

**ACTUALIZACIÓN DE LA CPUE ESTANDARIZADA DE RABIL ADULTO
(*THUNNUS ALBACARES*) DE LA FLOTA DE CERCO TROPICAL EUROPEA
EN EL OCEANO ATLÁNTICO DE 1980 A 2006**

M. Soto¹, P. Pallarés¹, A. Delgado de Molina², D. Gaertner³

SUMMARY

This document presents a standardized index update of adult yellowfin (>30 kg) of tropical purse seine fleets in the Atlantic Ocean from 1980 to 2006. The data used were taken from spear fishing logbooks and detailed information of the fleet. The standardization has been carried out by generalized linear models (GLM) using the delta model. The standardized indices are obtained from the GLM model estimations: one is calculated from the least squares means (LSMeans) and another from the annual averages of the adjusted values. The variability of the latter is lower. Therefore, in this case, it is a more adequate index to be used in assessment models. The year, country, category, age of vessel and catches of skipjack tuna, which is the other target species of these fleets, were considered as explanatory variables.

RÉSUMÉ

Le présent document fournit une actualisation de l'indice standardisé de l'albacore adulte (> 30 kg) des flottilles de senneurs tropicaux de l'océan Atlantique de 1980 à 2006. Les données utilisées proviennent des carnets de pêche par opération et de l'information sur la flottille décrite dans le détail. La standardisation a été réalisée au moyen de modèles linéaires généralisés (GLM) en utilisant la méthode delta. On obtient, des estimations des modèles GLM, deux indices standardisés : un calculé à partir de la moyenne des moindres carrés (LS Means) et l'autre calculé à partir des moyennes annuelles des valeurs ajustées. La variabilité de ce dernier est plus faible, ce qui signifie qu'il s'agit dans ce cas d'un indice plus adéquat pour être utilisé dans les modèles d'évaluation. On a considéré comme variables explicatives l'année, le pays, la catégorie, l'ancienneté du navire et la capture du listao, l'autre espèce cible des flottilles.

RESUMEN

En este documento se presenta una actualización del índice estandarizado de rabil adulto (>30 kg.) de las flotas de cerco tropical en el océano Atlántico desde 1980 hasta 2006. Los datos utilizados provienen de los cuadernos de pesca por lance e información pormenorizada de la flota. La estandarización se ha realizado mediante modelos lineales generalizados (GLM) utilizando el método delta. De las estimaciones de los modelos se obtienen dos índices estandarizados: uno calculado a partir de las medias mínimo cuadráticas (LSMeans) y otro a partir de los promedios anuales de los valores ajustados. La variabilidad de este último es menor, por lo que, en este caso, es un índice más adecuado para su utilización en los modelos de evaluación. Como variables explicativas se han considerado el año, país, categoría, antigüedad del barco y la captura de listado, la otra especie objetivo de las flotas.

KEYWORDS

Catch rates, yellowfin, purse seine fisheries

¹ Instituto Español de Oceanografía. Corazón de María 8. 28002 Madrid (ESPAÑA). E_mail: pilar.pallares@md.ieo.es.

² Instituto Español de Oceanografía. Centro Oceanográfico de Canarias. Apdo. de Correos 1373, 38080 Santa Cruz de Tenerife. Islas Canarias (ESPAÑA). E_mail: tunidos@ieo.rcanaria.es.

³ Institut de Recherches pour le Développement (IRD), UR 109, CRH, BP 171 Av. Jean Monnet, 34203 Sete Cedex (FRANCE).. E_mail: gaertner@ird.fr.

1. Introducción

La evolución histórica de las capturas de rabil por arte muestra una tendencia descendente del palangre, por el cambio de especie objetivo hacia el patudo a mitad de los años setentas, y un incremento importante del cerco que desde los años ochenta es la principal pesquería de rabil, con capturas superiores al 65% del total de capturas de rabil en el Atlántico en los últimos años. El cambio de especie objetivo de rabil a patudo resulta difícil de integrar en la estandarización de las CPUEs del palangre japonés y de China Taipei por lo que no suelen usarse como índices de abundancia en las evaluaciones. Por ello, en las últimas evaluaciones de rabil se han utilizado las tasas de captura estandarizadas del palangre USA, serie que se inicia en 1982, índices estandarizados del cerco venezolano desde 1987 y tasas de captura nominales de las flotas de cerco que faenan en el Atlántico tropical corrigiendo el esfuerzo nominal con un incremento del 3% desde 1985. La corrección del esfuerzo se realiza para tener en cuenta el cambio en el esfuerzo efectivo por las mejoras técnicas de los barcos y el desarrollo de la pesca sobre objetos balizados.

El último informe detallado del rabil incluye una descripción de los procedimientos de obtención de los índices del cerco considerando dos períodos: anterior a 1980 (1969-1979) y posterior a 1980. El procedimiento seguido para el primer período (Fonteneau 1979, 1981, 1986) se puede considerar apropiado con el desarrollo de la pesquería. Sin embargo, los cambios en la potencia de pesca de los cerqueros iniciados en los años 80, la dificultad de obtener datos relativos a los cambios en el equipamiento de los barcos y la fuerte correlación existente entre los distintos aparatos (Gaertner y Pallares, 2002) ha hecho que no se hayan desarrollado procedimientos de estandarización de las tasas de captura del cerco.

Como alternativa, los esfuerzos efectivos del cerco se han calculado a partir de esfuerzos nominales asumiendo niveles de incremento en la potencia pesquera del cerco.

Del Atlántico Este. Este documento presenta un procedimiento de estandarización de la CPUE del cerco (1980-2006) a partir de la información disponible, tanto a nivel de captura como de flota. Los resultados obtenidos constituyen aproximaciones que pueden ser interesantes en el trabajo de evaluación, bien utilizándose directamente como índices, bien como explicativa de la evolución y estructura de las flotas de cerco.

2. Material y métodos

La metodología seguida en la preparación de los datos es la misma que en Soto *et al* (2004). Los análisis se han realizado a partir de los datos detallados de capturas y esfuerzos de los cuadernos de pesca, una vez corregida la composición específica de las capturas (Anon, 1984, Pallarés y Petit, 1998) y de datos de flota pormenorizados. Los datos de capturas y esfuerzo se obtienen a nivel de lance, mientras que los datos de flota contienen información sobre antigüedad, características físicas (eslora, volumen de cubas, TRB,) e historia del barco. Se han analizado conjuntamente los datos procedentes de las flotas francesa, española y la llamada flota NEI. Para el análisis, la flota NEI se asumió como parte de la flota española en base a los resultados de análisis discriminantes (Soto *et al.*, 2002). El período considerado se extiende de 1980 a 2006, años para los que se dispone de cuadernos de pesca detallados.

Se consideró un umbral mínimo de esfuerzo por barco, de 120 días de pesca al año. Umbral elegido tras analizar los rendimientos en función del tiempo de pesca de los barcos y observar que no existía correlación entre ambos, ni por flotas ni en su conjunto, y que la variabilidad, mayor para los barcos con períodos cortos de pesca, se estabilizaba a partir de este umbral. Posteriormente se hizo una selección de los barcos presentes en la pesquería más de 15 años, con el fin de analizar los datos de los barcos que contribuyeran a obtener una tendencia más representativa de la abundancia real.

Una vez realizada la selección de los barcos se establecieron categorías entre ellos según el volumen de cubas, medido en m³. Esta variable define bien la capacidad del barco ya que no hay sesgos y/o imprecisiones en su medida como ocurre con otras variables relacionadas con las características físicas del barco (longitud, potencia, tonelaje, etc). Las categorías establecidas son las siguientes:

Categoría	Volumen de cubas
1	<550 m ³
2	550 - 749 m ³
3	750 - 949 m ³
4	950 - 1549 m ³

Los datos disponibles no permiten asignar el esfuerzo al lance por lo que las capturas se agruparon por días. La cpue nominal se calculó como la captura diaria de rabil de peso mayor de 30 kg. por día de pesca (captura rabil en toneladas >30 kg./día pesca). Se tomó esta categoría considerando que la pesquería de grandes rabiles ha sido objetivo de la flota de cerco a lo largo de todo el período y se realiza de forma casi exclusiva sobre bancos libres. Esto permite suponer que el incremento de eficiencia debido al uso masivo de objeto flotante balizado no afecta de manera significativa la captura de grandes rabiles.

Teniendo en cuenta la estacionalidad de la pesca de grandes rabiles, relacionada con la puesta, el análisis se limitó a las zonas NW Piccolo, Piccolo, Costa de Marfil y Ecuador del área ecuatorial durante el primer trimestre del año.

La muestra seleccionada supone que el 23% de las capturas diarias de rabil adulto sobre banco libre están contabilizadas dentro del estrato espacio-temporal y barcos seleccionados.

La **Tabla 1** muestra la distribución de las capturas medias de grandes rabiles por área y mes para todo el período considerado.

El procedimiento de estandarización se realizó mediante modelos lineales generalizados (GLM) a través del paquete estadístico R y el cálculo de las LSMeans en S-plus.

Se consideraron tres posibles niveles de agregación para la estandarización: día, quincena y mes, siendo las proporciones de capturas nulas del 74%, 53% y 44%, respectivamente. En los análisis realizados por quincena y mes, se definió la cpue como el promedio de la cpue nominal diaria en cada caso. Dado el gran número de ceros en las observaciones, se utilizó el método delta, que trata separadamente las observaciones “positivas” de cpue y la proporción de días con capturas de aleta amarilla grande. La **Figura 1** muestra la frecuencia de observaciones nulas y positivas de capturas diarias de rabil en la zona y trimestre del caso de estudio.

Como alternativa a la distribución de probabilidad asumida para la cpue positiva en Soto *et al.* (2003) se consideraron los modelos de distribución lognormal y Poisson, mientras que la proporción de días “positivos” (i.e., con capturas de YFT) se ajustó a un modelo de error binomial. Las diferentes hipótesis de distribución de la cpue positiva fueron contrastadas utilizando el test de Kolmogorov. La **Figura 2** muestra la distribución de frecuencias de la transformación logarítmica de la cpue positiva diaria.

Como variables explicativas se consideraron: (1) el año, (2) una combinación de la categoría del barco según el volumen de cubas y el país, (3) la antigüedad, y (4) la captura de listado. Dado el carácter multiespecífico de la pesquería de cerco, la introducción de esta cuarta variable explicaría el cambio de especie objetivo y también la alternancia de las dos modalidades de pesca, objeto y banco libre, realizadas por la flota. La captura de listado, se incluyó como proporción de la captura total. En el caso de las capturas positivas, se mantuvo el carácter numérico de la proporción de captura de listado sobre el total de captura, mientras que en las proporciones se consideró como factor con 3 niveles definidos en función de su distribución observada:

<i>Nivel</i>	<i>Proporción de captura de SKJ</i>
1	$s \leq \bar{s}$
2	$s \in (\bar{s}, \frac{1}{2} \cdot \max(s)]$
3	$s \leq \frac{1}{2} \cdot \max(s)$

donde s es la proporción de captura de listado sobre el total y \bar{s} su valor medio.

Uno de los cambios introducidos en la estandarización de la cpue fue considerar la antigüedad del barco como una variable numérica, en lugar de una variable categórica para modelar los valores positivos de cpue, ya que los niveles definidos de antigüedad anteriormente tenían coeficientes estimados con valores crecientes, mientras que, para modelar la proporción de valores positivos se mantuvieron las mismas categorías de antigüedad que en Soto *et al.* (2004):

<i>Categoría</i>	<i>Antigüedad</i>
1	<5 años
2	5-10 años
3	11-20 años
4	21-25 años
5	> 25 años

Se consideró una variable mixta categoría-país definida en Soto *et al.* (2003) con los siguientes niveles:

<i>Nivel</i>	<i>País</i>	<i>Volumen de cubas</i>
1	Francia	<550 m ³
2	Francia	550 - 749 m ³
3	Francia	750 - 949 m ³
4	Francia	950 - 1549 m ³
5	Francia	> 1550 m ³
6	España	<550 m ³
7	España	550 - 749 m ³
8	España	750 - 949 m ³
9	España	950 - 1549 m ³
10	España	> 1550 m ³

A partir de los modelos GLM aplicados a las observaciones positivas y a las proporciones se estimaron dos índices de abundancia. Por un lado, un primer índice se obtiene como el producto del efecto anual de las medias mínimo cuadráticas (LSMeans) de los modelos positivo y binomial calculadas en S-Plus para modelos GLM sin interacción. Por otro lado, un segundo índice se obtiene como el producto de los promedios de los valores ajustados por los modelos positivos y binomial. Las varianzas de ambos índices fueron calculadas por el método Delta (Casella, 2001), basado en el desarrollo de Taylor de la función $g(\mu, p) = \mu \cdot p$, donde μ es el estimador de la $cpue > 0$ y p el de la proporción de positivos.

Se utilizaron los test Chi-squared para contrastar la significación de las variables (McCullagh and Nelder, 1989), la proporción de desviación explicada por cada una de ellas, la obtención de signos adecuados de sus respectivos coeficientes estimados y el criterio de información Akaike (AIC) (Akaike, 1974) para comparar los diferentes modelos propuestos.

El modelo final seleccionado para la obtención de los índices es un modelo delta lognormal-binomial para los datos diarios con las variables explicativas año, categoría-país, antigüedad del barco y proporción de captura de listado.

3. Resultados

Los test de Kolmogorov aplicados a los datos de $cpue$ positiva de rabil por día, quincena y mes, no aceptaban claramente ninguna de las distribuciones lognormal, Piosson ni Gamma, si bien, la hipótesis de distribución lognormal era la más significativa estadísticamente para los tres niveles de agregación temporal.

Los resultados de todos los modelos GLM lognormal, Piosson y Gamma eran muy similares a nivel quincenal y mensual, y se diferenciaban de los análisis diarios en que las estimaciones de estos últimos eran más robustas.

La función utilizada para el cálculo de las LSMeans está programada para modelos sin interacciones, por lo que el modelo se aplicó directamente a la época-zona de puesta de rabil para evitar una estructura espacio-temporal de la población, es decir, interacciones con la variable año y no se contemplaron aquellas entre la antigüedad y la categoría-país consideradas en Soto *et al.* (2004). Sin embargo, la introducción de la variable antigüedad como un vector numérico en el modelo de positivos resulta en una mayor significación de esta en todos los casos. No obstante, el orden de introducción de variables afecta significativamente a los resultados de la tabla anova, resultando que la antigüedad solo era significativa si se incorporaba después de la categoría-país.

Además, de todos los modelos considerados para las observaciones positivas (Lognormal, Poisson, Gamma, y agregación diaria, quincenal y mensual), solo estiman los coeficientes de antigüedad y proporción de capturas de listado con signo negativo el modelo lognormal diario y el modelo Gamma diario. En todos los demás casos existe algún signo estimado contrario a la esperada contribución negativa de estas variables para explicar la variabilidad en la cpue de rabil adulto. Esto puede deberse a que el impacto negativo de la pesca sobre FADs (listado) tiene que aparecer a micro-escala (el día). Al nivel superior (quincena, mes) se está midiendo probablemente la influencia de estratos ricos/pobres para las dos especies (y obviamente la superposición de las dos estrategias de pesca). Al contrario, a micro-escala, el tiempo “perdido” para desplazarse entre objetos reduce el tiempo de búsqueda de los bancos libres. Por el contrario, no hay una explicación lógica para el cambio de signo para la antigüedad. Al igual que en Gaertner *et al.* (2002), en general este tipo de modelos no permiten medir correctamente el efecto antigüedad debido a la correlación con el efecto año.

Por otra parte, el modelo Lognormal tiene un AIC menor para todos los niveles de agregación y todas las variables son significativas, como muestra el análisis de las desviaciones del modelo seleccionado de la **Tabla 3**.

En el modelo binomial todas las variables son significativas en el caso de las proporciones diarias de capturas de rabil. En el modelo quincenal no es significativa la antigüedad y en el modelo mensual tampoco lo es el año. La **Tabla 4** muestra el análisis de las desviaciones del modelo binomial seleccionado.

La cpue observada y los índices estandarizados por LSMeans y promedio de los valores ajustados de los modelos glm se muestran en la **Figura 3**. Las series fueron ponderadas por el inverso de su valor máximo, a fin de mostrar conjuntamente sus tendencias en la misma escala. Los coeficientes de variación de la cpue nominal e índices estandarizados se muestran en la **Figura 4**.

Los residuos del modelo lognormal se ajustan relativamente bien a la recta normal de probabilidad, como se ve en la **Figura 5**. En la **Figura 6** se muestran los gráficos de los residuos parciales del modelo lognormal, que dan una idea de la contribución de cada factor a la variación en la cpue positiva de rabil. Se observa que en la distribución de los residuos no se alcanzan valores demasiado grandes, la antigüedad es la variable que menos contraste ofrece, con una ligera tendencia negativa y la proporción de captura de listado muestra una tendencia claramente negativa sobre la cpue.

En las **Tablas 5 y 6** se muestran las salidas de R de los coeficientes de los modelos glm Lognormal y binomial.

Finalmente, en la **Tabla 2** se muestran los valores de la cpue nominal y los índices estimados junto a sus coeficientes de variación para el rabil de la flota comunitaria de cerco en los años 1980-2006.

4. Discusión

El método delta ha sido ampliamente utilizado en la construcción de índices de abundancia en las especies de túnidos. Dependiendo de la distribución asumida para el modelo de cpue positiva existen varias alternativas para la construcción del índice a partir de las estimaciones de los modelos GLM. En este caso, se ha asumido una distribución lognormal para los valores positivos de cpue, a partir de la cual se han obtenido dos índices de abundancia de rabil adulto, empleando los valores de las LSMeans y los promedios de los valores ajustados de los modelos glm en cada caso. Goodyear y Ortiz (2007) discuten la falta de robustez de las LSMeans frente al software utilizado. En particular, S-plus ofrece estimadores pobres cuando el análisis no es equilibrado.

En el caso de estudio, las tendencias estimadas por ambos índices son muy similares, si bien, la variabilidad es mayor en el caso de las LSMeans. El objetivo de la estandarización es eliminar la variabilidad anual en los datos que no sea atribuible a los cambios en la abundancia (Maunder y Punt, 2004), resultado que se consigue como se aprecia en el gráfico de los coeficientes de variación de los índices estimados y de la cpue nominal (**Figura 4**). Sin embargo, los primeros años de la serie, en los que el análisis es más desequilibrado, los valores promedio ajustados muestran una variabilidad menor frente a las LSMeans, llegando estos últimos a alcanzar en algún caso valores superiores a los de la cpue nominal. Por tanto, cuando los datos están poco equilibrados, el promedio anual de los valores ajustados de los modelos glm lognormal y binomial es un estimador más robusto. En este caso, el producto del promedio anual de los valores ajustados por los modelos glm lognormal y binomial se considera un índice estandarizado más adecuado.

El factor año y la proporción de captura de listado son las variables más significativas en el modelo lognormal y binomial. La variable mixta categoría-país también es muy significativa en todos los casos considerados, mientras que la antigüedad, es siempre la que menos variabilidad explica en el modelo, aunque su significación

ha mejorado respecto a la estandarización anterior. Este resultado no es sorprendente ya que se ha demostrado en el pasado que la antigüedad tenía una fuerte correlación con el año (Gaertner *et al.*, 2002). En efecto, la introducción a lo largo de los años de nuevas tecnologías a bordo de los cerqueros (fenómeno que va en el sentido contrario que el envejecimiento de los barcos) no se hizo con la misma magnitud al inicio de los ochenta y después de los años 2000. En consecuencia, el efecto de la antigüedad no es comparable en los ochenta y en 2000. Mantener esta variable como un vector numérico en el análisis de los positivos ofrece un mejor contraste con la tendencia anual de la cpue.

El índice final no presenta una tendencia clara en el periodo analizado.

Agradecimientos

Gracias a Mauricio Ortiz por el programa realizado en S-Plus para el cálculo de las LSMeans de los modelos GLM.

Bibliografía

- Akaike, H., 1974. "A new look at the statistical model identification". IEEE Transactions on Automatic Control 19 (6): 716-723.
- Anon., 1984. Meeting of the Working Group on Juvenile Tropical Tunas (Brest, France, July 12-21, 1984). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 21(1): 1-289.
- Casella, G., Berger, R.L., 2001. Statistical Inference, 2nd ed. Duxbury Press.
- Fonteneau A., 1979. Analyse de l'effort de pêche des senneurs FISM. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, Vol. 8(1): 37-66.
- Fonteneau A., 1981. Note sur le mode de calcul de la prise par unité d'effort des senneurs FISM. Collect. Vol. Sci. Pap., ICCAT, Vol. 15(1): 407-411.
- Fonteneau A., 1986. Note sur les indices d'abondance de l'albacore calculés à partir des pue FISM et espagnoles. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, Vol. 25: 46-56.
- Gaertner, D. and Pallares, P., 2002 Efficacité des Senneurs Thoniers et Effort Réels (ESTHER). Progr. n° 98/061. Union Européenne, DG "Fisheries" (DG XIV), Bruxelles, (Belgique). Rapport Scientifique 187 p.
- Goodyear, C.P. and Ortiz, M., 2007. GLM CPUE Standarizations: Interpretation risks for model fits from alternative software packages. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 60(5): 1622-1629.
- Maunder, M.N. and Punt, A.E., 2004. Standarizing catch and effort data : a review of recent approaches. Fisheries Research 70, pp : 141-159.
- Pallarés, P., Petit, Ch., 1998. Tropical tunas: New sampling and data processing strategy for estimating the composition of catches by species and sizes. Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 48(2): 230-246..
- Soto, M., Pallarés, P., Gaertner, D., Delgado de Molina, A., Fonteneau A., y Ariz, J., 2002. "Standardization of tropical purse seine fishing effort by generalized linear model (GLM)", IOTC, WPTT/02/26. IOTC Proceedings no. 5 (2002). Pp. 388-397.
- Soto, M., Pallarés, P., Gaertner, D., Delgado de Molina, A., 2004. "CPUES estandarizadas de rabil de la flota de cerco tropical". Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, Vol. 56(2): 704-710.

Tabla 1. Capturas medias de rabil mayor de 30 Kg. en t. por área y mes.

<i>Area /Mes</i>	<i>1</i>	<i>2</i>	<i>3</i>	<i>4</i>	<i>5</i>	<i>6</i>	<i>7</i>	<i>8</i>	<i>9</i>	<i>10</i>	<i>11</i>	<i>12</i>
Senegal	1	0	5	57	115	72	255	773	376	45	5	1
NW Piccolo	37	66	605	2532	2097	383	58	48	264	178	137	148
Piccolo	778	1599	3583	1291	109	17	131	48	160	628	1288	948
Equator NE	932	2237	1154	322	149	535	1187	1877	1213	1355	632	537
Cap Lopez	73	37	6	16	271	646	715	647	715	240	35	67
S. Equator	4257	4486	5644	2070	317	321	368	284	721	382	406	1134

Tabla 2. Cpue nominal y tasas estandarizadas de captura (t /día de pesca) de rabil de la flota comunitaria de cerco. La tabla también presenta el número de observaciones por año empleadas en el análisis, coeficientes de variación e intervalos de confianza al 95%.

<i>Nominal</i>		<i>LSMeans</i>						<i>Fitted</i>			
year	Nobs	cpue	CV	Index	CV	Low	Upp	Index	CV	Low	Upp
1980	1077	0,23	4,55	0,06	5,31	0,65	-0,53	0,25	1,39	-0,43	0,93
1981	1029	0,61	2,54	0,41	1,44	1,55	-0,74	0,65	0,93	-0,54	1,85
1982	1126	0,37	3,61	0,17	2,08	0,85	-0,51	0,39	1,13	-0,48	1,26
1983	1337	0,37	2,92	0,31	2,26	1,66	-1,05	0,49	0,96	-0,44	1,42
1984	1085	0,10	4,65	0,03	6,55	0,45	-0,38	0,17	1,55	-0,34	0,67
1985	1089	0,64	2,39	0,49	0,73	1,19	-0,21	0,60	0,77	-0,30	1,50
1986	1227	0,59	2,35	0,45	0,87	1,21	-0,31	0,57	0,83	-0,36	1,51
1987	1603	0,43	2,67	0,48	0,83	1,27	-0,30	0,62	0,80	-0,36	1,60
1988	1736	0,54	2,44	0,48	0,71	1,14	-0,19	0,57	0,78	-0,30	1,44
1989	1790	1,00	2,32	0,89	0,71	2,12	-0,34	1,00	0,76	-0,49	2,49
1990	1858	0,94	2,15	0,82	0,76	2,05	-0,40	0,96	0,74	-0,43	2,35
1991	2003	0,48	2,71	0,61	0,88	1,66	-0,44	0,69	0,74	-0,30	1,69
1992	1891	0,44	2,99	0,42	1,28	1,49	-0,64	0,61	1,04	-0,64	1,87
1993	1844	0,45	2,71	0,43	0,97	1,25	-0,39	0,50	0,88	-0,36	1,36
1994	1995	0,54	2,58	0,58	0,80	1,48	-0,32	0,63	0,79	-0,35	1,62
1995	2033	0,60	2,12	0,55	0,82	1,44	-0,34	0,60	0,78	-0,31	1,50
1996	1910	0,53	2,49	0,53	1,02	1,59	-0,53	0,56	0,81	-0,32	1,43
1997	1880	0,62	2,76	0,61	1,07	1,88	-0,67	0,69	0,92	-0,56	1,95
1998	1899	0,63	2,46	0,50	1,03	1,49	-0,50	0,53	0,87	-0,38	1,44
1999	1315	0,47	2,38	0,41	1,07	1,27	-0,45	0,44	0,90	-0,34	1,22
2000	1714	0,34	2,73	0,36	0,99	1,06	-0,34	0,40	0,88	-0,29	1,09
2001	1552	0,49	2,46	0,50	0,97	1,44	-0,45	0,51	0,81	-0,31	1,33
2002	1442	0,58	2,77	0,63	1,28	2,23	-0,96	0,70	0,95	-0,60	1,99
2003	1141	0,45	2,96	1,00	0,64	2,26	-0,26	0,79	0,37	0,22	1,36
2004	932	0,42	3,48	0,42	1,79	1,87	-1,04	0,53	1,10	-0,61	1,68
2005	782	0,40	2,64	0,57	1,39	2,11	-0,98	0,50	0,68	-0,16	1,15
2006	583	0,23	4,09	0,82	0,91	2,29	-0,64	0,60	0,37	0,16	1,04

Tabla 3. Análisis de las desviaciones del modelo glm Lognormal para la cpue positiva de rabil de la flota comunitaria de cerco.

	<i>Df</i>	<i>Deviance</i>	<i>Resid. Df</i>	<i>Resid. Dev</i>	<i>P(> Chi)</i>
NULL			10328	13069.4	
year	26	665.8	10302	12403.7	2.17E-109
catpais	7	206.8	10295	12196.8	1.30E-36
ant	1	14.9	10294	12181.9	2.53E-04
pskj	1	709.3	10293	11472.7	2.10E-140

Tabla 4. Análisis de las desviaciones del modelo glm binomial para la proporción de observaciones positivas de rabil de la flota comunitaria de cerco.

	<i>Df</i>	<i>Deviance</i>	<i>Resid. Df</i>	<i>Resid. Dev</i>	<i>P(> Chi)</i>
NULL			2115	2646.26	
year	26	171.95	2089	2474.31	1.81E-23
ant	5	15.19	2084	2459.12	0.01
catpais	7	105.67	2077	2353.45	7.26E-20
pskj	2	1041.96	2075	1311.49	5.50E-227

Tabla 5. Coeficientes estimados del modelo glm Lognormal para la cpue positiva de rabil de la flota comunitaria de cerco.

	<i>Estimate</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-value</i>	<i>Pr(> t)</i>	<i>significance</i>
(Intercept)	2.684249	0.089981	29.831	< 2e-16	***
year1981	0.484653	0.104703	4.629	3.72E-06	***
year1982	0.133378	0.107288	1.243	0.21383	
year1983	0.313696	0.104016	3.016	0.002569	**
year1984	-0.222431	0.129998	-1.711	0.087106	.
year1985	0.329601	0.100415	3.282	0.001033	**
year1986	0.365331	0.098329	3.715	0.000204	***
year1987	0.42853	0.10098	4.244	2.22E-05	***
year1988	0.304762	0.096559	3.156	0.001603	**
year1989	0.939208	0.096475	9.735	< 2e-16	***
year1990	0.85615	0.095699	8.946	< 2e-16	***
year1991	0.589645	0.099793	5.909	3.56E-09	***
year1992	0.686469	0.103629	6.624	3.66E-11	***
year1993	0.448903	0.10118	4.437	9.23E-06	***
year1994	0.571069	0.100207	5.699	1.24E-08	***
year1995	0.480657	0.098073	4.901	9.68E-07	***
year1996	0.612032	0.102717	5.958	2.63E-09	***
year1997	0.863877	0.104378	8.276	< 2e-16	***
year1998	0.506411	0.101855	4.972	6.74E-07	***
year1999	0.341301	0.107405	3.178	0.001489	**
year2000	0.172904	0.106607	1.622	0.104859	
year2001	0.392691	0.107209	3.663	0.000251	***
year2002	0.821024	0.112204	7.317	2.72E-13	***
year2003	0.435427	0.115018	3.786	0.000154	***
year2004	0.68112	0.128153	5.315	1.09E-07	***
year2005	0.384662	0.124968	3.078	0.002089	**
year2006	0.502287	0.163763	3.067	0.002167	**
catpais3	-0.029486	0.081021	-0.364	0.715916	
catpais4	-0.019324	0.044608	-0.433	0.664882	
catpais5	0.066156	0.0483	1.37	0.170813	
catpais8	-0.222333	0.040542	-5.484	4.26E-08	***
catpais12	-0.114308	0.03622	-3.156	0.001605	**
catpais16	0.231027	0.046528	4.965	6.97E-07	***
catpais20	0.184069	0.044381	4.148	3.39E-05	***
ant	-0.009233	0.002412	-3.827	0.00013	***
pskj	-2.497037	0.098989	-25.226	< 2e-16	***
Signif. Codes	0 '***'	0.001 '**	*' 0.01	'*' 0.05	'.' 0.1 ' ' 1

Tabla 6. Coeficientes estimados del modelo glm binomial para la proporción de observaciones positivas de rabil de la flota comunitaria de cerco.

	<i>Estimate</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-value</i>	<i>Pr(> t)</i>	<i>Significance</i>
(Intercept)	-1.19359	0.23953	-4.983	6.26E-07	***
year1981	0.77233	0.25925	2.979	2.89E-03	**
year1982	0.35464	0.27653	1.282	0.199682	
year1983	0.66464	0.25701	2.586	0.009708	**
year1984	-0.06609	0.33565	-0.197	0.8439	
year1985	1.17565	0.24991	4.704	2.55E-06	***
year1986	1.0176	0.24791	4.105	4.05E-05	***
year1987	1.03148	0.24977	4.13	3.63E-05	***
year1988	1.17606	0.24342	4.832	1.35E-06	***
year1989	1.15845	0.24321	4.763	1.91E-06	***
year1990	1.1673	0.24283	4.807	1.53E-06	***
year1991	1.11803	0.24764	4.515	6.34E-06	***
year1992	0.62442	0.25707	2.429	1.51E-02	*
year1993	0.86637	0.25029	3.462	5.37E-04	***
year1994	1.06992	0.24771	4.319	1.57E-05	***
year1995	1.12876	0.24402	4.626	3.73E-06	***
year1996	0.91484	0.25048	3.652	2.60E-04	***
year1997	0.79088	0.25325	3.123	0.001791	**
year1998	0.96292	0.24898	3.868	1.10E-04	***
year1999	0.92932	0.25741	3.61	0.000306	***
year2000	0.98496	0.25949	3.796	0.000147	***
year2001	1.10856	0.25661	4.32	1.56E-05	***
year2002	0.88583	0.26468	3.347	8.18E-04	***
year2003	2.349	0.2758	8.517	< 2e-16	***
year2004	0.60987	0.29663	2.056	3.98E-02	*
year2005	1.30475	0.28234	4.621	3.82E-06	***
year2006	1.75587	0.34476	5.093	3.53E-07	***
ant2	-0.20758	0.10127	-2.05	0.040382	*
ant3	-0.21317	0.10115	-2.108	0.035073	*
ant4	-0.10206	0.1068	-0.956	0.339232	
ant5	-0.15352	0.11762	-1.305	1.92E-01	
ant6	-0.26564	0.13629	-1.949	0.051293	.
catpais3	0.0213	0.16596	0.128	8.98E-01	
catpais4	0.07309	0.08911	0.82	4.12E-01	
catpais5	0.35836	0.0969	3.698	0.000217	***
catpais8	-0.18326	0.08187	-2.238	0.025195	*
catpais12	-0.16884	0.07309	-2.31	0.020883	*
catpais16	0.17505	0.09538	1.835	0.066453	.
catpais20	0.26272	0.08907	2.95	0.003181	**
pskj2	4.07623	0.22371	18.221	< 2e-16	***
pskj3	0.45166	0.1579	2.861	0.00423	**
Signif. cod	es: 0 '***'	0.001 '*'	*' 0.01	'*' 0.05	'.' 0.1 ' ' 1

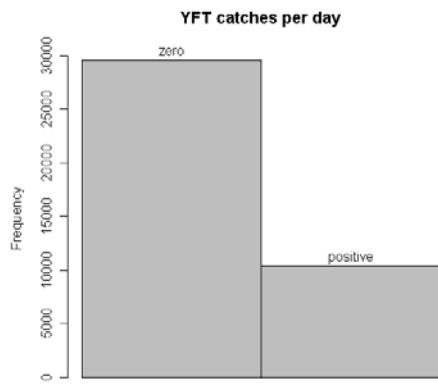


Figura 1. Frecuencias observadas de valores nulos y positivos.

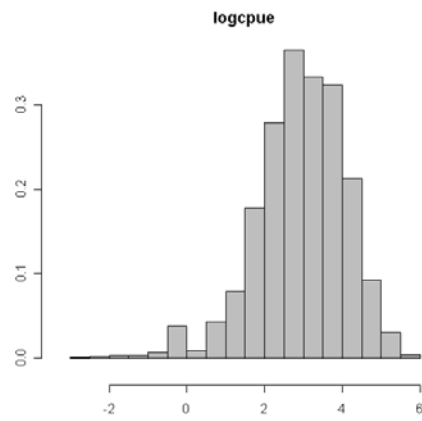


Figura 2. Frecuencias observadas de la distribución de valores diarios de logaritmo de cpue de rabil.

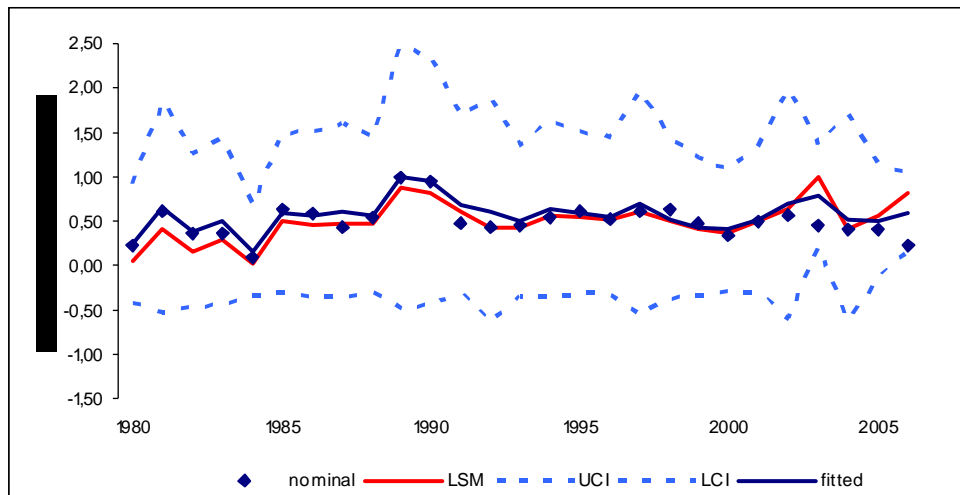


Figura 3. Cpue nominal, índice de cerco estandarizado de cpue de rabil adulto (fitted), sus intervalos de confianza (UCI, LCI) e índice estimado por LSMeans (LSM) del modelo delta lognormal.

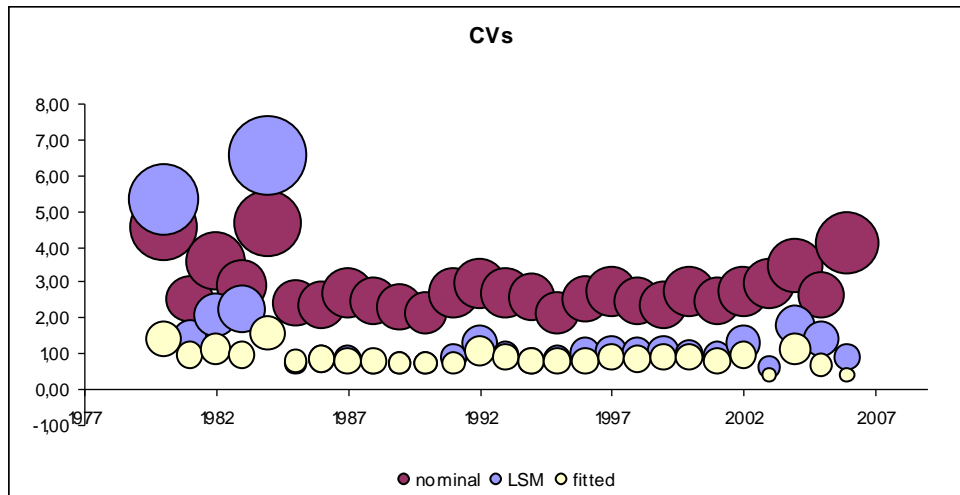


Figura 4. Coeficientes de variación anual de loa cpue nominal de rabil, del índice promedio de los valores ajustados (fitted) y del índice producto de las LSMeans.

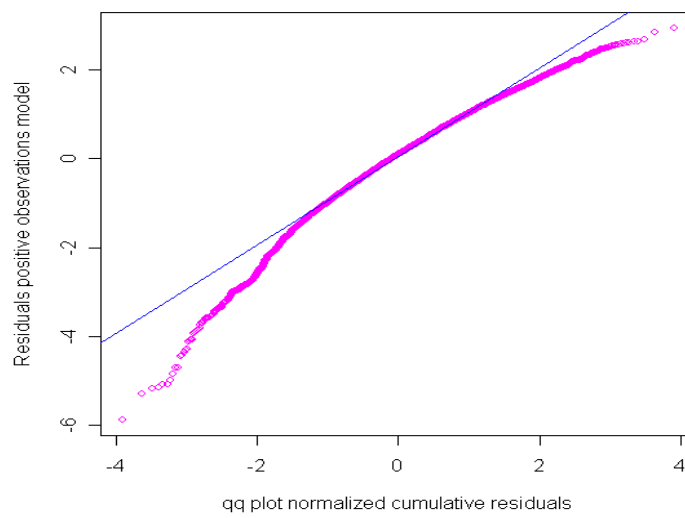


Figura 5. QQ-plot de los residuos del modelo glm para la cpue positiva de rabil.

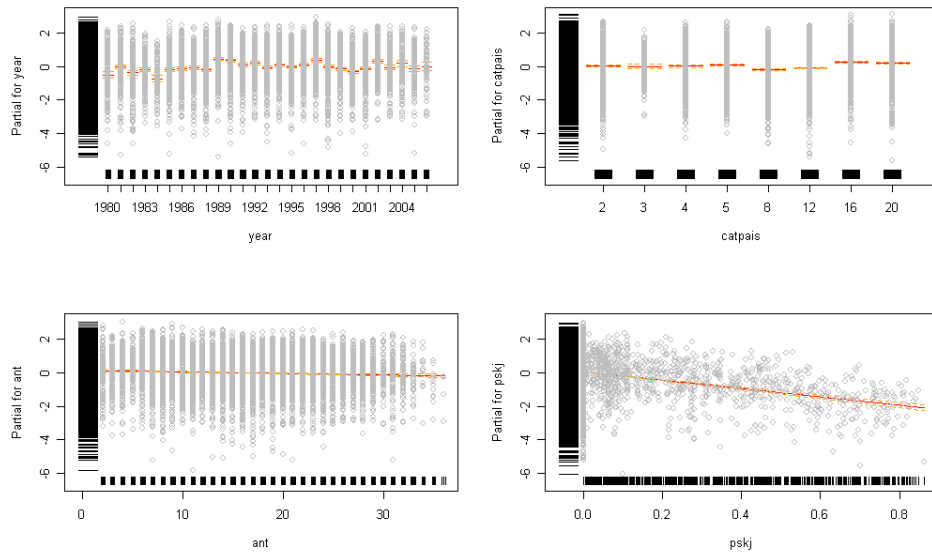


Figura 6. Residuos parciales del modelo glm Lognormal para la cpue positiva de rabil.