

## ESTANDARIZACIÓN DEL ESFUERZO DE LAS FLOTAS DE CERCO TROPICAL POR MEDIO DE MODELOS LINEALES GENERALIZADOS.

P. Pallarés<sup>1</sup>, D. Gaertner<sup>2</sup>, M. Soto<sup>1</sup>, A. Delgado de Molina<sup>3</sup> y J. Ariz<sup>3</sup>

### SUMMARY

*This paper proposes various models to standardize effort data of the Spanish and French tuna purse seine fleets directed at tropical tunas. The models proposed are based on the generalized linear model (GLM) and include year, country, category variables and vessel age as explanatory variables.*

### RÉSUMÉ

*Le présent document propose différents modèles pour la standardisation des données d'effort des flottes thonnières espagnole et française de senneurs qui visent les thons tropicaux. Les modèles proposés ont comme base le modèle linéaire généralisé (GLM) et comprennent les variables année, pays, catégorie et ancienneté des bateaux en tant que variables explicatives.*

### RESUMEN

*En este documento se proponen distintos modelos para la estandarización de los datos de esfuerzo de las flotas atuneras española y francesa de cerco dirigidas a los túnidos tropicales. Los modelos propuestos tienen como base el modelo lineal generalizado (GLM) e incluyen las variables año, país, categoría y antigüedad del barco como variables explicativas.*

## INTRODUCCIÓN

El procedimiento seguido para la estandarización del esfuerzo de las flotas de cerco tropical ha sido un factor ampliamente discutido dentro del grupo de especies tropicales del SCRS. Para las tres especies de túnidos tropicales, aunque de forma especial para rabil y listado, disponer de datos de esfuerzo de cerco estandarizados es un factor fundamental en las evaluaciones dado el volumen de capturas del cerco sobre esas especies.

Los métodos utilizados para la estandarización han variado con el tiempo adaptándose a los cambios experimentados en la pesquería. En el último informe detallado del rabil se incluye, como anexo, una descripción de los procedimientos de estandarización seguidos en la historia de la pesquería.

Básicamente las estandarizaciones de esfuerzos se han realizado en dos pasos, uno primero dentro de las flotas FISM y española separadamente y uno posterior de estandarización entre flotas. Estadísticamente estos procedimientos resultaban deficitarios por lo que se planteó la necesidad de desarrollar un método de estandarización basado en criterios estadísticos.

En este documento se presentan varios modelos alternativos de estandarización de esfuerzo en base a modelos lineales generalizados. Los modelos propuestos se basan en las características físicas de los

---

<sup>1</sup> Instituto Español de Oceanografía. Corazón de María 8. 28002 Madrid (ESPAÑA). E\_mail: pilar.pallares@md.ieo.es.

<sup>2</sup> IRD (UR 109).Centre Halieutique Méditerranéen et Tropical. Avenue Jean Monnet BP 171, 34203 Sete Cedex  
E-mail: gaertner@ird.fr.

<sup>3</sup> 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.

barcos y en la antigüedad, sin tener en cuenta factores, tan importantes en la capturabilidad del cerco, como la equipación técnica de los barcos, incluidos los factores relacionados con la pesca sobre objetos. Por ello, los esfuerzos resultantes deben entenderse como esfuerzos nominales estandarizados.

## MATERIAL Y MÉTODOS

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, 2001...) 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 y española, lo que supone que podrá disponerse de datos de esfuerzo estandarizados de las dos principales flotas de cerco que operan en el Atlántico. El período considerado se extiende de 1980 a 1999 años para los que se dispone de cuadernos de pesca detallados.

Tras observar que las características físicas del barco (longitud, potencia, tonelaje, volumen de cubas,..) estaban fuertemente correlacionadas, se definió el volumen de cubas, medido en  $m^3$ , como la variable a considerar para establecer las categorías de barcos por considerar que definía bien la capacidad del barco y que la probabilidad de sesgos y/o imprecisiones en su medida era menor que con otras variables como la capacidad de transporte. Las categorías establecidas son las siguientes:

categoría 1	< 500 $m^3$
categoría 2	500 – 1000 $m^3$
categoría 3	1001-1500 $m^3$
categoría 4	1501-2000 $m^3$
categoría 5	2001-2500 $m^3$
categoría 6	>2500 $m^3$

No obstante, la escasa representación de barcos menores de 500  $m^3$  y mayores de 2000  $m^3$  (Tabla 1) aconsejaron reducir a tres las categorías estableciendo nuevos límites: <1000  $m^3$ , 1000-1500  $m^3$  y >1500  $m^3$ . En la Figura 1 se observa la distribución de flota según el volumen de cubas.

Como datos de base se consideraron los rendimientos anuales globales -capturas totales (rabil+listado+patudo, objeto+banco libre)/esfuerzo total (días pesca)-, por barco.

Se consideró un umbral mínimo de esfuerzo de 120 días de pesca lo que eliminó el 18% de los datos. Este umbral se eligió 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.

En un primer momento la antigüedad se consideró como un factor estableciéndose categorías de cinco en cinco años hasta un total de 6 categorías (<5, entre 5-10 años, 10-15 años, 15-20 años, 20-25 años y >25 años), cuya distribución se muestra en la Tabla 1 Sin embargo, la distribución de las categorías de antigüedad (Figura 2) aconsejó reducir el número de categorías a 5, estableciendo >20 años como límite inferior de la categoría mayor.

El procedimiento de estandarización se realizó mediante GLMs a través del paquete estadístico S-plus, cuya opción de contraste de tratamiento permite los coeficientes estimados en los modelos queden referidos al primer nivel de cada factor, lo que facilita una interpretación directa de los resultados.

Dada la asimetría de las observaciones, (Figura 3), la variable respuesta se transformó logarítmicamente lo que aproximó su distribución a la normalidad. Como variables explicativas se

consideraron, el año, el país, la antigüedad y el volumen de cubas, todas ellas consideradas como factores.

## RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Los primeros análisis mostraron los factores año, categoría, país y antigüedad altamente significativos, igualmente existía una fuerte interacción país-categoría. A partir de estos resultados se intentó establecer el modelo más idóneo, teniendo en cuenta criterios estadísticos y operativos. Desde el punto de vista operativo debía tenderse a un modelo único que permitiera rehacer la base histórica de datos de esfuerzo una sola vez y obtener valores de esfuerzo sobre una base anual.

Con objeto de simplificar el modelo se definió una nueva variable mixta país-categoría que englobara los efectos de estos factores y su interacción. La nueva variable se definió como factor con seis niveles: 1 = barcos franceses <1000 m<sup>3</sup>; 2 = barcos franceses entre 1000 y 1500 m<sup>3</sup>; 3 = barcos franceses > 1500 m<sup>3</sup>; 4 = barcos españoles <1000 m<sup>3</sup>; 5 = barcos españoles entre 1000 y 1500 m<sup>3</sup>; 6 = barcos españoles > 1500 m<sup>3</sup>.

En relación a la antigüedad, los coeficientes marcaban una clara linealidad con una tendencia descendente con la edad lo que permitió considerar la antigüedad como variable continua en el modelo. Este cambio suponía una ventaja importante en el procedimiento de estandarización ya que permitía establecer un modelo único de cálculo, mediante el cual podrían obtenerse índices anuales de los barcos en función de su edad. Además, incluir la antigüedad como variable continua supone un ahorro en el número de parámetros que requieren ser estimados.

El modelo base que se definió fue:

$$\text{Ln (CPUE)} = \text{Año} + \text{Antigüedad} + \text{Catpais} + \epsilon,$$

dónde CPUE es el vector de observaciones y  $\epsilon$  es el componente de error independiente que se supone normalmente distribuido  $N(0, \sigma^2)$ . Como factores fijos se consideraron el año, la antigüedad y la combinación país-volumen de cubas y la interacción de estas dos últimas variables.

La salida que S-Plus proporciona como resultado del modelo es la siguiente:

Coefficients:

```
(Intercept) AN1981 AN1982 AN1983 AN1984 AN1985
2.053851 0.1206496 0.09263349 -0.05829839 0.09971776 0.2126164
AN1986 AN1987 AN1988 AN1989 AN1990 AN1991
0.4923722 0.4332096 0.6547505 0.6727692 0.7080316 0.763972
AN1992 AN1993 AN1994 AN1995 AN1996 AN1997
0.5337729 0.7621754 0.6861285 0.7595177 0.6725168 0.6026374
AN1998 AN1999 ANT CATPAIS2 CATPAIS3 CATPAIS4
0.5802467 0.6914969 -0.01537355 0.1739298 0.2184692 -0.1595017
CATPAIS5 CATPAIS6
-0.04430865 0.3845807
```

Degrees of Freedom: 822 Total; 796 Residual

Residual Deviance: 44.07478

	Df	Sum of Sq	Mean Sq	F Value	Pr(F)
AN	19	44.64730	2.34986	49.4515	0
ANT	1	19.89886	19.89886	418.7609	0
CATPAIS	5	17.34630	3.46926	73.0087	0
Residuals	796	37.82467	0.04752		

AIC: -156.71285

Por tanto, la variabilidad explicada por el modelo es de un 68 %, que consideramos muy razonable. Todos los factores resultan significativos y los gráficos de los residuos parciales, totales y de ajuste normal del modelo (Figura 4) proporcionan una visión rápida de como el modelo se ajusta bien a los datos.

Este modelo nos permite realizar predicciones de esfuerzo relativo a categoría y/o antigüedad. La Figura 6 muestra los coeficientes relativos a la variable país-categoría en escala no logarítmica que equivalen al esfuerzo relativo a la categoría tomando como referencia la primera categoría, el primer año (1980) y considerando una antigüedad igual a 0; se observa una tendencia ascendente en eficacia al aumentar el volumen de cubas, especialmente marcada en la flota española entre las categorías 2 y 3. Por flotas, las categorías 1 y 2 tienen una eficiencia mayor en la flota francesa al contrario de lo que sucede para la categoría 3.

Para la estandarización del esfuerzo el modelo puede predecir, para cada barco y año, los esfuerzos relativos tomando como referencia el año 1980 y la categoría 1 que corresponde a los barcos franceses menores de 1000 m<sup>3</sup>.

Para un barco determinado en un año dado el esfuerzo relativo se predice a partir del modelo:

$$\ln(\text{cpue}_{ij}) = \alpha + \beta_1 + \beta_2 * n$$

i = barco, j = año

barco tipo = cat 1 (<1000 m<sup>3</sup>), año 1980, edad 0

$\alpha = \ln(\text{cpue}_{\text{barco tipo}}) = 2.035324$

$\beta_1 =$  coeficiente correspondiente a la categoría del barco

$\beta_2 =$  coeficiente correspondiente a la antigüedad = 0.01549608

n = número de años del barco

$\alpha$ ,  $\beta_1$  y  $\beta_2$  en escala logarítmica.

Retransformando el valor obtenido se obtiene el esfuerzo a partir del cual se puede obtener el coeficiente de estandarización dividiéndolo por el esfuerzo igualmente retransformado del barco tipo ( $e^{(\ln(\text{cpue}_{ij}))} / e^\alpha$ ).

Durante el proceso de selección del modelo de estandarización se analizaron interacciones entre el factor año y país, antigüedad y país y la categoría de barco según el país con la antigüedad, (Figura 7(a-c)), ya que, aunque este modelo base para la estandarización del esfuerzo sea satisfactorio estadísticamente hablando, es decir, al nivel de la varianza explicada, un 68%, bondad de ajuste y normalidad de los residuos, queda el problema de la validez de los efectos medidos. Por ejemplo, la estimación del efecto de la edad del barco (factor "Antigüedad") puede ser sesgada debido a que, por una parte, al inicio de los años 80 no había cerqueros de mas de 25 años (situación distinta de lo observado al final de los años 90), y a que, por otra parte, el nivel de abundancia (CPUE) entre el inicio y el final de la serie de datos ha cambiado mucho (Figura 7a, parte de arriba). Una ilustración de esta interacción se ve en la Figura 6b, donde la evolución de las CPUE en función del factor "Antigüedad" es distinta entre los cerqueros franceses y españoles. Además no hay razón *a priori* para que los barcos clasificados según el factor "volumen de cubas-país" (CATPAÍS) envejeczan de la misma manera, como efectivamente se ve en la Figura 7c. Ahí se observa un incremento para la categoría 6 mientras que otras no muestran tendencia, e incluso a veces tendencias contrarias.

Por todas estas razones como complemento del modelo de estandarización base ya mencionado, consideramos otros tres tipos de modelos:

- Modelo 1: sobre el periodo 1980-1999, un modelo con la interacción " Antigüedad \* Catpais", o sea,  $\text{Ln}(\text{CPUE}) = \text{Año} + \text{Antigüedad} + \text{Catpais} + \text{Antigüedad} * \text{Catpais}$ .

- Modelo 2: un modelo compuesto  $\text{Ln}(\text{CPUE}) = \text{Año} + \text{Antigüedad} + \text{Catpais} + \text{Antigüedad} * \text{Catpais}$ , aplicado a dos periodos, el primero desde 1980 hasta 1986 (Modelo 2a), y el segundo, desde 1987 hasta 1999 (Modelo 2b). El año 1986 sirve de punto de "nivelación" entre las dos series de datos (es decir, las estimaciones obtenidas para 1980-1986 han sido puestas al nivel de la serie de datos 1986-1999 sobre la base de un factor de extrapolación calculado para este año de solapamiento).

- Modelo 3: un modelo sencillo de forma  $\text{Ln}(\text{CPUE}) = \text{Año} + \text{Antigüedad}$  por cada una de las 6 categorías-Pais, sobre 1980-1999.

La salida que S-Plus proporciona como resultado del Modelo 1 es la siguiente:

```

Coefficients:
(Intercept)      AN1981      AN1982      AN1983      AN1984      AN1985
  2.168054  0.1269881  0.1153394 -0.02797737  0.1539473  0.27405
  AN1986      AN1987      AN1988      AN1989      AN1990      AN1991
  0.5657895  0.4835539  0.7034054  0.7278743  0.7673127  0.8207696
  AN1992      AN1993      AN1994      AN1995      AN1996      AN1997
  0.595739  0.8215707  0.7390831  0.8011079  0.7348881  0.6521057
  AN1998      AN1999      ANT          CATPAIS2     CATPAIS3     CATPAIS4
  0.6276634  0.7397505 -0.0262938 -0.04398166  0.03808947 -0.397953
  CATPAIS5     CATPAIS6     ANTCATPAIS2 ANTCATPAIS3 ANTCATPAIS4
-0.007429971  0.05295813  0.01676956  0.01281027  0.01580629
  ANTCATPAIS5 ANTCATPAIS6
-0.009045626  0.03527525
  
```

Degrees of Freedom: 822 Total; 791 Residual  
Residual Deviance: 40.75143

	Df	Sum of Sq	Mean Sq	F Value	Pr(F)
AN	19	44.77914	2.35680	53.5480	0.000000e+000
ANT	1	19.89886	19.89886	452.1156	0.000000e+000
CATPAIS	5	17.79331	3.55866	80.8552	0.000000e+000
ANT:CATPAIS	5	3.63097	0.72619	16.4996	1.665335e-015
Residuals	791	34.81411	0.04401		

Se observa como todas las variables son altamente significativas. Podemos ver los gráficos de los residuos parciales, totales y de ajuste normal del modelo en la Figura 5.

La salida que S-Plus proporciona como resultado de los Modelos 2a y 2b es la siguiente:

#### Modelo 2a

```

Coefficients:
(Intercept)      AN1981      AN1982      AN1983      AN1984      AN1985
  2.245118  0.1379558  0.135243 -0.007430317  0.1942055  0.3020769
  AN1986      ANT          CATPAIS2     CATPAIS3     CATPAIS4     CATPAIS5
  0.6097555 -0.03856256 -0.2479681  0.1643129 -0.316917 -0.08802238
  CATPAIS6     ANTCATPAIS2 ANTCATPAIS3 ANTCATPAIS4 ANTCATPAIS5
-0.0009645866  0.06352117  0.001625537  0.01262389  0.00161375
  ANTCATPAIS6
  0.01869546
  
```

Degrees of Freedom: 332 Total; 314 Residual  
Residual Deviance: 17.29274

	Df	Sum of Sq	Mean Sq	F Value	Pr(F)
AN	6	6.10710	1.017851	21.7419	0.000000000
ANT	1	8.87841	8.878407	189.6477	0.000000000
CATPAIS	5	3.51169	0.702338	15.0023	0.000000000
ANT:CATPAIS	5	1.00946	0.201891	4.3125	0.000826674
Residuals	314	14.69999	0.046815		

### Modelo 2b

Coefficients:

```
(Intercept)      AN1987      AN1988      AN1989      AN1990      AN1991
  2.650655 -0.08543269  0.1348231  0.1549221  0.1922547  0.245322
  AN1992      AN1993      AN1994      AN1995      AN1996      AN1997
  0.01484656  0.2398363  0.1549062  0.2138909  0.1415332  0.05589352
  AN1998      AN1999      ANT      CATPAIS2  CATPAIS3  CATPAIS4
  0.02962853  0.1428771 -0.02060934  0.05352222  0.1408691 -0.37904
  CATPAIS5  CATPAIS6  ANTCATPAIS2  ANTCATPAIS3  ANTCATPAIS4
  0.02494108  0.1656236  0.01031656  0.007377953  0.01453269
  ANTCATPAIS5  ANTCATPAIS6
 -0.01119572  0.03026603
```

Degrees of Freedom: 523 Total; 498 Residual  
Residual Deviance: 23.6651

	Df	Sum of Sq	Mean Sq	F Value	Pr(F)
AN	13	4.40873	0.33913	8.2610	0.000000e+000
ANT	1	12.21658	12.21658	297.5860	0.000000e+000
CATPAIS	5	16.61995	3.32399	80.9697	0.000000e+000
ANT:CATPAIS	5	1.62350	0.32470	7.9094	3.489222e-007
Residuals	498	20.44402	0.04105		

Se observa como todas las variables son altamente significativas en ambos modelos.

La salida que S-Plus proporciona como resultado de los Modelos 3a-f es la siguiente:

### Modelo 3a

Coefficients:

```
(Intercept)      AN1981      AN1982      AN1983      AN1984      AN1985
  2.245946 -0.05853744  0.011925 -0.07078644 -0.2663679  0.1083666
  AN1986      AN1987      AN1988      AN1989      AN1990      AN1991
  0.6099823  0.4464762  0.5303197  0.6467843  0.6429466  0.5937566
  AN1992      AN1993      AN1994      AN1995      AN1996      AN1997
  0.4610882  0.7276464  0.7210582  0.6121846  0.5954361  0.431295
  AN1998      AN1999      ANT
  0.5220289  0.6199158 -0.0233478
```

Degrees of Freedom: 193 Total; 172 Residual  
Residual Deviance: 6.03532

	Df	Sum of Sq	Mean Sq	F Value	Pr(F)
AN	19	7.100038	0.3736862	12.76106	0.000000e+000
ANT	1	0.963995	0.9639946	32.91957	4.243154e-008
Residuals	172	5.036733	0.0292833		

### Modelo 3b

Coefficients:

```
(Intercept)      AN1981      AN1982      AN1983      AN1985
  2.115171 -0.1019676 -0.07291818  0.007906993  0.3485763
  AN1986      AN1987      AN1988      AN1989      AN1990      AN1991
  0.7141657  0.1916013  0.4905931  0.440745  0.4726942  0.1590914
  AN1992      AN1993      AN1994      AN1995      AN1996      AN1997
 -0.01658764  0.513359  0.3224781  0.3361317  0.2825113 -0.08969177
  AN1998      AN1999      ANT
```

-0.2597332 -0.225431 0.01543842

Degrees of Freedom: 43 Total; 23 Residual  
Residual Deviance: 0.9221615

	Df	Sum of Sq	Mean Sq	F Value	Pr(F)
AN	18	3.817709	0.2120950	6.611109	0.0000220
ANT	1	0.081113	0.0811129	2.528331	0.1254712
Residuals	23	0.737877	0.0320816		

### Modelo 3c

Coefficients:

(Intercept) AN1981 AN1982 AN1983 AN1985 AN1986  
2.318059 -0.0918095 0.01336822 -0.1271601 0.1248779 0.4536816  
AN1987 AN1988 AN1989 AN1990 AN1991 AN1992  
0.3467058 0.589046 0.8211448 0.6471033 0.6007121 0.5464224  
AN1993 AN1994 AN1995 AN1996 AN1997 AN1998  
0.8667075 0.6409565 0.6115057 0.724824 0.4522269 0.3929752  
AN1999 ANT  
0.689371 -0.01380577

Degrees of Freedom: 48 Total; 28 Residual  
Residual Deviance: 0.790481

	Df	Sum of Sq	Mean Sq	F Value	Pr(F)
AN	18	3.595977	0.1997765	8.71959	0.000003151
ANT	1	0.321254	0.3212536	14.02167	.0008298889
Residuals	28	0.641514	0.0229112		

### Modelo 3d

Coefficients:

(Intercept) AN1981 AN1982 AN1983 AN1984 AN1985  
1.738732 0.1993375 0.1432521 -0.005304968 0.1901419 0.2613979  
AN1986 AN1987 AN1988 AN1989 AN1990 AN1991  
0.6177183 0.5384517 0.7815218 0.6992811 0.7635039 0.8900858  
AN1992 AN1993 AN1994 AN1995 AN1996 AN1997  
0.5683171 0.7125085 0.6259443 0.8632257 0.7007075 0.756341  
AN1998 AN1999 ANT  
0.6392503 0.7133315 -0.009338062

Degrees of Freedom: 326 Total; 305 Residual  
Residual Deviance: 18.1591

	Df	Sum of Sq	Mean Sq	F Value	Pr(F)
AN	19	19.92066	1.048456	20.41144	0.0000000000
ANT	1	0.68753	0.687534	13.38497	0.0002987505
Residuals	305	15.66666	0.051366		

### Modelo 3e

Coefficients:

(Intercept) AN1981 AN1982 AN1983 AN1984 AN1985  
2.038009 0.3776358 0.3009766 0.06662209 0.2429623 0.37364  
AN1986 AN1987 AN1988 AN1989 AN1990 AN1991  
0.6226211 0.5103996 0.6344285 0.9729453 0.7953931 1.074585  
AN1992 AN1993 AN1994 AN1995 AN1996 AN1997  
0.7767938 1.015551 0.8594043 0.7921691 0.7440601 0.5552479  
AN1998 AN1999 ANT  
0.7215753 0.8042181 -0.03332431

Degrees of Freedom: 133 Total; 112 Residual  
Residual Deviance: 5.68481

	Df	Sum of Sq	Mean Sq	F Value	Pr(F)
AN	19	6.284302	0.330753	7.72839	4.634000e-013
ANT	1	1.925896	1.925896	45.00064	8.402551e-010
Residuals	112	4.793273	0.042797		

### Modelo 3f

Coefficients:

```
(Intercept)      AN1982      AN1983      AN1984      AN1985      AN1986
  2.26131 0.02616855 -0.2250299 0.3431614 0.3993042 0.4286914
 AN1987      AN1988      AN1989      AN1990      AN1991      AN1992
0.477034 0.7172156 0.6547364 0.923147 1.003274 0.7267856
 AN1993      AN1994      AN1995      AN1996      AN1997      AN1998
0.9063608 0.9559993 0.9679627 0.9446167 1.051173 1.037348
 AN1999      ANT
1.077436 -0.006823909
```

Degrees of Freedom: 79 Total; 59 Residual  
Residual Deviance: 2.708472

	Df	Sum of Sq	Mean Sq	F Value	Pr(F)
AN	18	10.45954	0.5810853	15.48725	0.000000
ANT	1	0.04001	0.0400122	1.06642	0.305971
Residuals	59	2.21369	0.0375202		

Se observa como la variable año es significativa en todos los modelos, mientras que la antigüedad solo lo es cuando hay un número mayor de observaciones en el nivel del factor categoría-país.

A continuación se presenta una tabla con la variabilidad explicada de cada uno de los modelos complementarios, su estadístico AIC asociado ( $-2 \cdot \log\text{-likelihood} + 2 \cdot n_{\text{par}}$ ) y los grados de libertad:

Modelo	Variabilidad Explicada	AIC	GI
Modelo base	68 %	-156.71285	27
Modelo 1	70 %	-216.81422	32
Modelo 2a	59 %	-59.71005	19
Modelo 2b	63 %	-170.28172	25
Modelo 3a	63 %	-116.03325	22
Modelo 3b	82 %	-12.69373	21
Modelo 3c	84 %	-30.38268	21
Modelo 3d	58 %	-26.37381	22
Modelo 3e	63 %	-22.32768	22
Modelo 3f	82 %	-16.17400	21

Tanto la proporción de varianza explicada, como el estadístico Akaike, indican que el modelo 1 es mejor estadísticamente que el modelo base, es decir, tiene sentido incluir la interacción entre la antigüedad y la variable CATPAIS.

El hecho de tomar el año 1986 como punto de separación de los dos periodos utilizados en los Modelos 2(a-b) se ha decidido con un criterio de clasificación a través de un árbol de regresión, ya que era la variable año la que maximizaba las diferencias entre las observaciones, asignando un grupo a los años 80-85 y otro grupo a los años 86-99. Estos modelos son una alternativa al modelo 1, ya que se consideran las mismas variables.

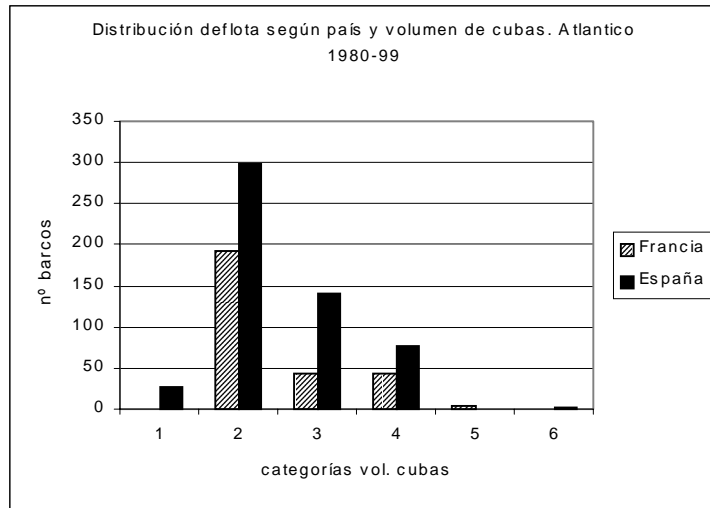
El Modelo 1 y el grupo de modelos 3(a-f) son dos aproximaciones distintas para considerar la interacción entre la antigüedad y la variable CATPAIS. No existe un criterio claro para decidir cuál de ellos es mejor; sin embargo, teniendo en cuenta que si se hace la media de la variabilidad explicada de los modelos 3(a-f) obtenemos un 72 %, desde el punto de vista del principio de simplicidad, el Modelo 1 es mejor, pues es mucho más sencillo y su variabilidad explicada muy similar.



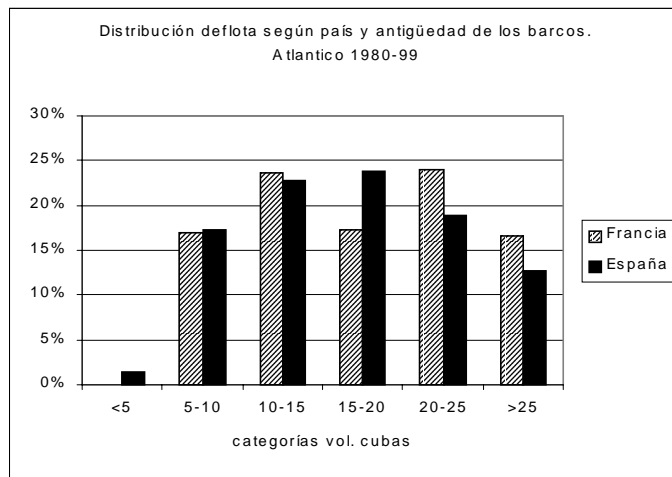
Por otro lado, al no incluir la variable CATPAIS en los modelos 3(a-f), pero aplicar un modelo para cada uno de sus niveles, el coeficiente de la antigüedad es distinto de unos modelos a otros, siendo a veces no significativa cuando el número de observaciones en el nivel es muy bajo. En todos ellos la variable año lleva todo el peso de la variabilidad explicada. Puesto que los coeficientes de antigüedad de los seis modelos sencillos son distintos para cada nivel de la variable CATPAIS, tiene sentido incluir la interacción entre CAPTÁIS y Antigüedad en un modelo único, como se ve en los resultados de los Modelos 1 y 2(a-b) considerados, ya que resulta ser una variable muy significativa en todos ellos.

**Tabla 1:** Distribución de observaciones por año y antigüedad.

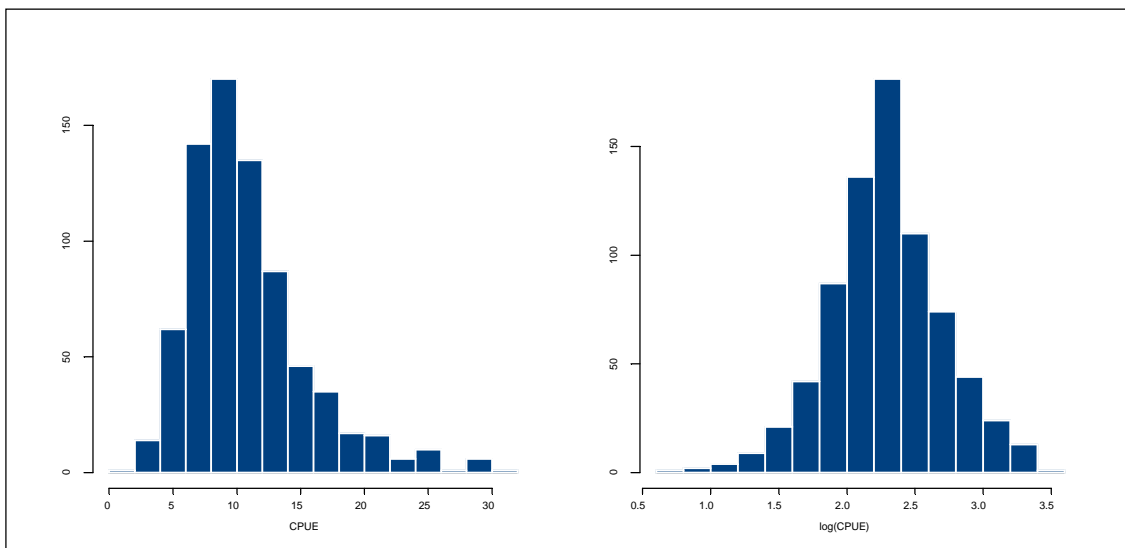
AÑO	ANT						Total general
	1	2	3	4	5	6	
1980	18	28	8	1			55
1981	17	25	9	1			52
1982	13	28	10	1			52
1983	24	27	9	2			62
1984	13	12	11	2	1		39
1985	7	9	18	4	1		39
1986	7	4	15	7			33
1987	6	6	17	8			37
1988	1	8	14	10	2		35
1989	2	5	10	14	3		34
1990	4	4	9	20	6		43
1991	7	5	7	20	5		44
1992	9	4	9	19	5		46
1993	5	3	9	17	7	1	42
1994	5	3	7	14	14	1	44
1995	4	3	4	5	19	2	37
1996		6	5	5	17	3	36
1997		5	2	7	14	3	31
1998		3	4	7	13	5	32
1999		3	2	7	9	8	29
Total general	142	191	179	171	116	23	822



**Figura 1:** Distribución de flota por país y volumen de cubas.



**Figura 2:** Distribución de flota por país y antigüedad de los barcos.



**Figura 3:** Histogramas de la cpue y su logaritmo.

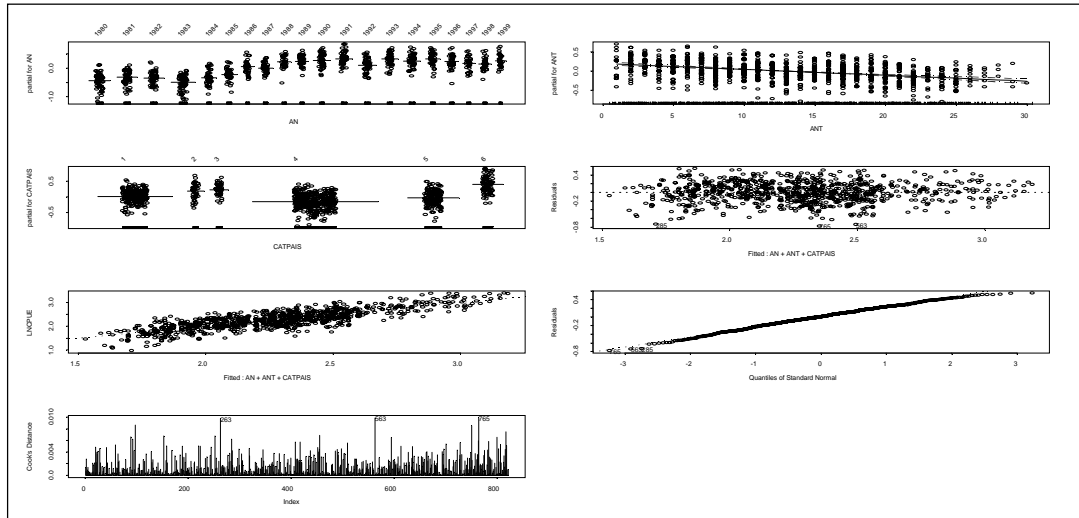


Figura 4: Gráficos de los residuos parciales, totales, ajuste normal y datos atípicos del modelo base.

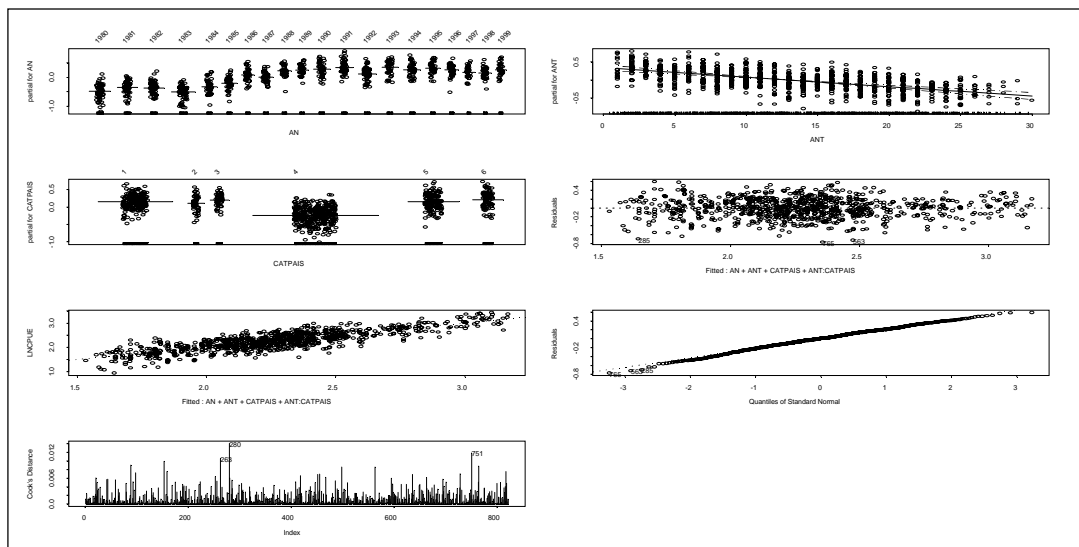


Figura 5: Gráficos de los residuos parciales, totales, ajuste normal y datos atípicos del modelo seleccionado.

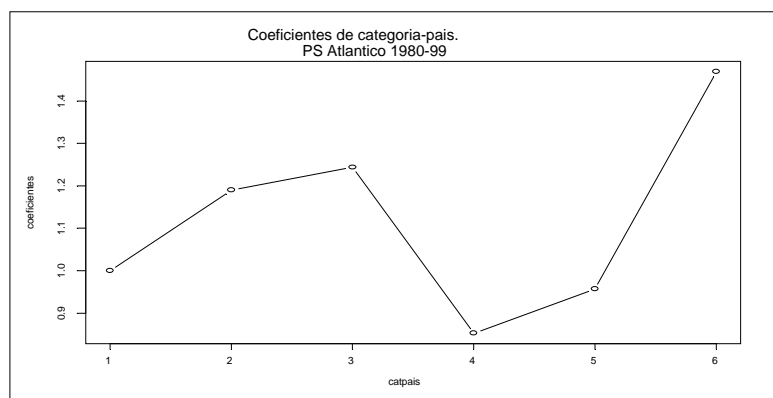
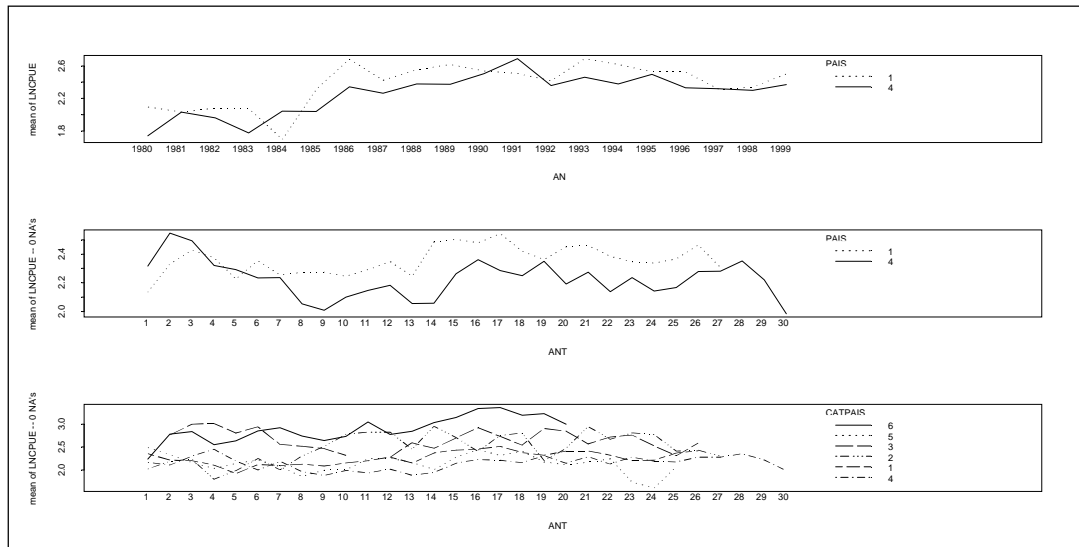


Figura 6: Coeficientes de la variable categoría barco-país del modelo base en escala no logarítmica



**Figura 7:** Interacciones entre año-país, antigüedad-país y captáis-antigüedad.