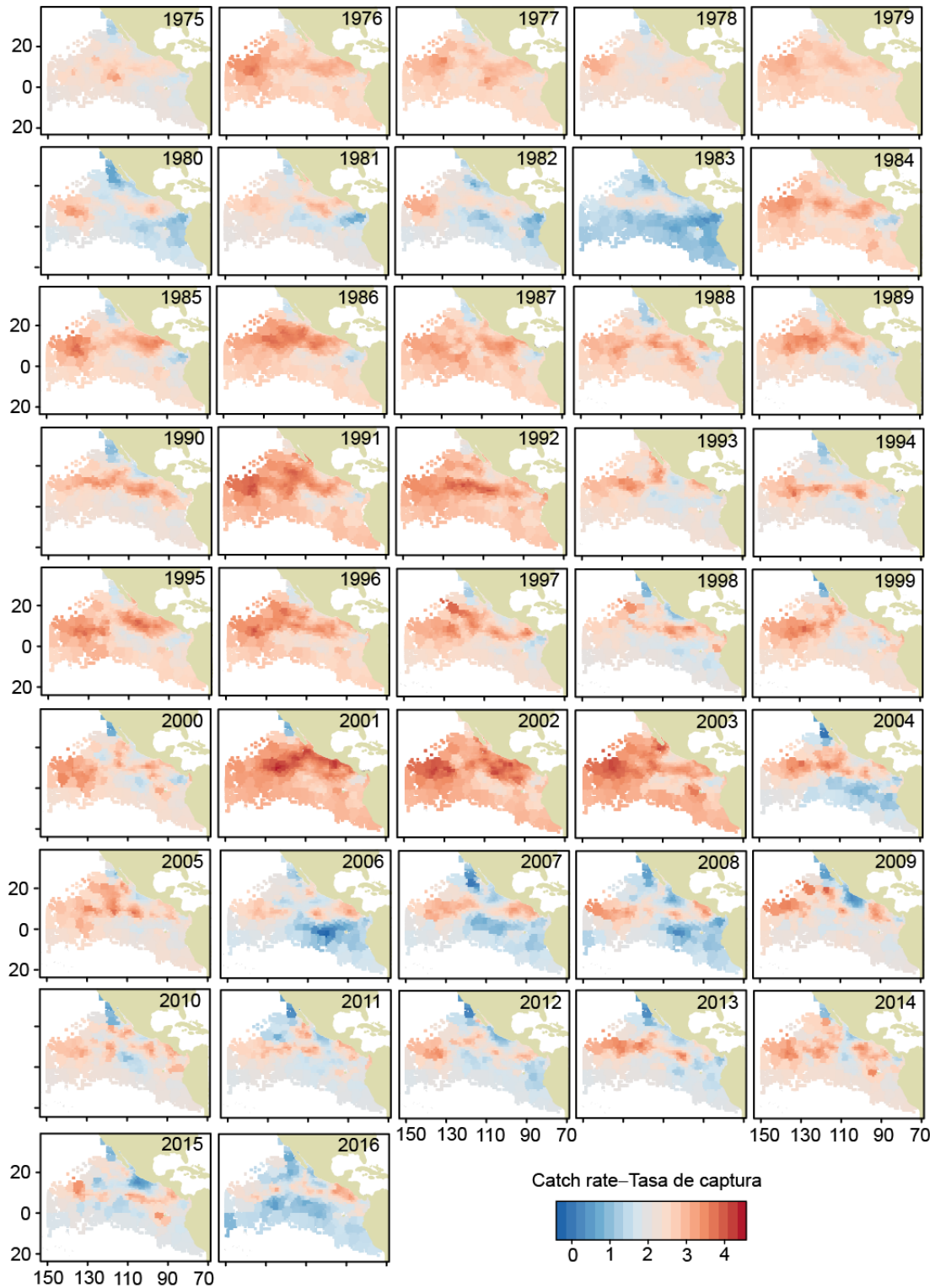


FIGURE 5c. Spatiotemporal distribution of the predicted log catch rate, in tons per day, of yellowfin tuna in the EPO in quarter 3, 1975-2016.

FIGURA 5c. Distribución espaciotemporal del logaritmo de la tasa de captura predicha, en toneladas por día, de atún aleta amarilla en el OPO en el trimestre 3, 1975-2016.

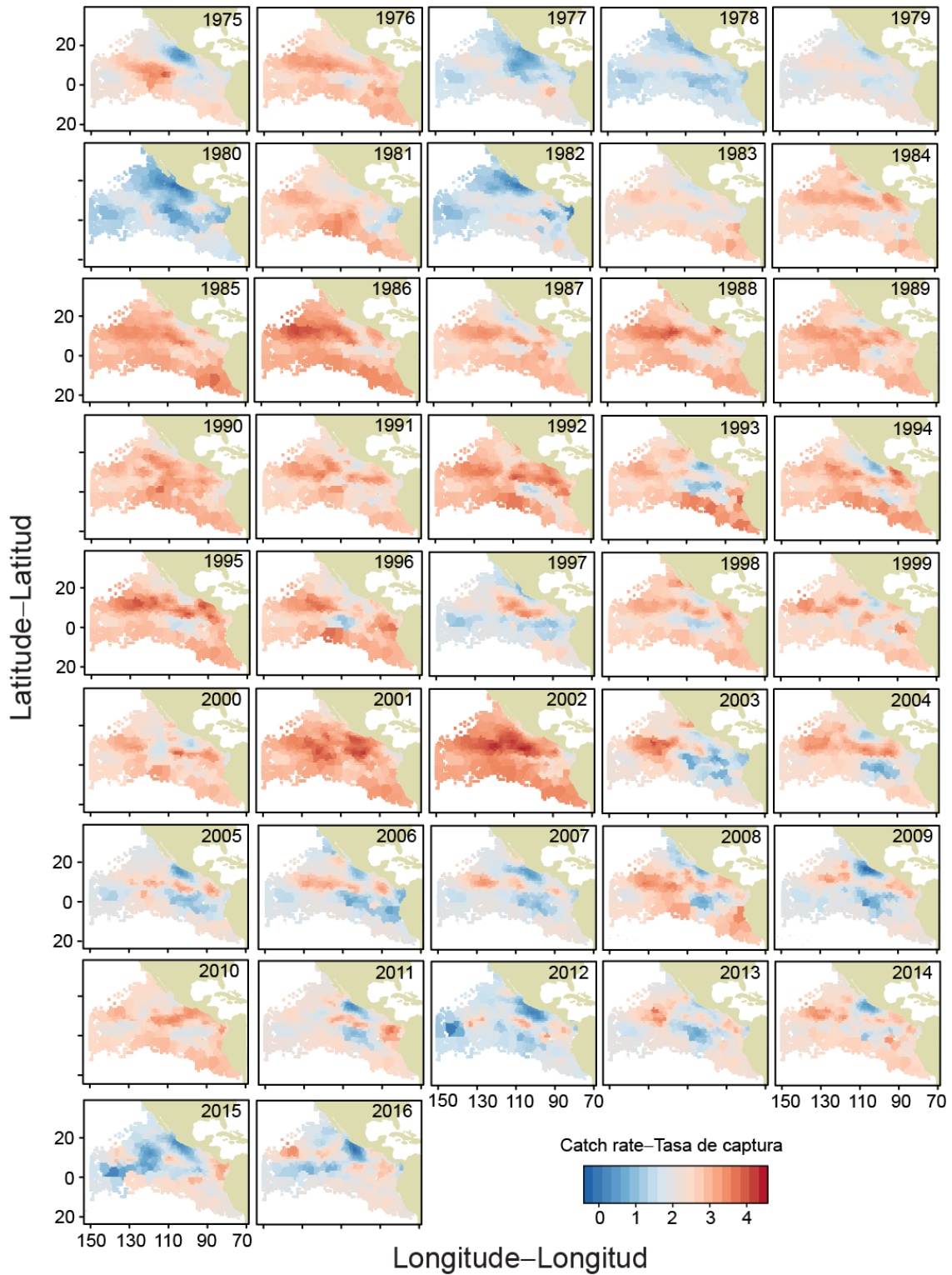


FIGURE 5d. Spatiotemporal distribution of the predicted log catch rate, in tons per day, of yellowfin tuna in the EPO in quarter 4, 1975-2016.

FIGURA 5d. Distribución espaciotemporal del logaritmo de la tasa de captura predicha, en toneladas por día, de atún aleta amarilla en el OPO en el trimestre 4, 1975-2016.

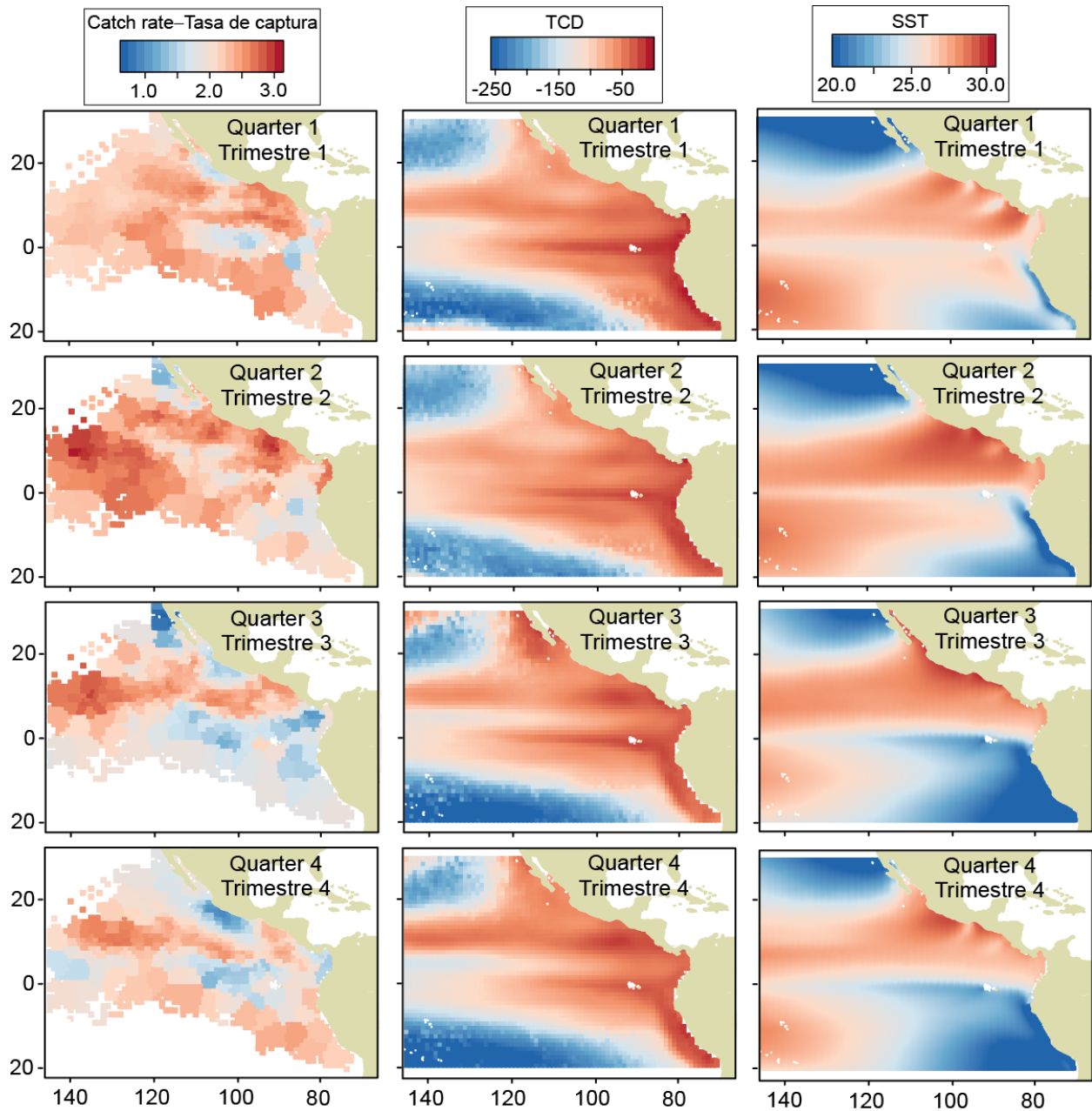


FIGURE 6. Historical mean predicted log catch rate, in tons per day, thermocline depth (TCD), in meters, and sea-surface temperature (SST), in °C, by quarter, 1975-2016.

FIGURA 6. Logaritmo de la tasa de captura media histórica predicha, en toneladas por día, profundidad de la termoclina (PTC), en metros, y temperatura superficial del mar (TSM), en °C, por trimestre, 1975-2016.

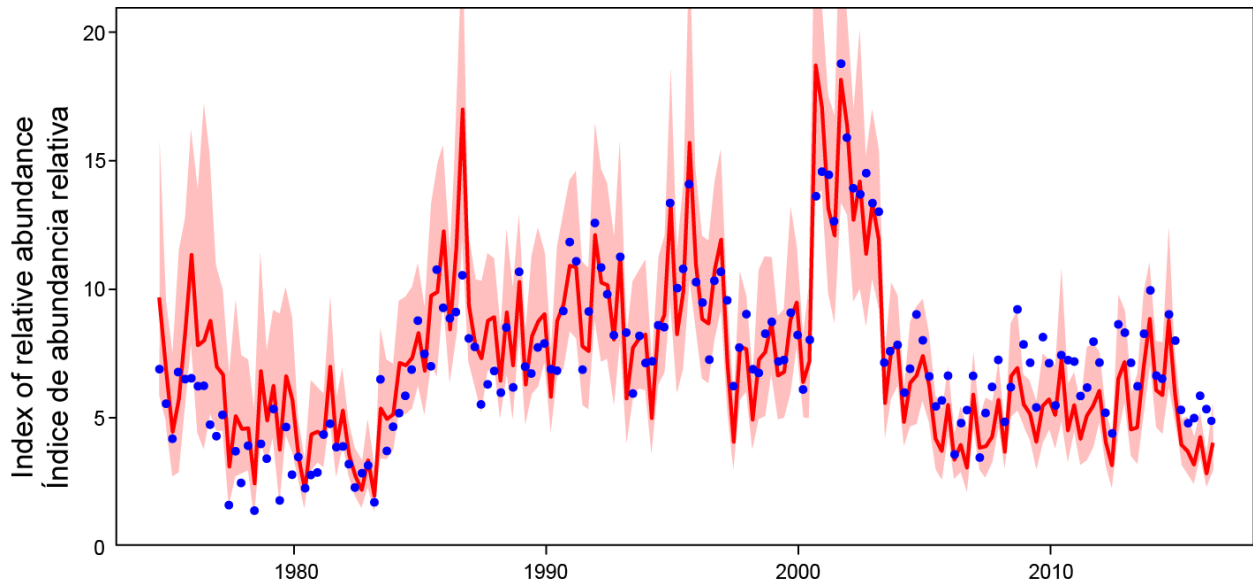


FIGURE 7. Nominal (blue dots) and standardized (red line) indices of relative abundance of yellowfin tuna in the EPO. The shaded area indicates the 95% confidence interval of the standardized index.

FIGURA 7. Índice de abundancia relativa nominal (puntos azules) y estandarizado (línea roja) del atún aleta amarilla en el OPO. El área sombreada indica el intervalo de confianza de 95% del índice estandarizado.

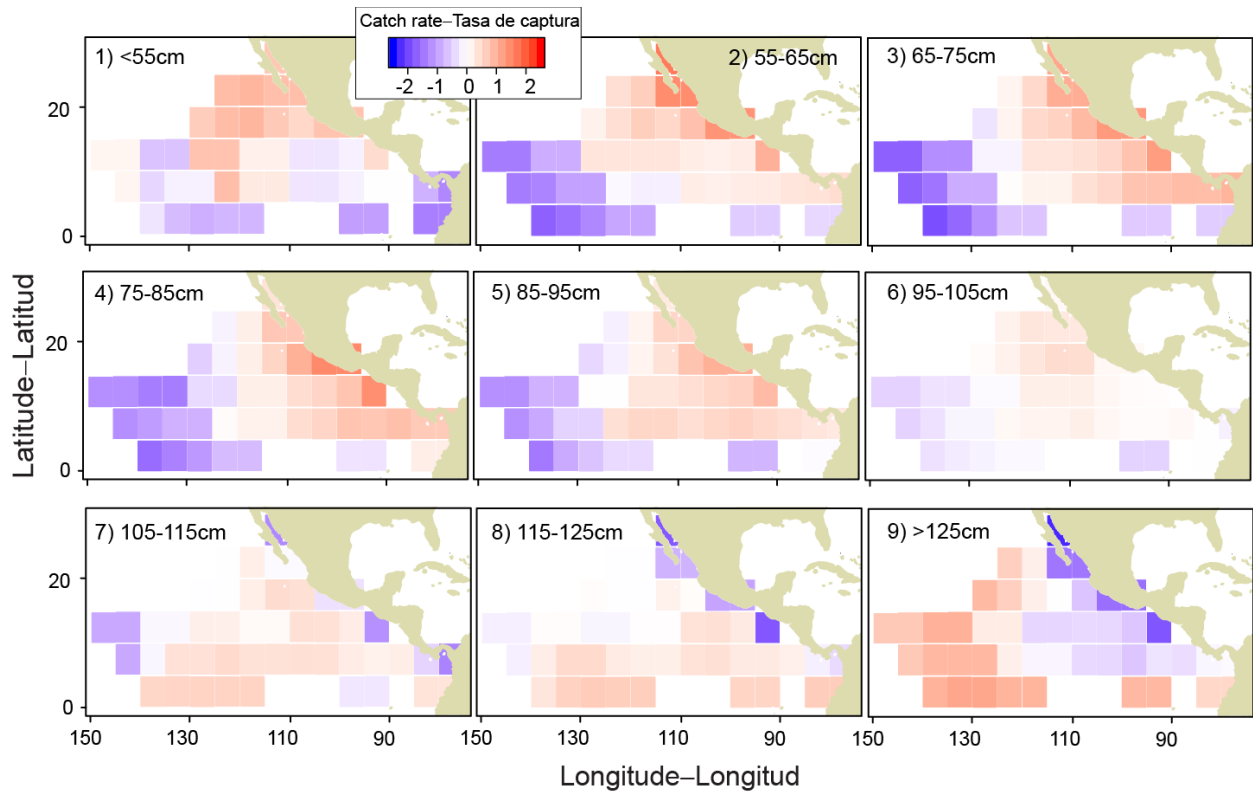


FIGURE 8. Historical mean normalized log catch rate of yellowfin tuna in the EPO for each of the nine length groups considered in the spatiotemporal length-composition analysis.

FIGURA 8. Logaritmo de la tasa de captura media histórica normalizada del atún aleta amarilla en el OPO correspondiente a cada uno de los nueve grupos de talla considerados en el análisis espaciotemporal de composición por talla.