

COMISIÓN INTERAMERICANA DEL ATÚN TROPICAL
COMITÉ CIENTÍFICO ASESOR
CUARTA REUNIÓN

La Jolla, California (EE.UU.)
29 de abril - 3 de mayo de 2013

DOCUMENTO SAC-04-05b

**ANÁLISIS DE DATOS OPERACIONALES DE PALANGREROS
JAPONESES DE CAPTURA Y ESFUERZO DE ATÚN PATUDO EN EL
OCÉANO PACÍFICO ORIENTAL**

Cleridy E. Lennert-Cody, Hiroaki Okamoto y Mark N. Maunder

RESUMEN

Se realizaron análisis de datos de palangre a nivel operacional de atún patudo en el Océano Pacífico oriental a fin de estudiar los efectos de diferencias en la eficacia pesquera de los buques sobre la tendencia a largo plazo estimada del índice de abundancia relativa. Los resultados sugieren que, cuando se toman en consideración las diferencias en la eficacia pesquera de los buques, la tendencia a largo plazo en el índice es ligeramente más pesimista. Este resultado es consistente con las conclusiones de análisis similares de datos de patudo del Océano Pacífico occidental. Una inspección de los residuales de los modelos de estandarización sugiere que la incorporación de variables ambientales, y términos para interacciones entre el número de anzuelos entre flotadores y posición y condiciones ambientales, podría ayudar a mejorar el ajuste del modelo.

1. ANTECEDENTES

Las tendencias de la captura por unidad de esfuerzo (CPUE) son un factor muy importante en la evaluación de los atunes patudo y aleta amarilla del Océano Pacífico oriental (OPO) (Aires-da-Silva y Maunder 2012, y las referencias que citan). En años recientes se han planteado preocupaciones acerca de posibles tendencias en la capturabilidad debido a mejoras en el desempeño de los buques. Análisis recientes de datos de palangreros japoneses a nivel operacional del Océano Pacífico occidental (Hoyle *et al.* 2010; Hoyle y Okamoto 2011) han identificado diferencias en la eficacia pesquera entre buques no tomadas en cuenta previamente en los modelos lineales generalizados (MLG) usados para la estimación de índices de abundancia relativa. A fin de determinar el grado al cual cambios similares podrían estar ocurriendo en el OPO también, se realizó, y se presenta en este documento, un análisis exploratorio de datos de palangreros japoneses a nivel operacional correspondientes al patudo del OPO. Estos análisis usaron como modelo estudios de datos del Océano Pacífico occidental (Hoyle *et al.* 2010; Hoyle y Okamoto 2011) para permitir comparabilidad.

2. DATOS Y PREPARACIÓN DE DATOS

Se usaron en estos análisis datos de palangreros japoneses, por lance, de 1975-2011, para ser consistente con el periodo de tiempo de la evaluación actual del patudo en el OPO (Aires-da-Silva y Maunder 2012). Los datos fueron estructurados originalmente en dos archivos de datos, uno para 1975-1993 y el otro para 1994-2011. Cada registro en estos archivos representó un lance palangrero individual. Los campos de datos fueron: año, mes y día del lance; la latitud y longitud del lance (resolución de 1°); el nombre japonés del buque; la señal de llamada del buque; la fecha de inicio del viaje; el tonelaje del buque; la categoría pesquera del buque (alta mar y aguas lejanas); el número de matrícula del buque; el grupo de especies objetivo (pez espada, tiburón, otros incluyendo atunes); las características del palangre (material del

reinal, material de las brazoladas, tipo de cebo, número de anzuelos entre flotadores; número de anzuelos en el palangre); captura en número de cada especie de atún (albacora, patudo, aleta amarilla). No se dispuso de todas las variables durante el periodo entero. En particular, se dispuso de la información de señal de llamada a partir de 1979 solamente, información de cebo para 1975-1993 solamente, e información del material del palangre a partir de 1994 solamente.

Se usaron estos datos operacionales de palangreros japoneses en el presente estudio bajo las siguientes condiciones:

1. El uso de los datos es limitado estrictamente a los fines del presente trabajo colaborativo;
2. Los datos pueden ser usados únicamente durante este trabajo colaborativo;
3. El participante puede usar los datos solamente en la computadora personal preparada por científicos japoneses del NRIFSF, y no se permite copiar los datos de la computadora; y
4. Cualquier documento o presentación derivado del resultado de este trabajo colaborativo debe ser consultado por adelantado con la Agencia Pesquera Japonesa y científicos del NRIFSF.

El procesamiento de los datos incluyó la recodificación de valores faltantes, la eliminación de registros con datos anómalos, y la creación de varias variables derivadas. Todo el procesamiento de los datos fue efectuado en R (R Development Core Team 2012). Los valores faltantes fueron recodificados de « . » (o 0 en el caso de fecha de inicio del viaje) a NA en el caso de las siguientes variables: número de anzuelos entre flotadores, tonelaje del buque, señal de llamada del buque, matrícula del buque, y fecha de inicio del viaje. La categoría pesquera del buque correspondiente al periodo de 1975-1993 fue recodificada para ser consistente con los valores de los códigos usados para 1994-2011. Fueron identificados y eliminados los registros con valores anómalos en varias variables: día del mes mayor que 31, número de anzuelos entre flotadores menos que 3 o más que 30, y número total de anzuelos en el palangre más que 6000. Se eliminaron registros duplicados de lances. Se identificaron registros duplicados como aquellos con la misma fecha y posición de la misma señal de llamada y nombre del buque y año. En el caso del periodo de 1975-1993 hubo 1.118 registros de este tipo de un total de 895.170 (0,12%), y 65 de 645.859 (0,01%) en el caso del periodo de 1994-2011.

El conjunto de datos fue además reducido antes del análisis para excluir: registros con datos faltantes en campos clave (señal de llamada, nombre del buque, fecha de inicio de viaje, número de anzuelos entre flotadores, y número total de anzuelos), registros de lances fuera del OPO (longitud al oeste de 150°O, latitud al norte de 40°N o sur de 40°S), y registros de buques que no eran de aguas lejanas (probablemente buques de investigación y entrenamiento). Esto limitó el conjunto de datos al periodo de 1979-2011, debido principalmente a que no se dispuso de señal de llamada antes de 1979. El procesamiento de los datos redujo el número total de registros de 1.748.019 a 1.424.871. Para este conjunto de datos reducido, se crearon las nuevas variables siguientes: año-trimestre, indicador de área de 5°.

Varios resúmenes y análisis de los datos hacen referencia a las áreas usadas en la evaluación más reciente del patudo de la CIAT, ilustradas en la Figura 1.

3. RESÚMENES DE CARACTERÍSTICAS DE ARTE, FLOTA Y CAPTURA

El número de anzuelos entre flotadores mostró una estructura temporal y espacial considerable (Figuras 2-4). El número mediano de anzuelos entre flotadores aumentó de 10 a aproximadamente 15 entre 1979 y 1994, y ha aumentado ligeramente a 17 en años recientes (Figura 2). Desde 1994, cuando se dispuso por primera vez de información sobre el material de los palangres, el número de anzuelos entre flotadores ha sido menos variable entre lances con reinal y brazoladas de nylon (la combinación dominante de materiales) que para los lances con reinales y brazoladas de « otros » materiales (Figura 3). Se usaron menos anzuelos entre flotadores en las áreas más templadas del OPO comparado con las regiones ecuatoriales más tropicales (Figura 4), y por lo tanto los cambios temporales en anzuelos entre flotadores han variado espacialmente a través del OPO.

El número mediano de anzuelos por lance palangrero también ha variado a lo largo del tiempo, aumentando generalmente durante el periodo de 1979-2011 (Figura 5). Además, la variabilidad del número de anzuelos por lance palangrero alrededor de la mediana muestra una estructura temporal.

En la Figura 6 se ilustra el periodo de tiempo de los datos que representan cada valor único de señal de llamada (que se supone identifican buques individuales de forma única). Hubo 1.265 valores únicos de señal de llamada para el periodo de 1979-2011. Los valores de señal de llamada en la Figura 6 están en orden desde la fecha de los datos más recientes en el conjunto de datos y luego la fecha de los datos más tempranos en el conjunto de datos, y por ende, al pie de la figura se presenta el historial de informes de los buques que representan la pesquería reciente.

Fueron claramente visibles cambios espaciotemporales en la composición de la captura en el OPO en una amplia gama de escalas para las tres especies capturadas (patudo, aleta amarilla, y albacora; Figuras 7-9). En general, la gran mayoría de los lances en la mayor parte de las regiones del OPO capturó al menos alguna cantidad de patudo. Sin embargo, se pueden observar reducciones generales de la CPUE en toda la pesquería de tanto patudo como aleta amarilla durante la última década comparada con la pesquería en los años 1980 y 1990. Comparado con el patrón anual del albacora, espacialmente bastante consistente, el patrón espacial de las tasas de captura de patudo y aleta amarilla varió entre años y fue a menudo contrastante, con áreas con tasas de captura altas de patudo pero bajas de aleta amarilla.

La distribución de frecuencia de captura de patudo por lance (en número) está sesgada hacia valores grandes, con solamente un bajo porcentaje de lances sin captura (Figura 10). La distribución de frecuencia de la captura de patudo por anzuelo (Figura 11) sugiere un redondeo ocasional del número de peces y número de anzuelos, pero tiene una forma general similar a aquella de la captura por lance.

4. ANÁLISIS DE TENDENCIAS DE LA CPUE DE ATÚN PATUDO, CON Y SIN EFECTO DE SEÑAL DE LLAMADA

Se realizaron análisis del efecto de diferencias en la eficacia pesquera entre buques sobre las estimaciones de los índices de abundancia relativa de patudo por separado para cada una de las cuatro áreas de evaluación de poblaciones de la CIAT (Figura 1). Por motivos prácticos, se limitaron los análisis a los datos de señal de llamada de buque que estaban bien representados: dentro de cada área, se limitaron los datos a aquellas señales de llamadas en el 25% superior de lances por señal de llamada. En la Tabla 1 se detalla la cantidad de datos disponible por área. En vista de la forma de la distribución de frecuencia general de las capturas de patudo (Figuras 10-11), se usaron modelos binomiales negativos (conteos de patudo) y modelos logarítmicos normales (CPUE de patudo) para estos datos.

Se ajustaron a los datos por área los siguientes modelos lineales (« ML »; ecuaciones (1)-(2)) y lineales generalizados (binomial negativo, « NB »; ecuaciones (3)-(4)):

1. $\log(\text{CPUE} + 0,0002) = \text{constante} + \text{efecto de año-trimestre} + \text{efecto de área de } 5^\circ + f(\text{anzuelos entre flotadores})$
2. $\log(\text{CPUE} + 0,0002) = \text{constante} + \text{efecto de año-trimestre} + \text{efecto de área de } 5^\circ + f(\text{anzuelos entre flotadores}) + \text{efecto de señal de llamada}$
3. $\log(\mu) = \text{constante} + \beta \cdot \log(\text{número de anzuelos}) + \text{efecto de año-trimestre} + \text{efecto de área de } 5^\circ + f(\text{anzuelos entre flotadores})$
4. $\log(\mu) = \text{constante} + \beta \cdot \log(\text{número de anzuelos}) + \text{efecto de año-trimestre} + \text{efecto de área de } 5^\circ + f(\text{anzuelos entre flotadores}) + \text{efecto de señal de llamada}$

donde μ es la captura media de patudo (conteo), β la pendiente correspondiente al término lineal $\log(\text{número de anzuelos})$, y f representa una suavización de *spline* natural de grado 6. El modelo ML no fue ajustado a los datos del Área 1 debido al gran porcentaje de lances con capturas de patudo de valor 0 (Tabla 1). Para comparación con los resultados NB, se ajustó también un MLG Poisson a los datos del Área 2. La forma de estos modelos fue seleccionada para ser consistente con los análisis del Océano Pací-

fico occidental (Hoyle *et al.* 2010). A fin de brindar mayor información sobre la relación entre anzuelos y captura, se incluyó $\log(\text{número de anzuelos})$ en el modelo como término lineal, no como retraso, obteniendo así una estimación del coeficiente de la pendiente (en lugar de suponer un valor de 1,0). Además, en ciertas áreas (ver Tabla 2) el tiempo de ejecución del modelo MLG NB fue extremadamente lento al estimar el parámetro de escala (θ) en el caso del modelo con efecto de señal de llamada. En tales casos, el modelo fue ajustado con el valor de θ del modelo sin efecto de señal de llamada. El trabajo futuro podría enfocarse en mejorar estos modelos (ver también más adelante).

De acuerdo al Criterio de Información de Akaike (AIC), añadir un efecto de señal de llamada a los modelos mejoró el ajuste para todos los modelos considerados (Tabla 3). En las Figuras 12-15 se ilustran los coeficientes del efecto de año-trimestre de los MLG NB, por área. En el Área 1, hubo poca diferencia en dichos coeficientes entre modelos con y sin efecto de señal de llamada. En el caso de las Áreas 2-4, los coeficientes de los modelos con efecto de señal de llamada fueron ligeramente menores que aquellos de los modelos sin ese efecto, desde principios de los años 1990 hasta 2011.

Se resumieron las diferencias entre los coeficientes del efecto de año-trimestre de los modelos con y sin efecto de señal de llamada, por área, como la razón de los coeficientes del efecto de año-trimestre medios estandarizados, r :

$$r_i = \frac{\frac{\gamma_{i \text{ sin}}}{\bar{\gamma}_{\text{ sin}}}}{\frac{\gamma_{i \text{ con}}}{\bar{\gamma}_{\text{ con}}}}$$

donde γ_{i_*} es $\exp(i^{\text{ésimo}})$ coeficiente del efecto de año-trimestre (en $i=1$, se fijó el valor del coeficiente en 0) y $\bar{\gamma}_{_*}$ es el promedio de los coeficientes exponentiados (promedio sobre i). En la Figura 16 se resumen las series de tiempo de r para el MLG NB. Por área, las series de tiempo fueron similares para los modelos ML (no ilustrado) y MLG NB (y MLG Poisson, no ilustrado), sin tendencia a largo plazo en el Área 1 y tendencias a largo plazo en las Áreas 2-4. En las Áreas 2-4, el tiempo de transición de $r < 1,0$ a $r > 1,0$ varió bastante entre áreas, pero en todas las tres áreas la transición ocurrió a principios y mediados de los años 1990. La amplitud de la desviación (+/-) de r de 1,0 varió asimismo entre áreas, con las amplitudes positiva y negativa más pequeñas ocurriendo en el Área 3.

Se computaron para el Área 2 tendencias estandarizadas para el patudo de los modelos MLG NB, con y sin efecto de señal de llamada (Figura 17). Se seleccionó el Área 2 porque el MLG NB tuvo el mejor ajuste a los datos de ese área (a partir de una inspección de gráficos diagnósticos, aunque se podría mejorar el modelo; ver Figura 18) y el Área 2 ha sido una de las áreas dominantes de pesca en el OPO. La tendencia estandarizada del modelo con efecto de señal de llamada sugiere una tendencia decreciente ligeramente mayor desde 1979 hasta 2011 comparada con aquella del modelo sin efecto de señal de llamada. Estas tendencias estandarizadas se basan en dependencia parcial (Hastie *et al.* 2009), que resume el efecto de año-trimestre sobre la cantidad de captura, tomando en cuenta los efectos medios de las otras variables en el modelo.

5. DISCUSIÓN Y TRABAJO FUTURO

En general, tomar en cuenta diferencias en la eficacia pesquera entre buques (inclusión de un efecto de señal de llamada) en la estimación de los índices de año-trimestre para el OPO (Figuras 16-17) tuvo un efecto similar a aquel observado en el Océano Pacífico occidental (Hoyle *et al.* 2010; Hoyle y Okamoto 2011). En tres de las cuatro áreas de evaluación de poblaciones en el OPO, la razón de los coeficientes del efecto de año-trimestre medios estandarizados mostró tendencias que variaron suavemente, con una transición de poder de pesca creciente a decreciente alrededor de mediados de los años 1990. Similarmente, en el caso del Área 2, la única área de evaluación del OPO para la cual se calculó un índice estandarizado, la tendencia estandarizada basada en un modelo con efecto de señal de llamada fue típicamente ligera-

mente más pesimista que la tendencia de un modelo sin dicho efecto. Un análisis de residuales del modelo ajustado sin efecto de señal de llamada indicó que en el caso de algunas señales de llamada ocurrió una tendencia temporal en los residuales en la actividad pesquera durante el periodo de tiempo (Figura 19). Por lo tanto, si se emprende más trabajo sobre el poder de pesca, se podría mejorar los modelos si se tomaran en cuenta tendencias simples por señal de llamada, en lugar de suponer que cualquier cambio en el poder de pesca a la largo del tiempo fue constante (tal como se hace en los modelos antes descritos).

No obstante, podría ser más importante tratar el mal ajuste en el modelo de estandarización que modelar diferencias del poder de pesca de buques individuales. Aún con efecto de señal de llamada, el ajuste del MLG NB a los datos señaló deficiencias (Figura 18). Valió lo mismo en el caso de los modelos ML y Poisson (no ilustrados). Esta falta de ajuste podría deberse a una especificación errónea del aspecto distribucional del modelo o de la estructura media (o ambos). Los mapas anuales de residuales del modelo MLG NB con efecto de señal de llamada del Área 2 señalaron una estructura espacial que varió por año, indicando tal vez que el modelo para la estructura media podría ser mejorado con predictores ambientales adicionales (por ejemplo, TSM y profundidad de la capa de mezcla), además de predictores que capturen diferencias espaciales a escala menor en el uso del arte (por ejemplo, interacciones entre el número de anzuelos entre flotadores y posición y ambiente) e indicadores de objetivo. Fue evidente una estructura espacial en el número de anzuelos entre flotadores, a escala tanto grande (Figura 4) como pequeña (no ilustrada), en los datos de operación. Estudios previos (por ejemplo, Maunder *et al.* 2006) han ilustrado la importancia de considerar efectos espaciales (de hábitat) a pequeña escala. Fue visible una estructura espacial negativamente correlacionada entre las especies capturadas en varias escalas en los datos del presente estudio, aunque no queda claro que esta estructura esté relacionada con patrones espaciales en la especie objetivo. Se están estudiando las tendencias en la especie objetivo en la pesquería palangrera del Océano Pacífico occidental también (Hoyle *et al.* 2010; Hoyle y Okamoto 2011). Tratar estos temas podría requerir que se especifiquen los modelos de estandarización como modelos aditivos generalizados en lugar de MLG.

RECONOCIMIENTOS

Se agradece especialmente al NRIFSF por permitir acceso a los datos de operación, a nuestros colegas japoneses por su ayuda y hospitalidad en Shimizu, y a Simon Hoyle por discusiones útiles.

REFERENCIAS

- Aires-da-Silva, A. and Maunder, M.N. 2012. Status of bigeye tuna in the eastern Pacific Ocean in 2011 and outlook for the future. In: IATTC Stock Assessment Report 13.
<http://www.iatc.org/PDFFiles2/StockAssessmentReports/SAR-13-BETENG.pdf>
- Hastie, T., Tibshirani, R., Friedman, J. 2009. The Elements of Statistical Learning, Second Edition. Springer.
- Hoyle, S. D., Shono, H., Okamoto, H. and Langley, A.D. 2010. Analysis of Japanese longline operational catch and effort for bigeye tuna in the WCPO. Document WCPFC-SC6-2010/SA-WP-02.
- Hoyle, S.D. and Okamoto, H. 2011. Analyses of Japanese longline operational catch and effort for bigeye and yellowfin tuna in the WCPO. Document WCPFC-SC7-2011/SA IP-01.
- Maunder, M.N., Hinton, M.G., Bigelow, K.A. and Langley, A.D. 2006. Developing indices of abundance using habitat data in a statistical framework. Bulletin of Marine Science 79:545-559.
- R Development Core Team 2012. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0, URL <http://www.R-project.org/>

TABLE 1. Information of the data sets used in the LM and NB GLM (Poisson GLM) analyses.**TABLA 1.** Información de los conjuntos de datos usados en los análisis ML y MLG NB (Poisson MLG).

	# records used for analysis	% records retained	% BET catch retained	% records with no BET catch	# unique vessel call signs	Minimum number of records per call sign
	# registros usados para análisis	% registros retenidos	% captura de patudo retenido	% registros sin captura de patudo	# señales de llamada únicas	Número mínimo de registros por señal de llamada
Area 1	89277	72.3	74.0	8.8	187	211
Area 2	196096	66.7	65.1	2.4	274	367
Area 3	486975	72.5	63.0	0.9	268	1031
Area 4	171386	66.5	67.8	3.1	194	429

TABLE 2. Estimates of NB scale parameter (θ) and of the coefficient for log(number of hooks), from the NB GLMs, with and without call sign effect. Dashes indicate estimate not obtained.**TABLA 2.** Estimaciones del parámetro de escala NB (θ) y del coeficiente de log(número de anzuelos), de los MLG NB, con y sin efecto de señal de llamada. Los trazos indican estimación no obtenida.

	θ , without call sign effect	θ , with call sign effect	log(hooks) coefficient, without call sign effect	log(hooks) coefficient, with call sign effect
	θ , sin efecto de señal de llamada	θ , con efecto de señal de llamada	coeficiente log(anzuelos), sin efecto de señal de llamada	coeficiente log(anzuelos), con efecto de señal de llamada
Area 1	2.348831	-----	0.4198282	0.4736601
Area 2	1.70188	1.747699	0.1455818	0.1081811
Area 3	2.974777	-----	0.193419	0.2679528
Area 4	1.84593	1.920904	0.2025275	0.2473667

TABLE 3. AIC values and difference in AIC for models with and without call sign effect.**TABLA 3.** Valores de AIC y diferencia en AIC para modelos con y sin efecto de señal de llamada.

	AIC, without call sign effect	AIC, with call sign effect	Difference in AIC (without – with)
	AIC, sin efecto de señal de llamada	AIC, con efecto de señal de llamada	Diferencia en AIC (sin – con)
LM—ML			
Area 2	545059.2	541545.3	3513.9
Area 3	1073220	1062439	10781
Area 4	451519.5	445699.6	5819.9
NB GLM—MLG NB			
Area 1	674408.6	668326.5	6082.1
Area 2	1535008	1530663	4345
Area 3	3499973	3488086	11887
Area 4	1338387	1332510	5877

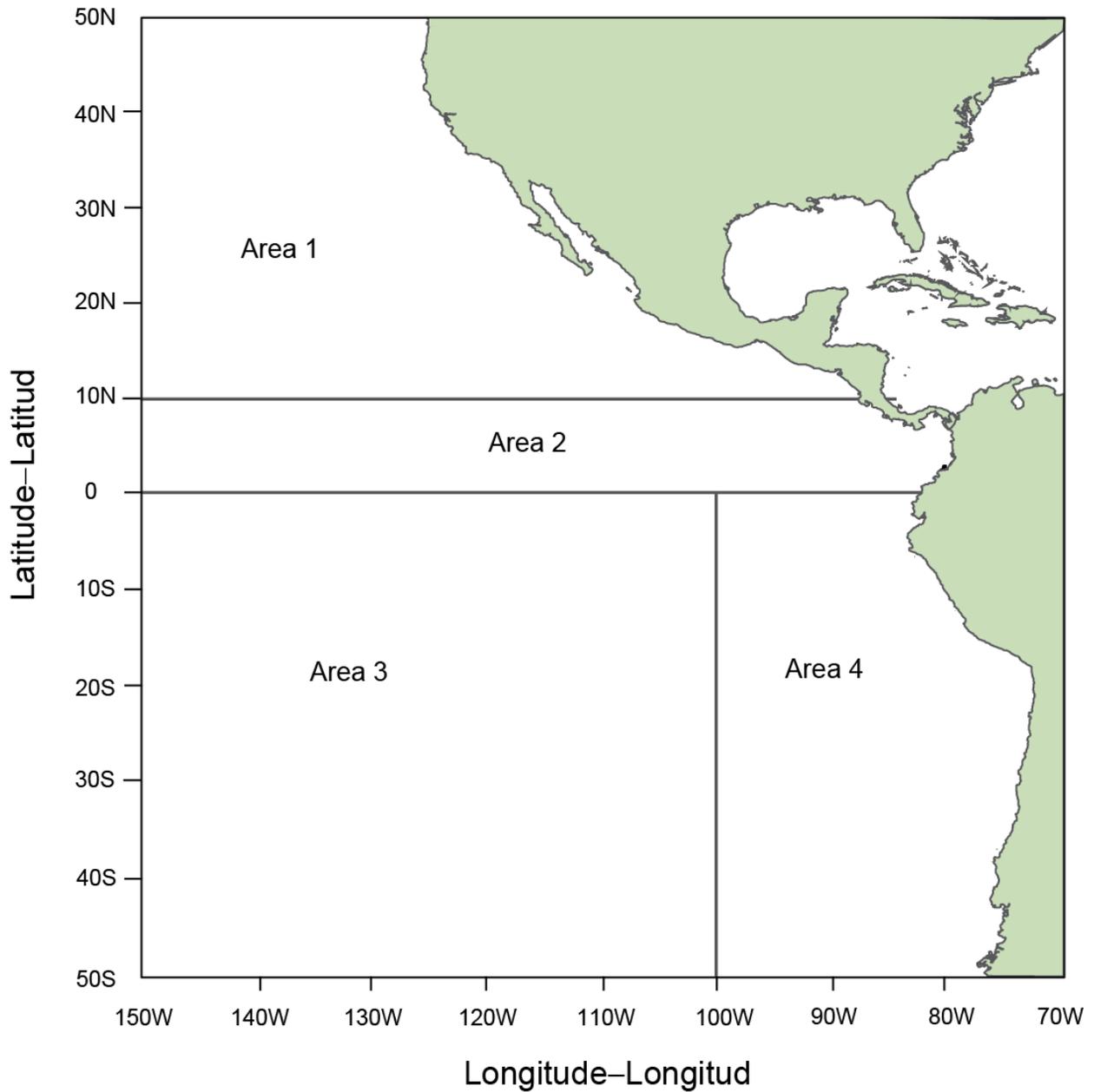


FIGURE 1. Map of the most recent IATTC stock assessment areas for bigeye tuna.
FIGURA 1. Mapa de las áreas de evaluación del atún patudo más recientes de la CIAT.

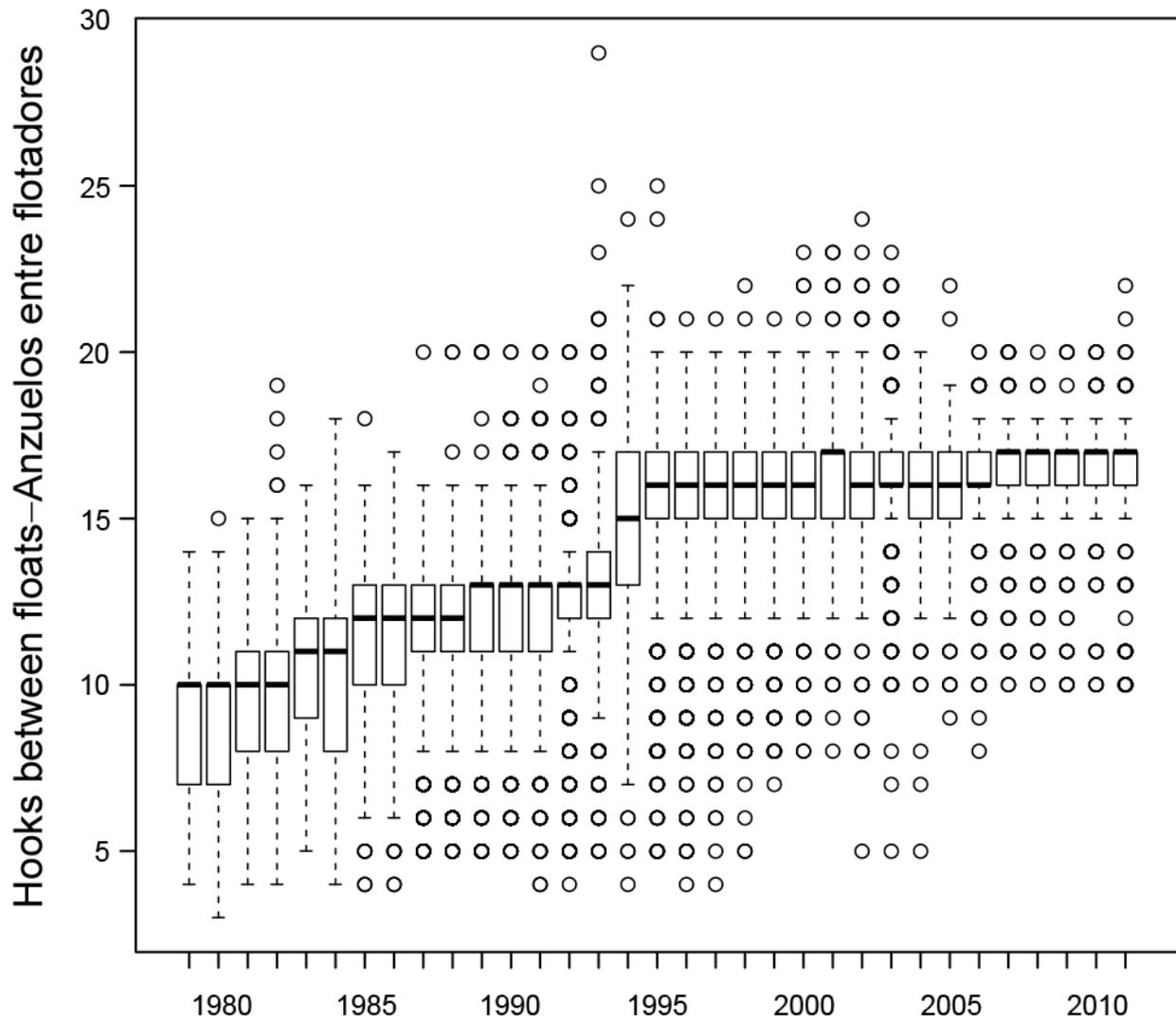


FIGURE 2. Box-and-whisker plots of the number of hooks between floats by year for 1979-2011.
FIGURA 2. Gráficas de caja y bigote del número de anzuelos entre flotadores por año durante 1979-2011.

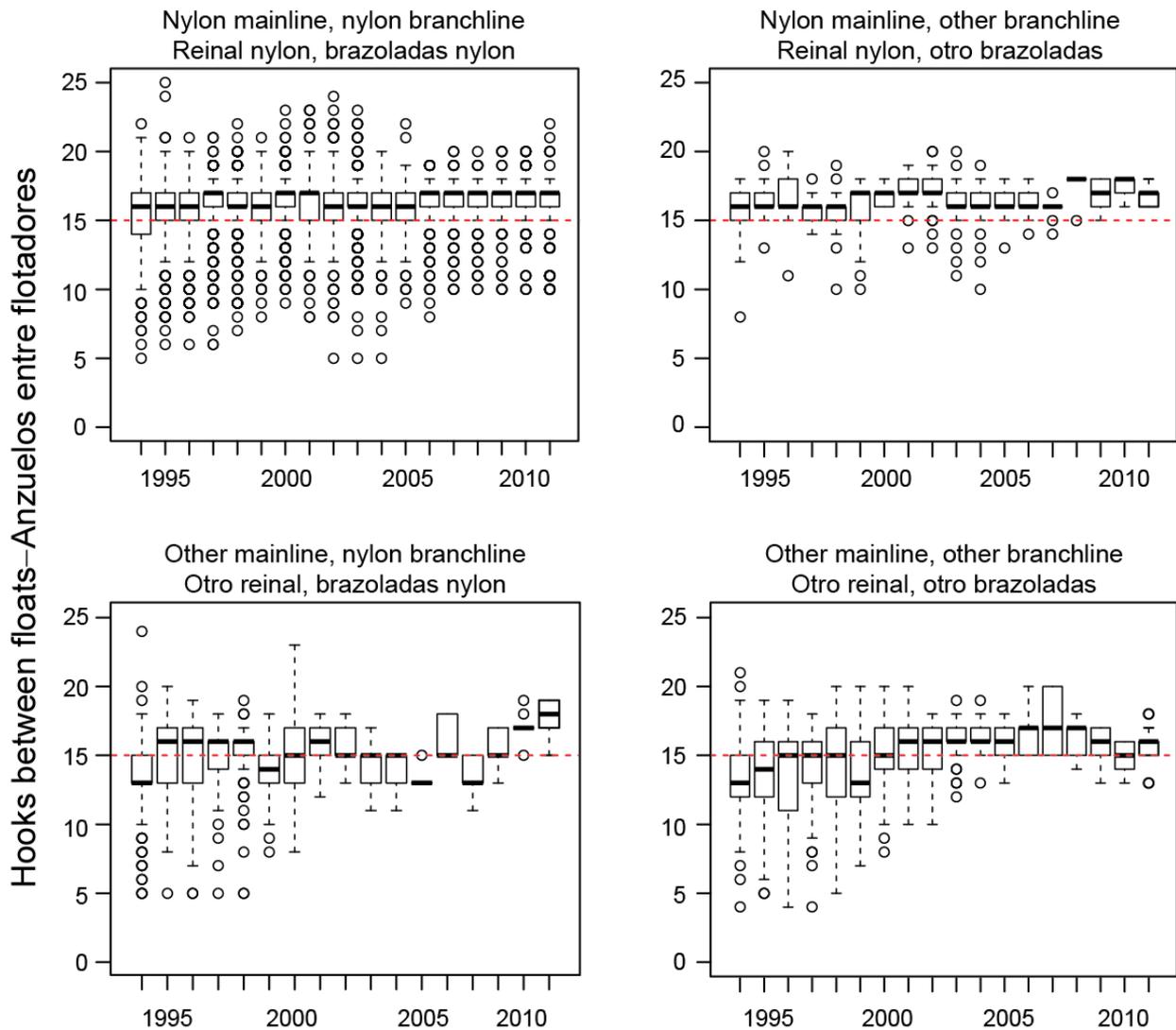


FIGURE 3. Relationship between the number of hooks between floats and mainline and branchline materials since 1994. Pooled over years, the percentage of sets with the following mainline-branchline material combinations was: 77.4% for nylon-nylon (upper left panel); 3.7% for nylon-other material (upper right panel); 5.3% other material-nylon (lower left panel); 12.9% for other material-other material (lower right panel).

FIGURA 3. Relación entre el número de anzuelos entre flotadores y material del reinal y brazoladas desde 1994. Agrupados para todos los años, el porcentaje de lances con las siguientes combinaciones de material reinal-brazolada fue: 77,4% nylon-nylon (panel superior izquierdo); 3,7% nylon-otro material (panel superior derecho); 5,3% otro material-nylon (panel inferior izquierdo); 12,9% otro material-otro material (panel inferior derecho).

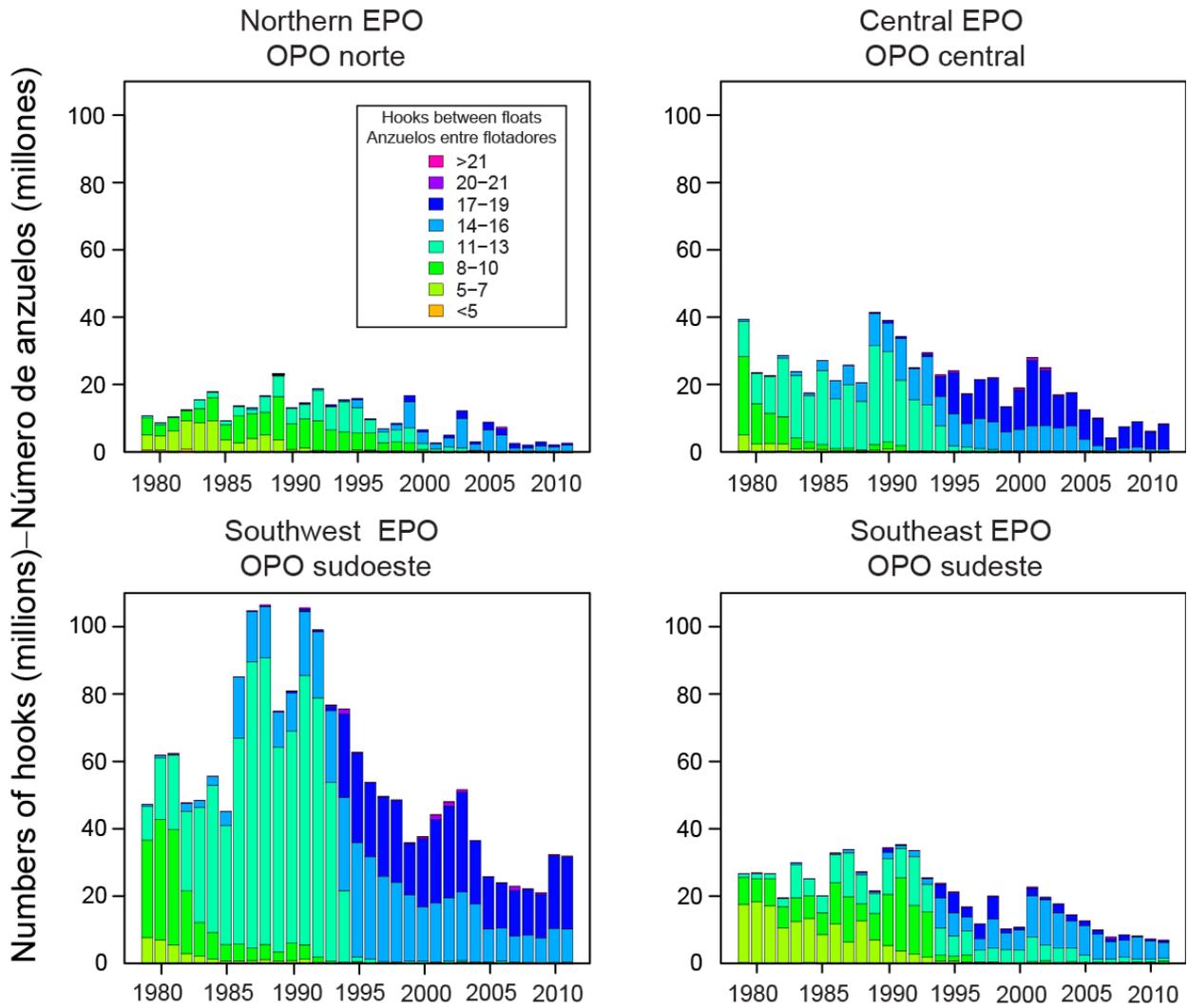


FIGURE 4a. Change in the number of hooks between floats by stock assessment area (Figure 1) and year, in millions of hooks.

FIGURA 4a. Cambio en el número de anzuelos entre flotadores por área de evaluación (Figura 1) y año, en millones de anzuelos.

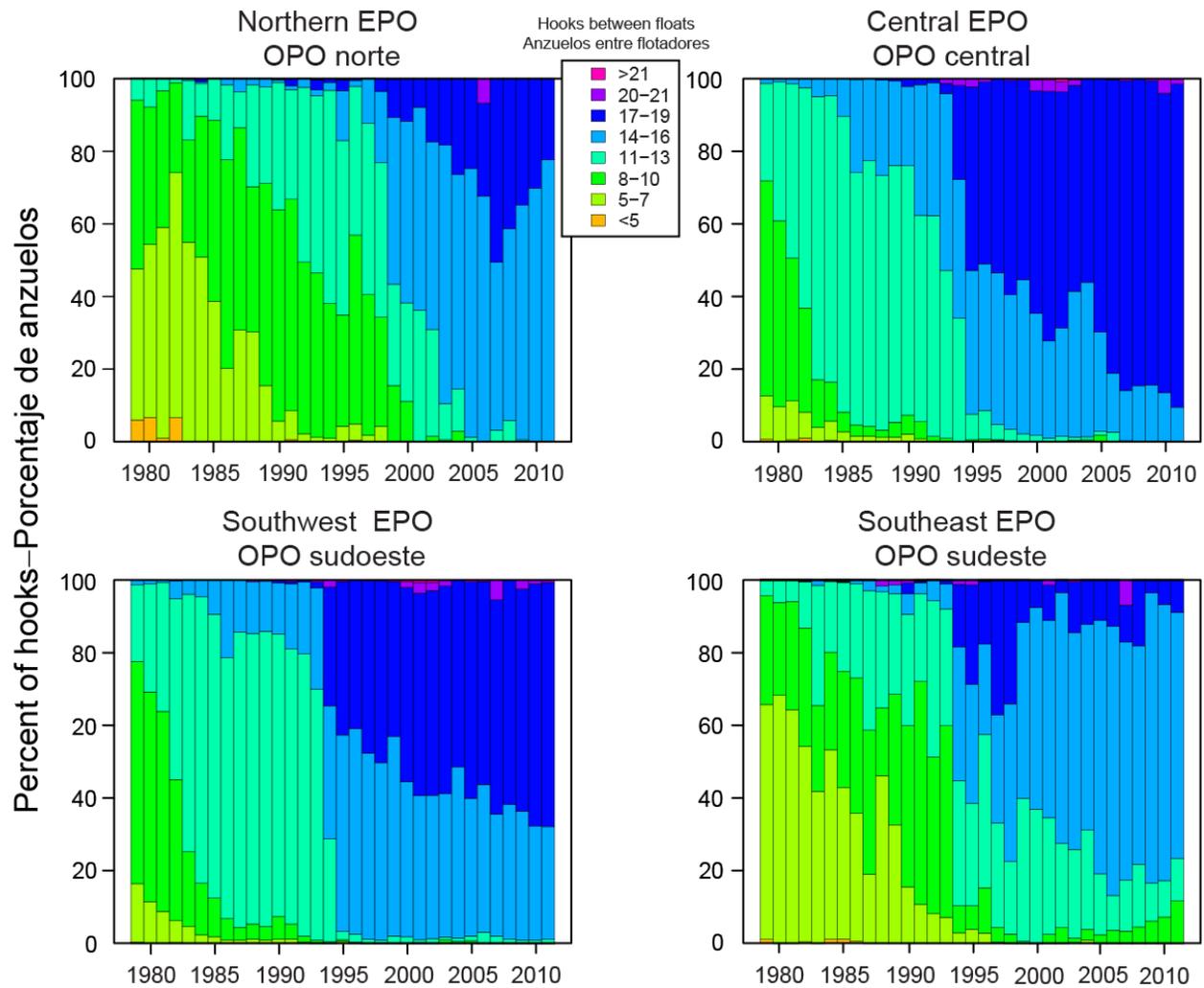


FIGURE 4b. Change in the number of hooks between floats by stock assessment area and year, in percent hooks (*i.e.*, same as Figure 4a, but in percent).

FIGURA 4b. Cambio en el número de anzuelos entre flotadores por área de evaluación de poblaciones y año, en porcentaje de anzuelos (es decir, igual que la Figura 4a, pero en porcentaje).

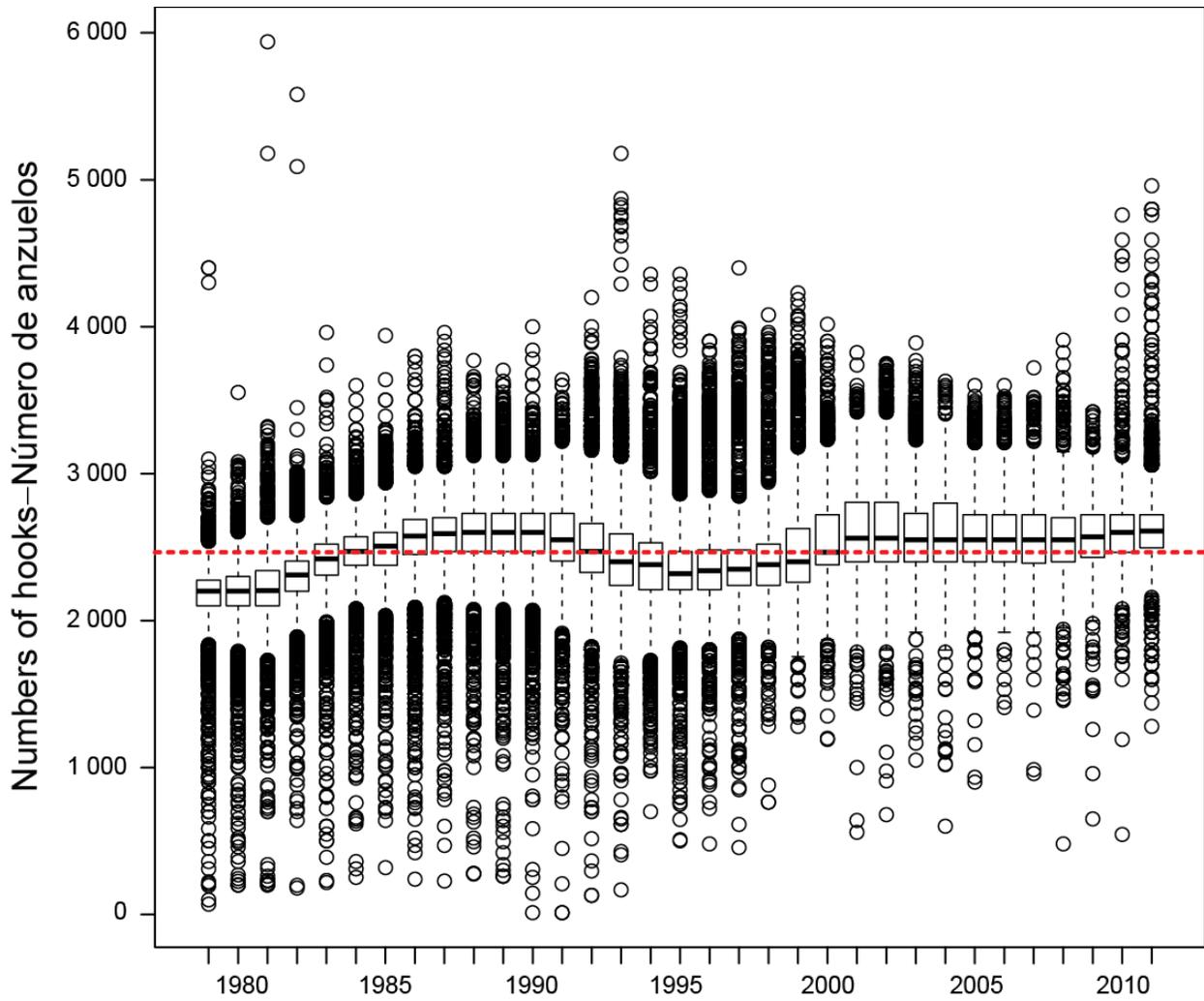


FIGURE 5. Box-and-whisker plots of the number of hooks per set, by year, for 1979-2011. Red dashed line is the overall median number of hooks per set.

FIGURA 5. Gráficas de caja y bigote del número de anzuelos por lance, por año, durante 1979-2011. La línea de trazos roja representa la mediana general del número de anzuelos por lance.

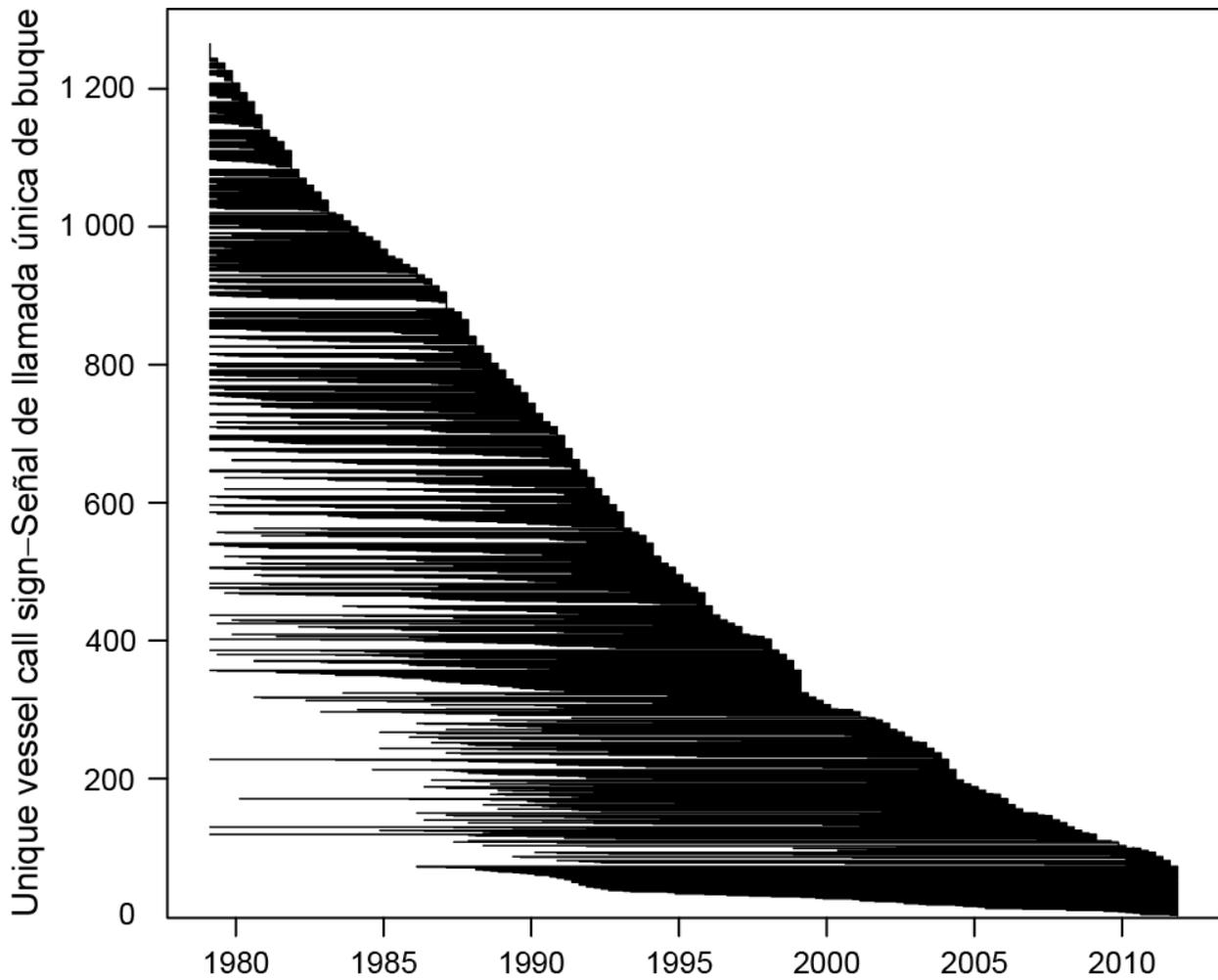


FIGURE 6. Date (year-quarter) of first and last records for each unique vessel call sign, ordered first by the date of the last record in the data set and then by the data of the first record in the data set.

FIGURA 6. Fecha (año-trimestre) del primer y último registro de cada señal de llamada única de buque, ordenado primero red por la fecha del último registro en el conjunto de datos y luego por los datos del primer registro en el conjunto de datos.

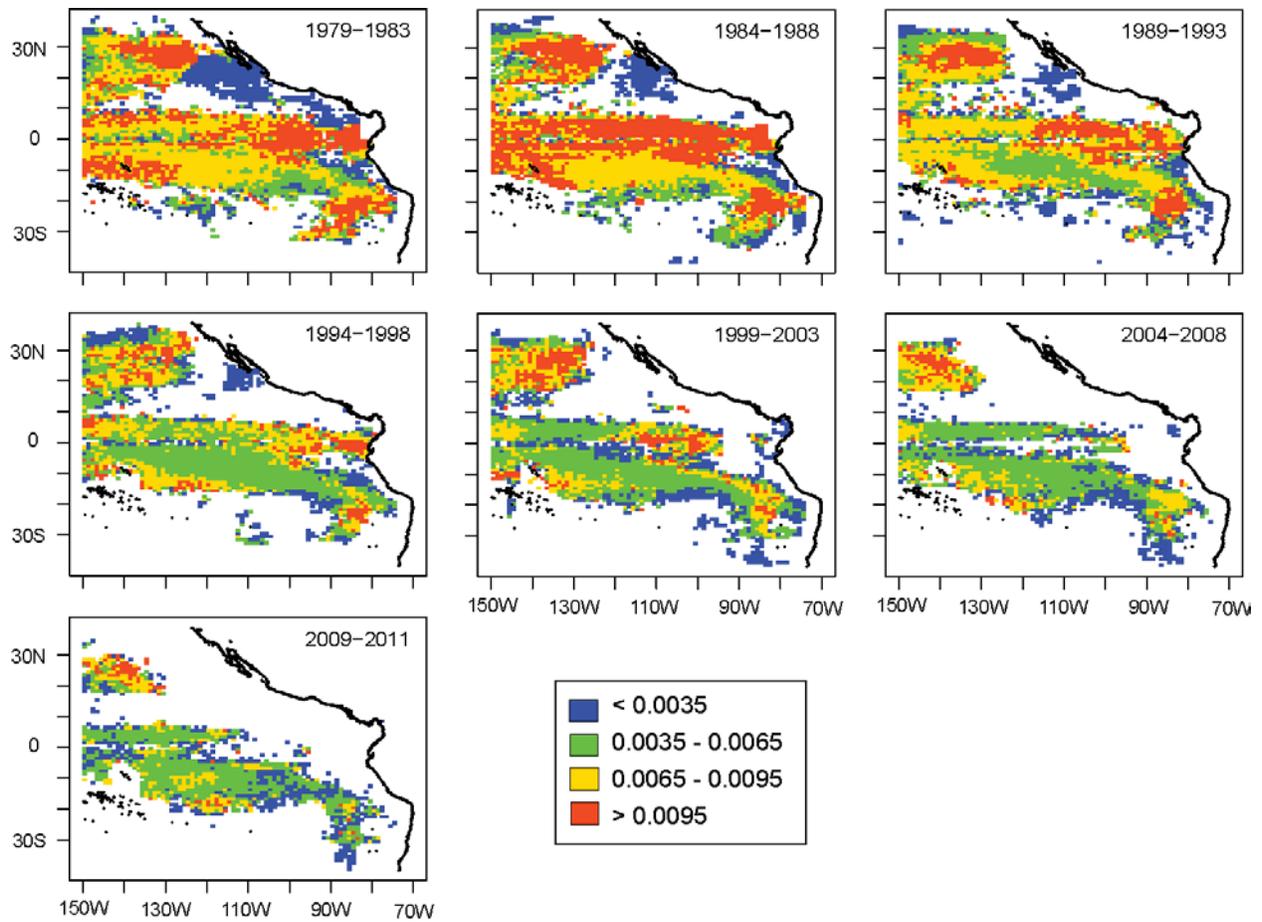


FIGURE 7. Average bigeye tuna CPUE (number of fish per hook).
FIGURA 7. CPUE media de atún patudo (número de peces por anzuelo).

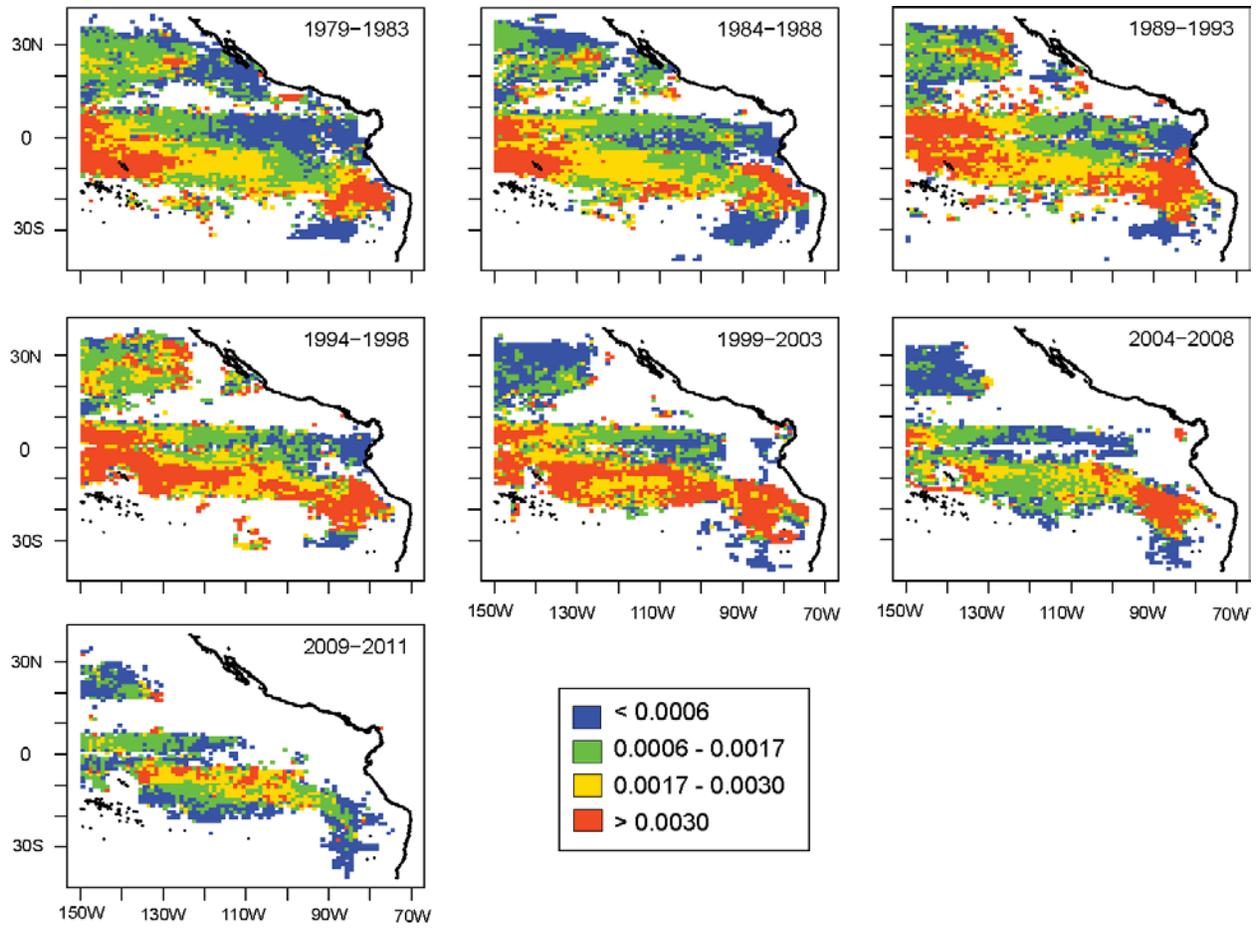


FIGURE 8. Average yellowfin tuna CPUE (number of fish per hook).
FIGURA 8. CPUE media de atún aleta amarilla (número de peces por anzuelo).

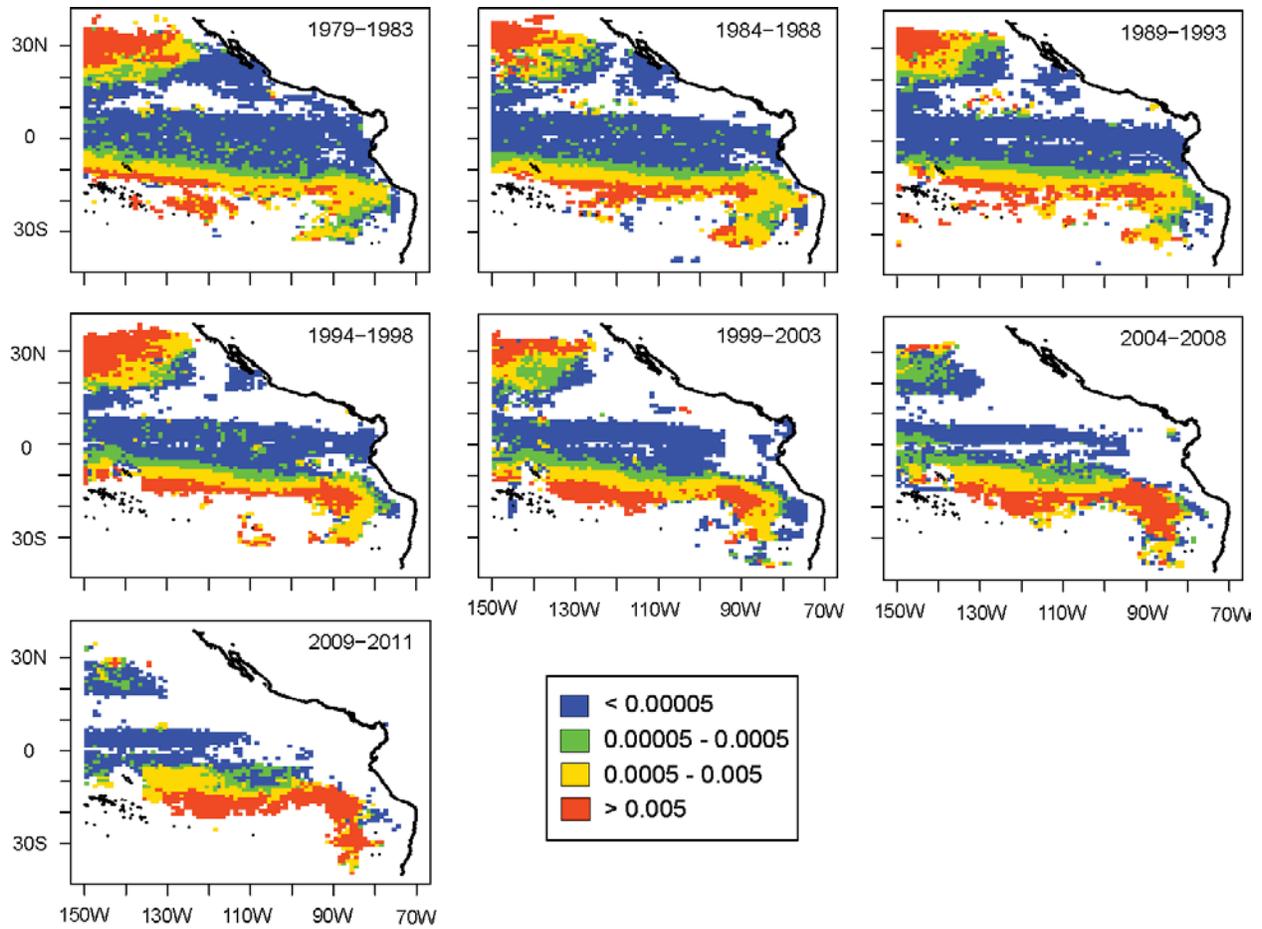


FIGURE 9. Average albacore tuna CPUE (number of fish per hook).
FIGURA 9. CPUE media de atún albacora (número de peces por anzuelo).

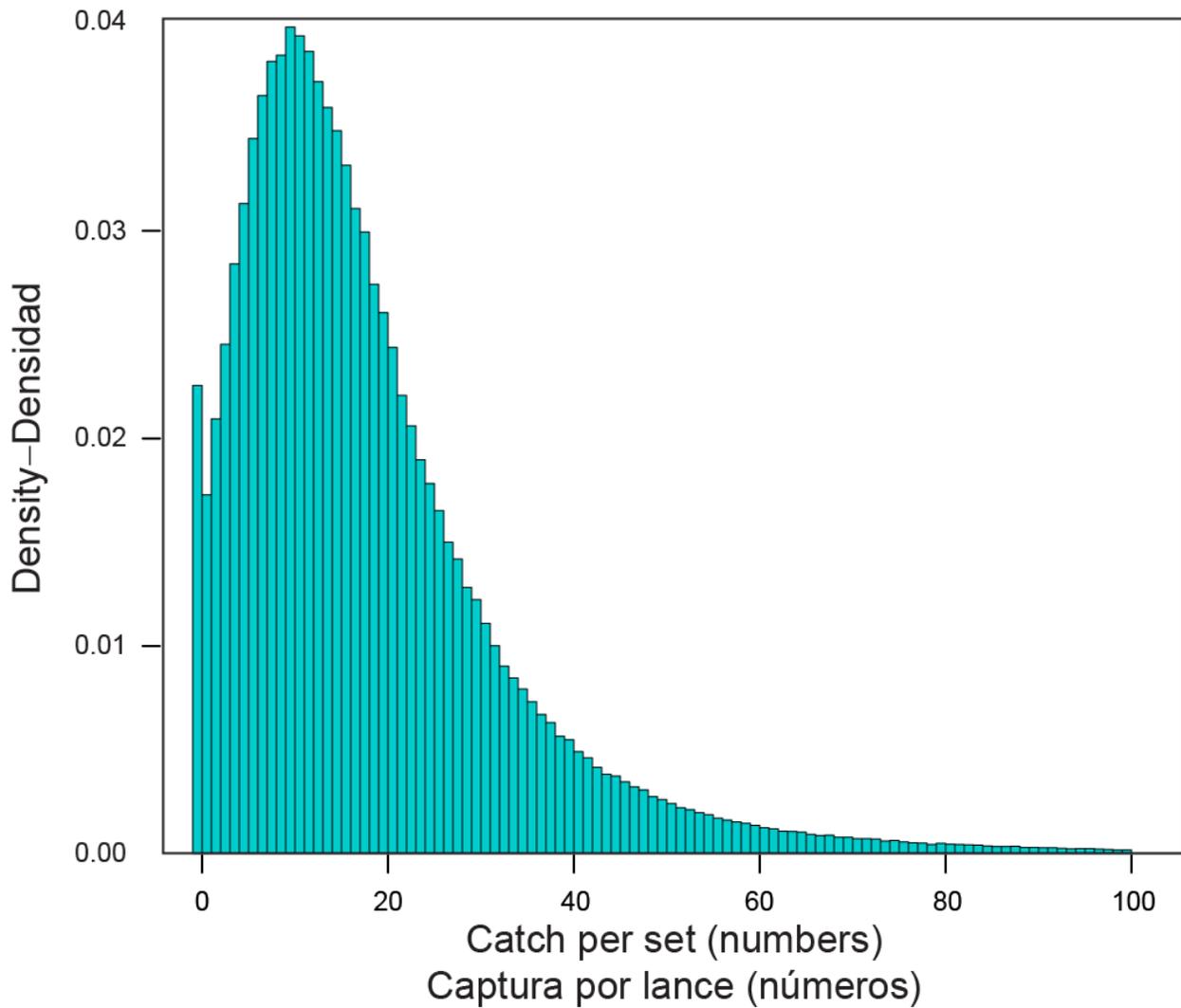


FIGURE 10. Distribution of bigeye tuna catch per set (number of fish) for 1979-2011. Not shown is the 1% of observations with catches greater than 100 fish.

FIGURA 10. Distribución de la captura por lance de atún patudo (número de peces) durante 1979-2011. No se incluye el 1% de observaciones con capturas de más de 100 peces.

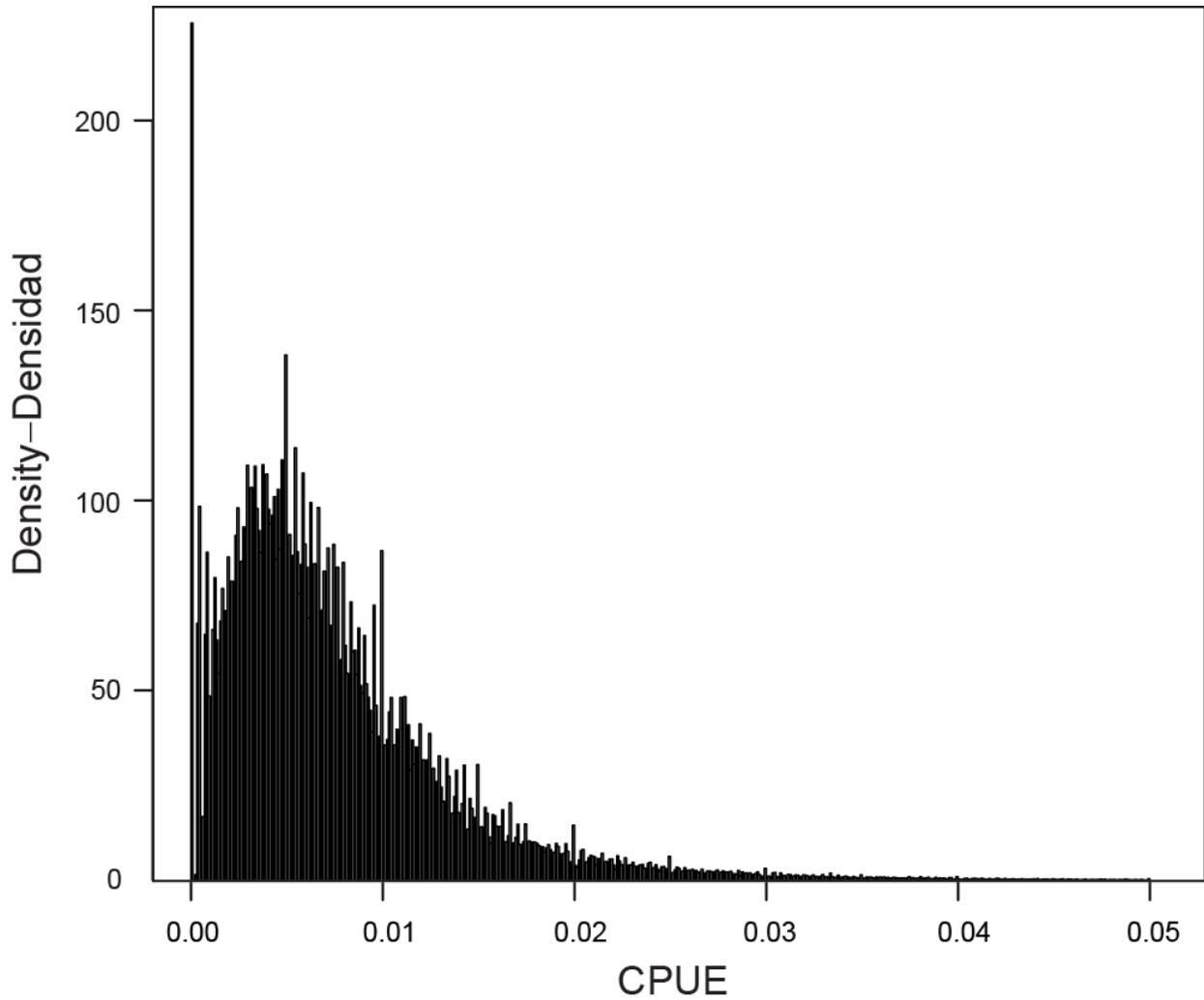


FIGURE 11. Distribution of number of bigeye tuna caught per hook, 1979-2011. Not shown is the right-hand tail at values between 0.05 and 5.0, which represents less than 5% of the observations.

FIGURA 11. Distribución del número de atunes patudo capturado por anzuelo, 1979-2011. No se incluye la cola a la derecha de valores entre 0,05 y 5,0, que representa menos del 5% de las observaciones.

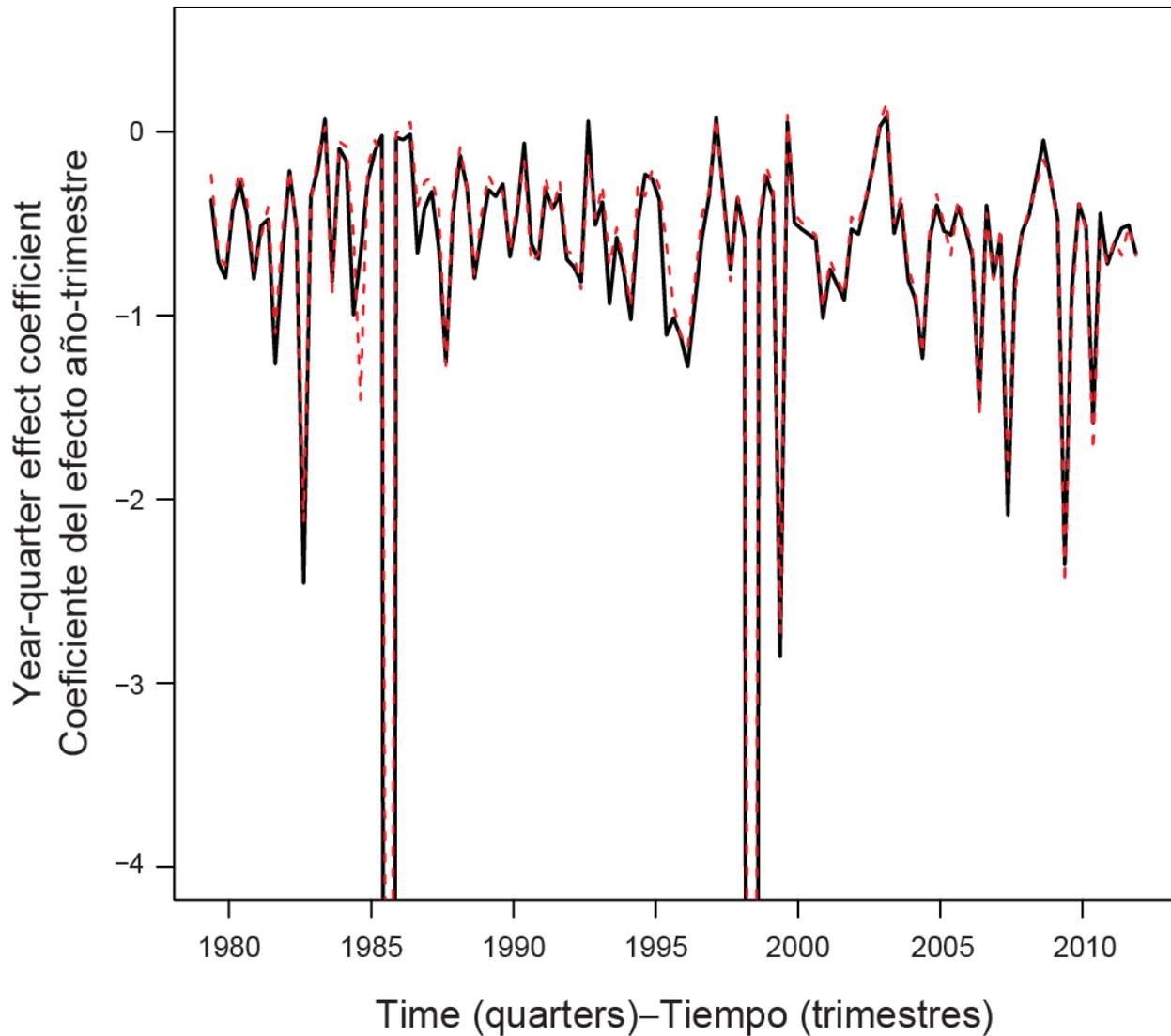


FIGURE 12. Estimated year-quarter effect coefficients from the NB GLM analysis for Area 1, for models with (red dashed line) and without (black line) call sign effect. Y-axis was cropped at a value of -4 in order to show detail between -1 and 0.

FIGURA 12. Coeficientes estimados del efecto año-trimestre del análisis MLG NB del Área 1, correspondientes a modelos con (línea de trazos roja) y sin (línea negra) efecto de señal de llamada. El eje y fue cortado en el valor de -4 a fin de ilustrar el detalle entre -1 y 0.

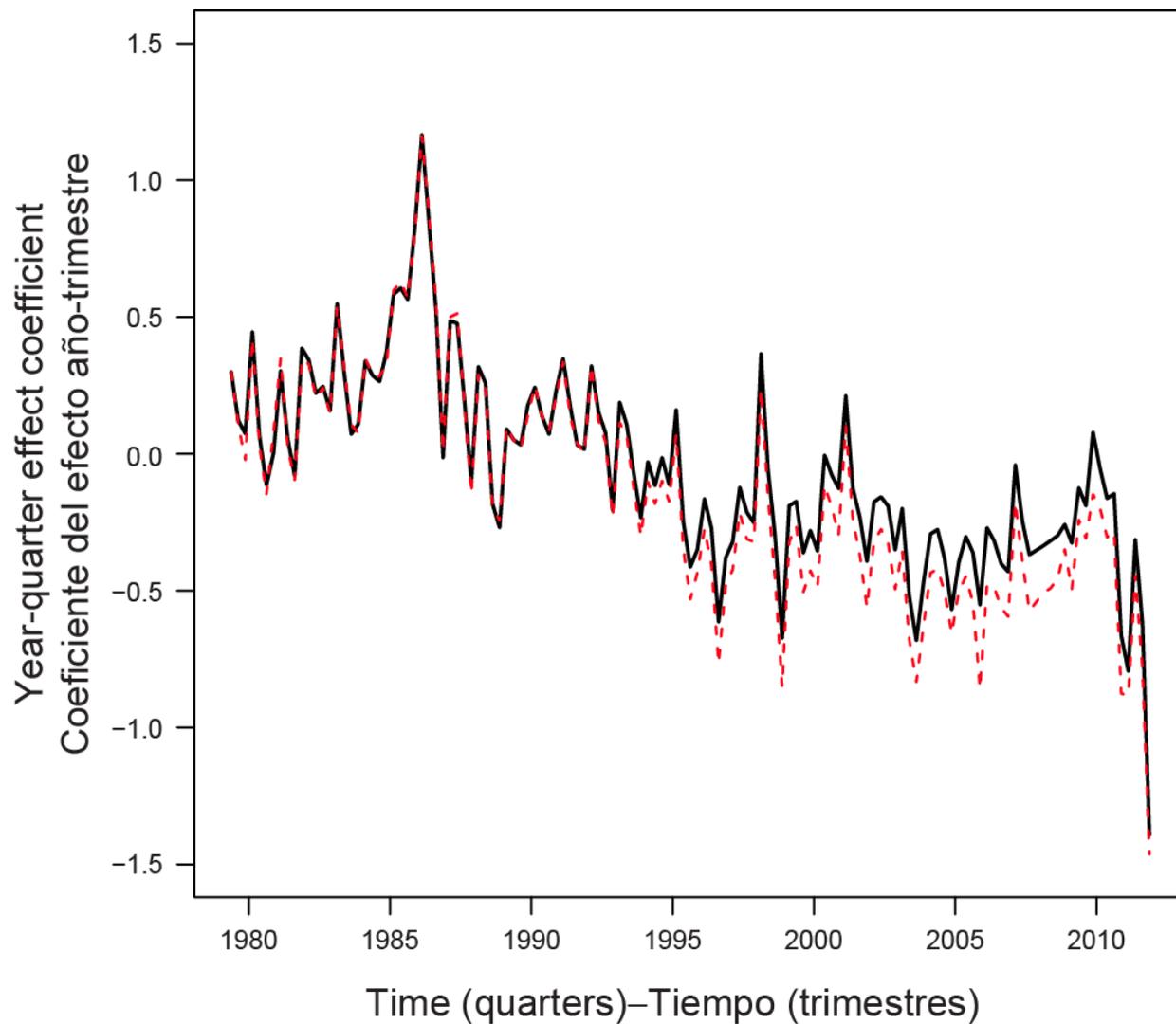


FIGURE 13. Estimated year-quarter effect coefficients for the NB GLM analysis for Area 2, for models with (red dashed line) and without (black line) call sign effects.

FIGURA 13. Coeficientes estimados del efecto año-trimestre del análisis MLG NB del Área 2, correspondientes a modelos con (línea de trazos roja) y sin (línea negra) efecto de señal de llamada.

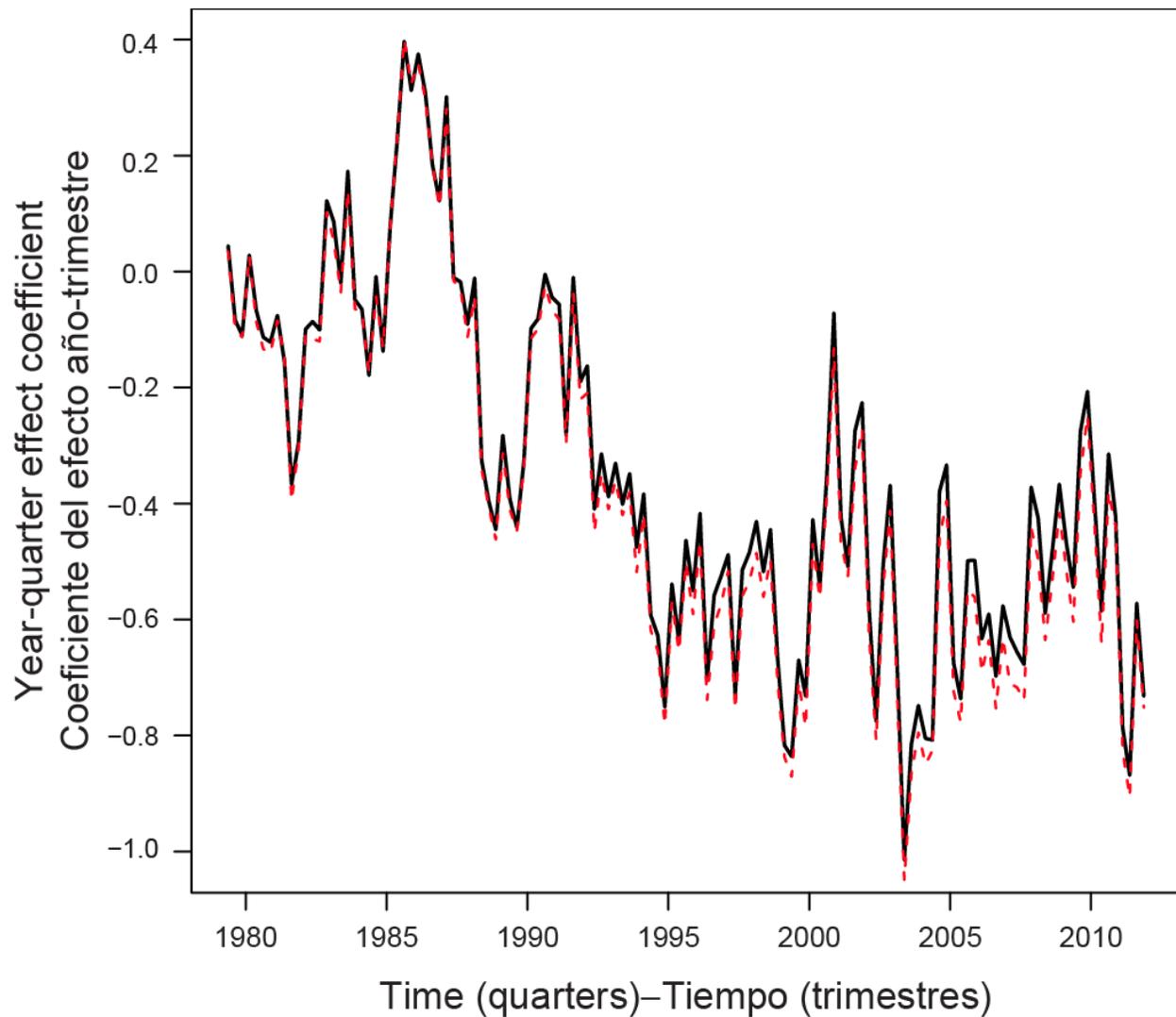


FIGURE 14. Estimated year-quarter effect coefficients for the NB GLM analysis for Area 3, for models with (red dashed line) and without (black line) call sign effects.

FIGURA 14. Coeficientes estimados del efecto año-trimestre del análisis MLG NB del Área 3, correspondientes a modelos con (línea de trazos roja) y sin (línea negra) efecto de señal de llamada.

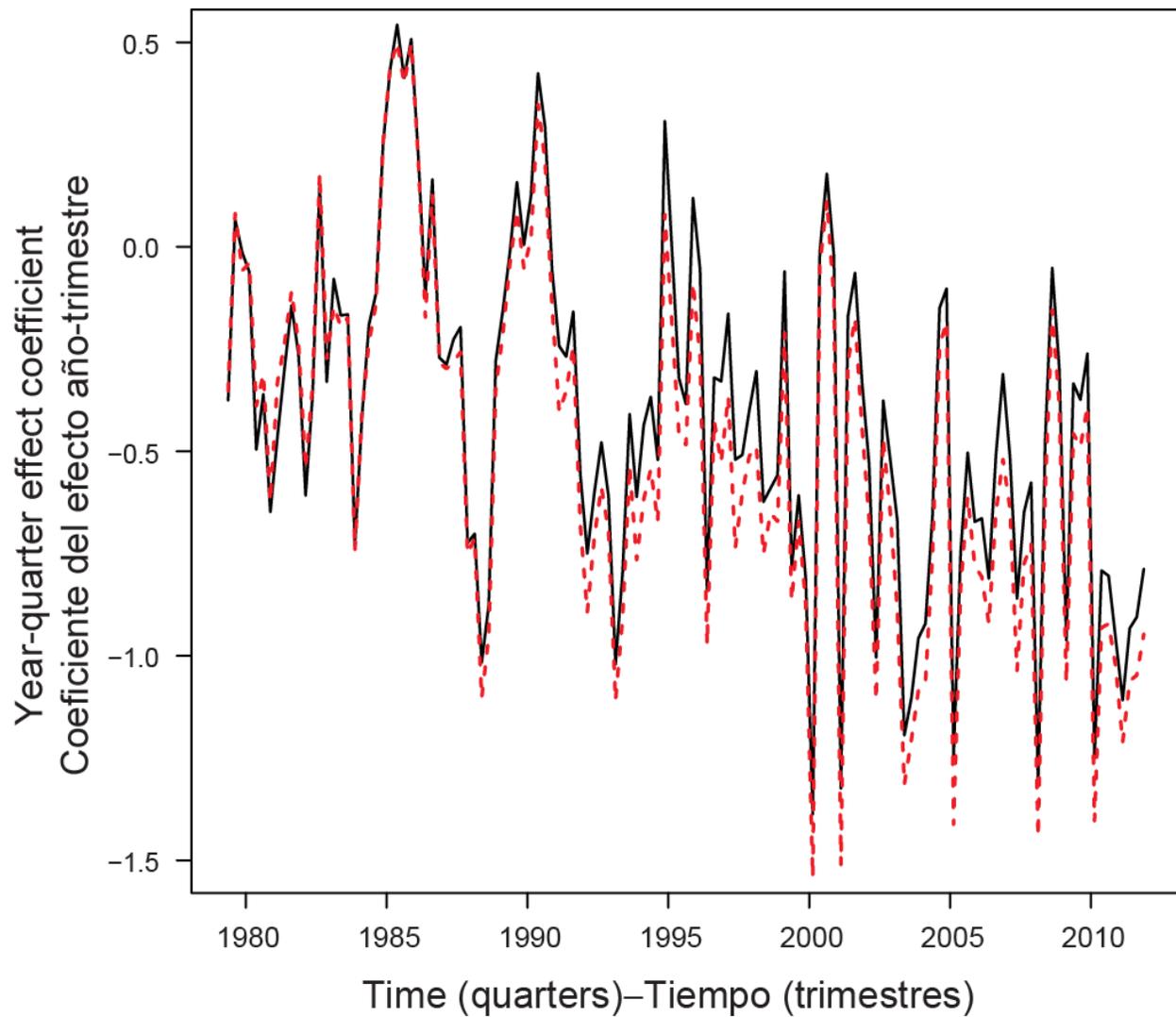


FIGURE 15. Estimated year-quarter effect coefficients for the NB GLM analysis for Area 4, for models with (red dashed line) and without (black line) call sign effects.

FIGURA 15. Coeficientes estimados del efecto año-trimestre del análisis MLG NB del Área 4, correspondientes a modelos con (línea de trazos roja) y sin (línea negra) efecto de señal de llamada.

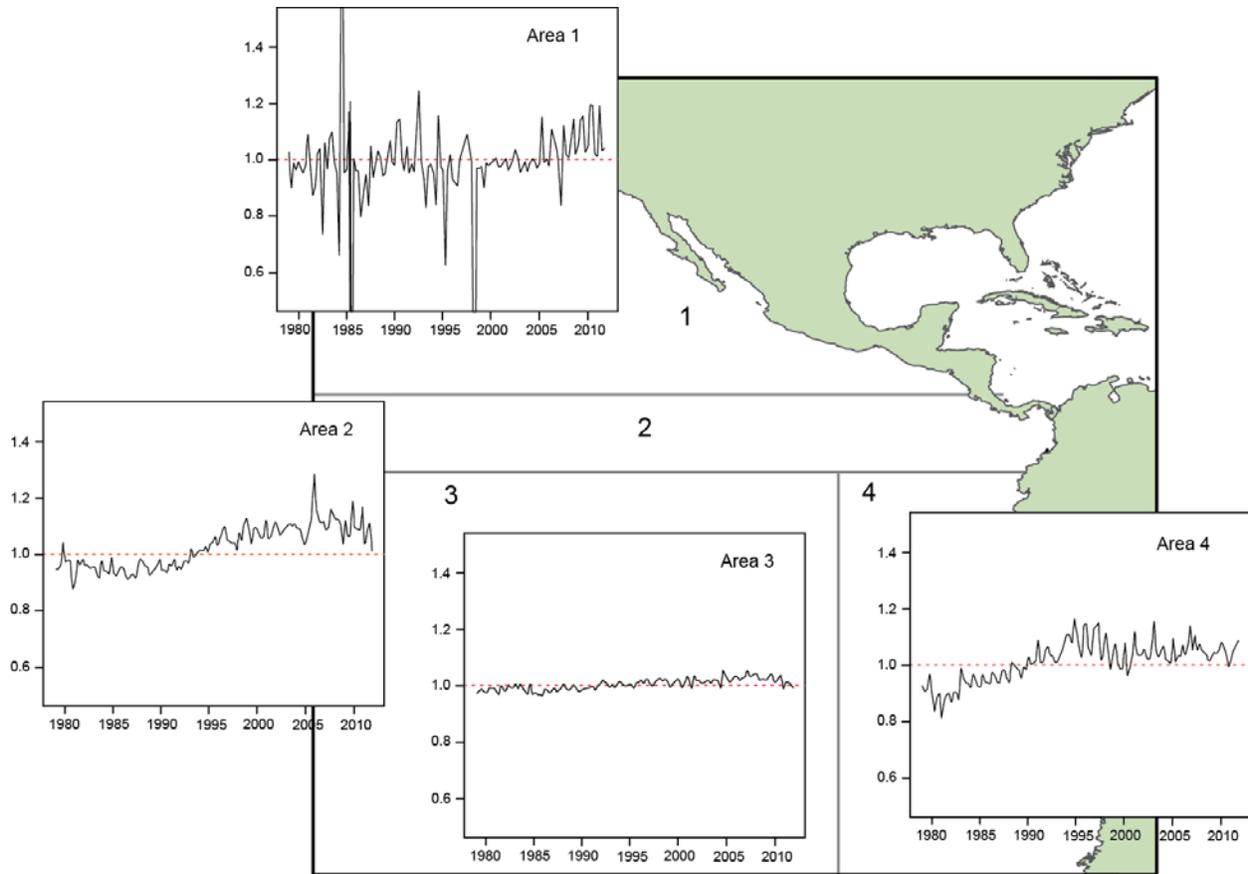


FIGURE 16. Ratios of standardized year-quarter effect estimated coefficients, by area, from NB GLM models, with and without vessel call sign effects (see text for ratio description). Dashed red line is at a ratio value of 1.0.

FIGURA 16. Razones de coeficientes estimados del efecto año-trimestre estandarizado, por área, de los modelos MLG NB, con y sin efecto de señal de llamada de buque (ver descripción en el texto). La línea de trazos roja indica el valor de razón de 1,0.

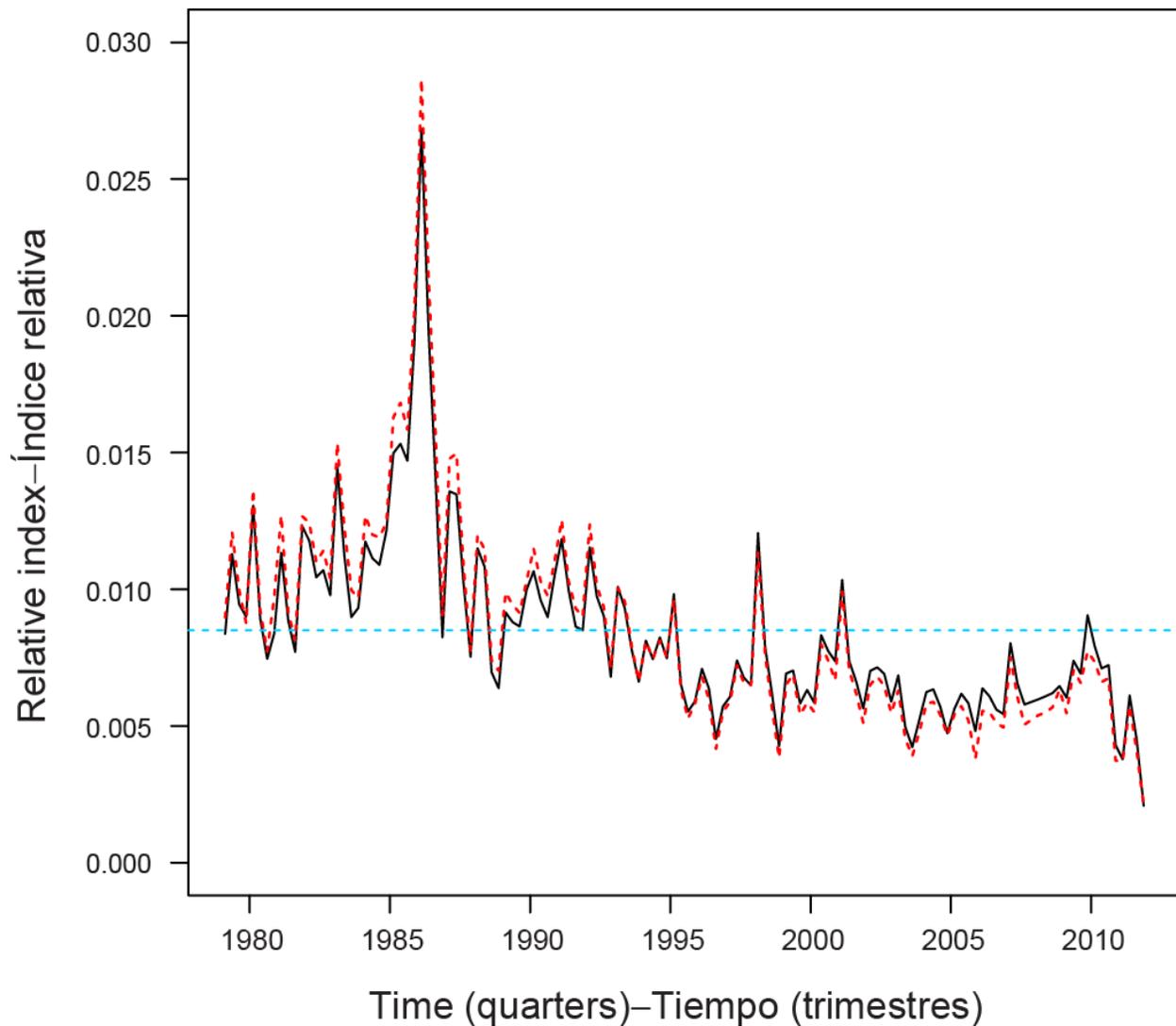


FIGURE 17. Standardized index for bigeye tuna for Area 2 (y-axis is number of fish per hook). Red dashed line is from model with call sign effect, black line is from model without call sign effect; turquoise dashed line is at the average index value.

FIGURA 17. Índice estandarizado de atún patudo para el Área 2 (eje y es el número de peces por anzuelo). La línea de trazos roja es del modelo con efecto de señal de llamada, la línea negra del modelo sin efecto de señal de llamada; la línea de trazos turquesa indica el valor medio de los índices.

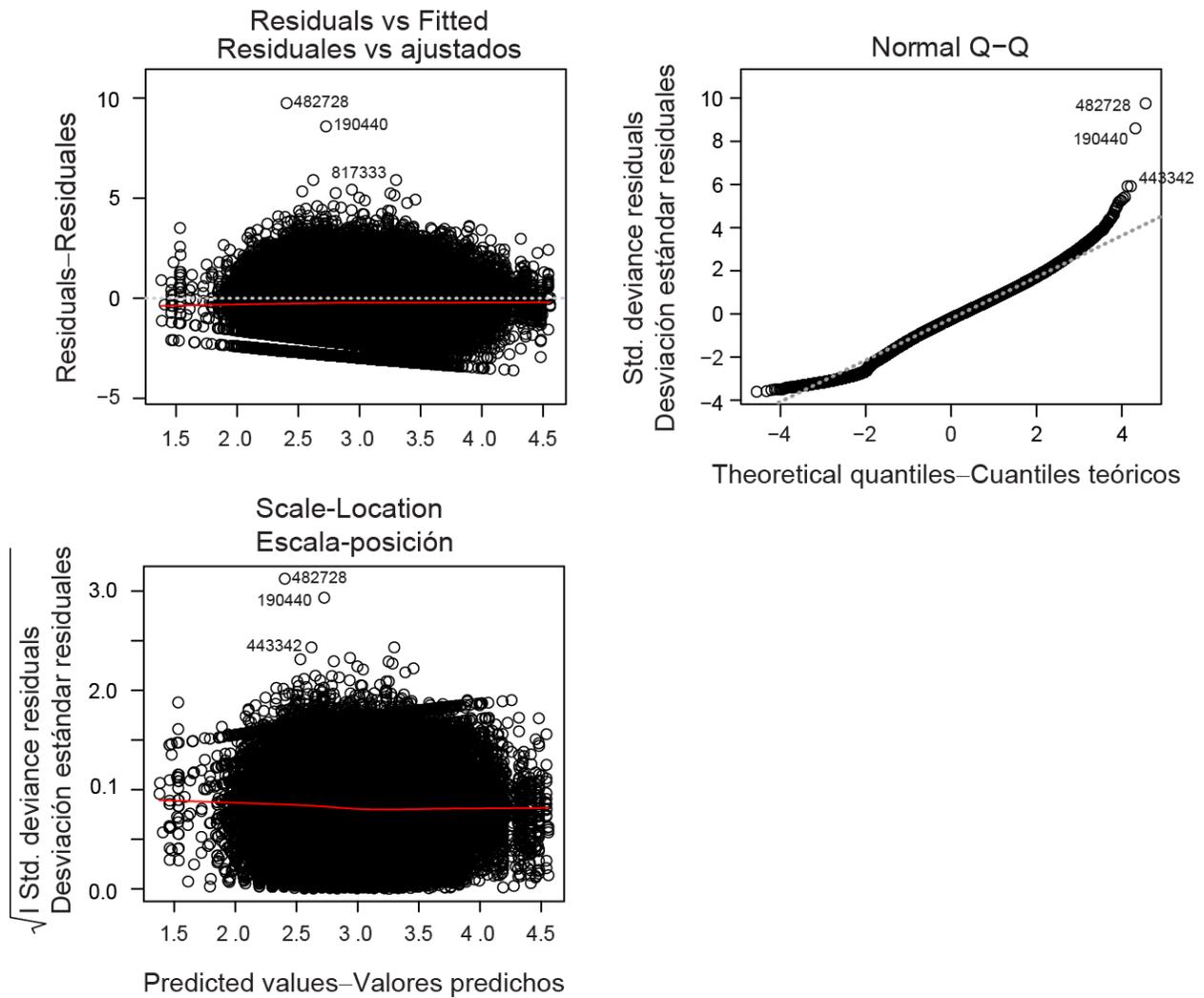


FIGURE 18. Diagnostic plots for the NB GLM with call sign effect for Area 2.
FIGURA 18. Gráficos diagnósticos correspondientes al MLG NB con efecto de señal de llamada para el Área 2.

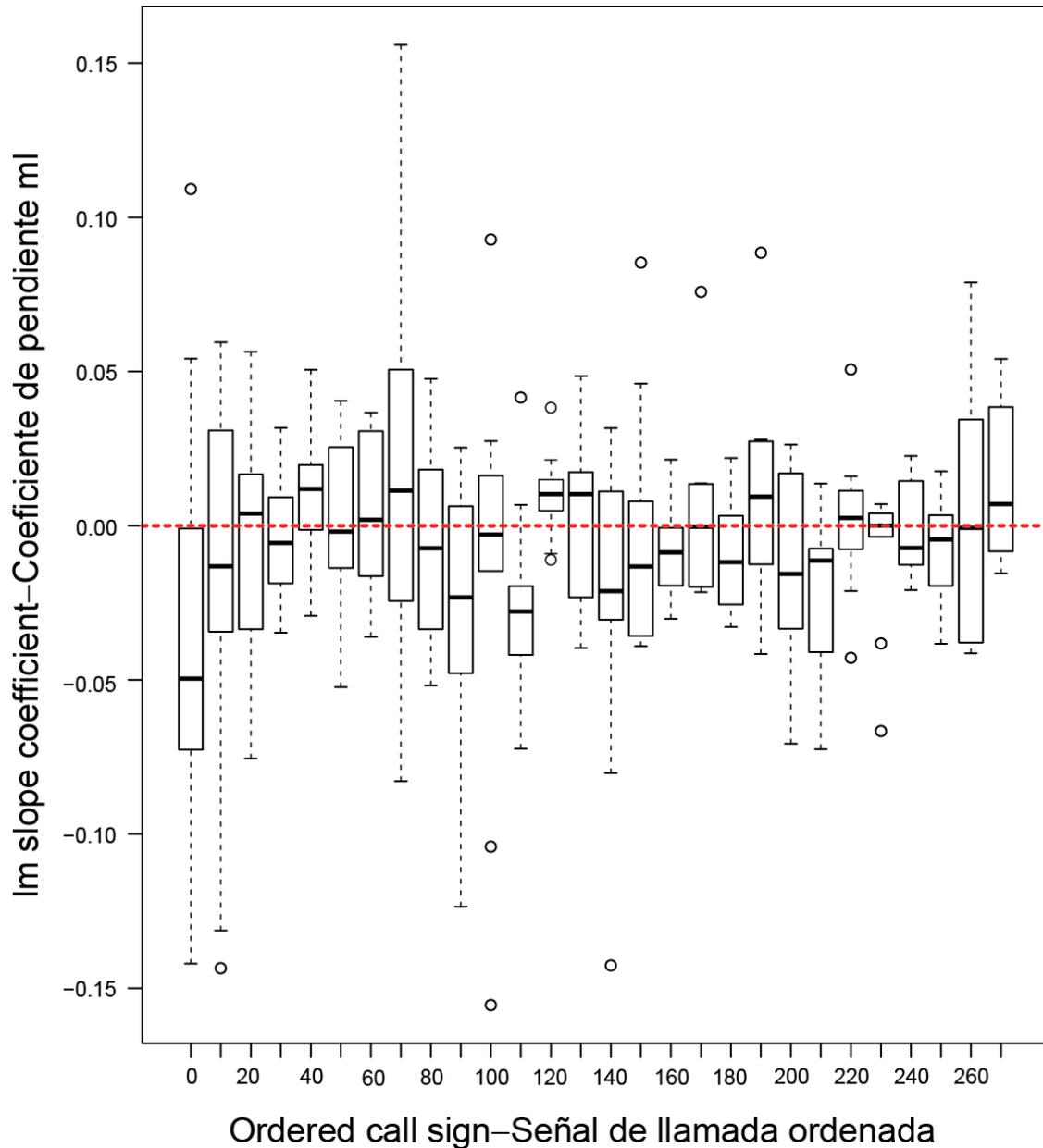


FIGURE 19. Boxplots of estimated slope coefficients (y-axis) *versus* call sign (x-axis; by groups of ~ 10 unique call sign values, ordered based on start and end dates in the data set). Estimated slope coefficients were obtained from a linear regression model fitted separately to the working residuals associated with each call sign (working residuals from the NB GLM for Area 2 without a call sign effect). Red dashed line indicates an estimated slope value of 0.

FIGURA 19. Gráficos de caja de coeficientes estimados de pendiente (eje y) como función de señal de llamada (eje x; por grupos de ~ 10 valores de señal de llamada única, ordenados de acuerdo a fecha de inicio y fin en el conjunto de datos). Se obtuvieron los coeficientes de pendiente de un modelo de regresión lineal ajustado por separado a los residuales asociados a cada señal de llamada (residuales del MLG NB para el Área 2 sin efecto de señal de llamada). La línea de trazos roja indica un valor de pendiente estimado de 0.