

Análisis y predicción de la pesquería demersal de las Islas Canarias mediante un modelo *ARIMA**

JOSÉ G. PAJUELO y JOSÉ M. LORENZO

Departamento de Biología, Universidad de Las Palmas de Gran Canaria,
Campus de Tafira, 35017 Las Palmas de Gran Canaria, España.

RESUMEN: Se ensayó la aplicabilidad de los modelos *ARIMA* para analizar y predecir las capturas de las especies de peces demersales que se explotan en Canarias. Para ello se analizaron los registros mensuales de las capturas conjuntas de *D. gibbosus*, *P. pagrus*, *S. cantharus*, *P. acarne* y *P. erythrinus* efectuadas entre junio de 1980 y abril de 1993 sobre la plataforma insular localizada al suroeste de la Isla de Gran Canaria (Islas Canarias). El modelo obtenido predice adecuadamente las capturas con 24 meses de antelación ($U\text{-Theil} < 1$) y puede ser utilizado para controlar la pesquería. Las capturas exhiben una tendencia decreciente y una fuerte componente estacional. Esta estacionalidad es consecuencia del trasvase del esfuerzo pesquero hacia la captura de túnidos tropicales.

Palabras clave: Predicción, pesquería demersal, Islas Canarias, series temporales, modelos *ARIMA*.

SUMMARY: ANALYSIS AND FORECASTING OF THE DEMERSAL FISHERY OF THE CANARY ISLANDS USING AN *ARIMA* MODEL.—The utility of the *ARIMA* models was tested for analysing and forecasting the catches of the demersal fish species exploited in the Canary Islands. A 13-years record (June 1980–April 1993) of the total catches by month of *D. gibbosus*, *P. pagrus*, *S. cantharus*, *P. acarne* and *P. erythrinus* from the southwestern Gran Canaria (Canary Islands) was analysed. The model obtained is capable of describing and forecasting up to 24 months ahead the landing of the demersal fishery ($U\text{-Theil} < 1$). The catches show a decreasing trend and seasonality. The seasonality is due to the transference of the fishing effort from demersal fishery to the tuna fishery.

Key words: Forecasting, demersal fishery, Canary Islands, time series, *ARIMA* models.

INTRODUCCIÓN

El control y la prevención de los recursos marinos vivos de las Islas Canarias son, sin duda, dos objetivos prioritarios en la investigación y gestión pesquera de dicha región. Para lograr esos objetivos resulta útil disponer de predicciones, especialmente cuando se desconoce la situación de la pesquería, como ocurre en el caso estudiado.

Predecir el estado futuro de las poblaciones marinas sometidas a explotación puede resultar complejo, pues depende de algunos factores no controlables (GETZ *et al.*, 1987; HILBORN, 1987). En la actualidad, los modelos basados en series de tiempo constituyen una de las metodologías más ampliamente utilizadas para realizar predicciones en pesquerías (STERGIOU, 1989). Entre estos modelos se encuentran los autorregresivos integrados de media móvil (*ARIMA*), introducidos por BOX y JENKINS (1976), que permiten representar de forma simple muchos fenómenos reales al ajustar una función

*Received July 15, 1994. Accepted March 10, 1995

apropiada a las observaciones pasadas de un proceso y, posteriormente, realizar una extrapolación. El objetivo de este tipo de modelos es explicar y prever la evolución de una variable a lo largo del tiempo, pues muchos de los fenómenos temporales se pueden describir en base a sus dos componentes fundamentales, la tendencia y la estacionalidad.

En el presente estudio se ensaya la aplicabilidad de los modelos *ARIMA* (BOX y JENKINS, 1976) para analizar y describir la dinámica de las capturas comerciales de especies de peces demersales de Canarias. Para ello se analiza la dinámica de las capturas conjuntas de las cinco especies más importantes en Canarias, que son *Dentex gibbosus*, *Pagrus pagrus*, *Spondyllosoma cantharus*, *Pagellus acarne* y *Pagellus erythrinus*. La aplicación de esta metodología en este trabajo está ampliamente justificada por la imposibilidad de aplicar otras, tanto indirectas, debido a la inexistencia de estadísticas de esfuerzo y de captura por unidad de esfuerzo, como directas, dado lo abrupto de los fondos marinos de Canarias.

La pesquería que se analiza se caracteriza por ser multiarte y multiespecie, no existiendo en ella un esfuerzo de pesca dirigido hacia la captura de una especie objetivo. La pesca se realiza de forma simultánea con artes de anzuelo (liñas y palangres) y con trampas (nasas) que se depositan en el fondo, entre los 10 y 220 m, durante un período comprendido entre los 8 y 25 días. La variedad de especies que se pescan es grande, aunque cabe destacar que, aproximadamente, el 60% de la captura global está compuesta por las cinco especies citadas anteriormente.

MATERIAL Y MÉTODOS

Se aplicaron los modelos *ARIMA* para analizar la serie de capturas mensuales conjuntas de *D. gibbosus*, *P. pagrus*, *S. cantharus*, *P. acarne* y *P. erythrinus* efectuadas por la flota artesanal canaria en la plataforma insular localizada al suroeste de la Isla de Gran Canaria (Islas Canarias). Los datos estadísticos pesqueros utilizados, registrados como capturas diarias en kilogramos, corresponden al período comprendido entre junio de 1980 y abril de 1993. Para ensayar el modelo sólo se tomaron en consideración los registros correspondientes a los meses comprendidos entre junio de 1980 y abril de 1991, los cuales fueron procesados como una serie temporal de capturas mensuales. Los datos correspondien-

tes al período comprendido entre mayo de 1991 y abril de 1993 fueron utilizados para contrastar las predicciones del modelo.

Los procesos *ARIMA* se aplican a series estacionarias; esto es, a series de tiempo con media y varianza constantes (BOX y JENKINS, 1976; MAKRIDAKIS *et al.*, 1983; VANDAELE, 1983). La forma general de los modelos multiplicativos autorregresivos integrados de medias móviles estacionales es la siguiente:

$$ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)^s \\ \phi_p(L)\Phi_P(L^s)(1-L)^d(1-L^s)^D Y_t = \theta_q(L)\Theta_Q(L^s)\varepsilon_t$$

donde: Y_t es el valor en el instante t ; $(1-L)^d$ es el término de diferenciación de orden d ; $(1-L^s)^D$ es el término que señala la diferenciación estacional de orden D ; $\phi_p(L)$ y $\theta_q(L)$ son polinomios retardados en L de orden p y q , respectivamente; $\Phi_P(L^s)$ y $\Theta_Q(L^s)$ son polinomios retardados en L^s de orden P y Q , respectivamente; ε_t es el término de error en el tiempo t ; p es el orden del término autorregresivo; d es el grado de diferenciación necesario para alcanzar la estacionaridad; q es el orden del término de media móvil; s es el período de la estacionalidad; L es un operador de retardo que, aplicado a una variable Y_t ($L^\alpha Y_t$), la retarda en α períodos ($Y_{t-\alpha}$); y P, D y Q son los términos estacionales.

El diseño y ajuste de un modelo *ARIMA* se realiza en tres etapas sucesivas, que son: identificación, construcción y diagnóstico (BOX y JENKINS, 1976; PRIESTLEY, 1981).

La identificación del modelo se basa en el análisis de la serie de datos originales (ANDERSON, 1977), en el examen de la función de autocorrelación simple (*FAS*) y en el estudio del diagrama rango-media. En esta primera fase, se determina si es necesario aplicar alguna transformación del tipo Box-Cox a la serie para que tenga varianza constante y si debe diferenciarse para que la media sea estable (BOX y COX, 1964).

La construcción consiste en identificar las estructuras autorregresiva y de media móvil (*ARMA*) y en estimar y evaluar los parámetros. Para determinar los órdenes p , q , P y Q del modelo se analizan la *FAS* y la función de autocorrelación parcial (*FAP*) de la serie transformada y diferenciada. La estimación de los parámetros del modelo se realiza utilizando el algoritmo no lineal de Marquardt y siguiendo el método de "backforecasting" con una duración superior a la de la estacionalidad de la serie, ya que las predicciones así efectuadas dan una

mejor aproximación para una función continua (MAKRIDAKIS *et al.*, 1983). Una vez estimados los parámetros, la evaluación se realiza mediante las pruebas *t* de Student y del error estándar.

La diagnosis se realiza a través del análisis de la FAS y de la FAP de los residuos, del test de normalidad de los residuos, del examen del periodograma acumulativo de los residuos con los límites del 5% y 25% de Kolmogorov-Smirnov (BOX y JENKINS, 1976; MAKRIDAKIS *et al.*, 1983; PEÑA, 1987) y de la prueba del estadístico *Q* o test de Portmanteau (BOX y PIERCE, 1970; URIEL, 1985). Este estadístico, que se distribuye asintóticamente como una χ^2 con *m* grados de libertad, permite realizar un contraste global de los residuos y determinar si éstos son ruido blanco (URIEL, 1985; NEWTON, 1988). Además, con él se obtiene un nivel de significación crítico *P*, que indica el grado de admisibilidad de la hipótesis nula (residuos son ruido blanco) y, en consecuencia, cuanto mayor sea dicho nivel, mayor confianza se puede depositar en la hipótesis nula (URIEL, 1985).

La comprobación de la validez de las predicciones del modelo se realiza comparando los valores predichos con los datos actuales (mayo 1991-abril 1993) mediante el estadístico *U-Theil* (THEIL, 1966; MAKRIDAKIS *et al.*, 1983). Téngase en cuenta que los denominados datos actuales no se consideran en la estimación de los parámetros del modelo. El estadístico *U-Theil* tiene la siguiente forma:

$$U\text{-Theil} = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^{n-1} [(F_{t+1} - X_{t+1})/X_t]^2}{\sum_{t=1}^{n-1} [(X_{t+1} - X_t)/X_t]^2}}$$

Los valores *U-Theil* mayores que 1 son indicativos de una pobre predicción del modelo, mientras que los menores ponen de manifiesto una buena eficiencia (THEIL, 1966; STERGIU, 1991). Para verificar la bondad de las predicciones también se utilizan otros estadísticos, como: *E_t*, error; *APE*, porcentaje de error absoluto; *MAPE*, porcentaje medio de error absoluto; y *B-Theil*, componente de error de Theil (THEIL, 1966; STERGIU, 1991). Estos estadísticos se estiman, respectivamente, como sigue:

$$E_t = (F_t - Y_t)$$

$$APE = [100 * ABS((F_t - Y_t)/Y_t)]$$

$$MAPE = [\sum_{t=1}^n (100 * ABS((F_t - Y_t)/Y_t))/n]$$

$$B\text{-Theil} = ((\sum_{t=1}^n F_t/n) - (\sum_{t=1}^n Y_t/n))^2 / \sum_{t=1}^n (e_t)^2/n$$

donde: *F_t* son los valores estimados por el modelo; *Y_t* son los valores observados; y *n* es el número de datos. También se utiliza *r*², coeficiente de determinación, que proporciona una medida de la variabilidad de los datos explicados por el modelo. Este coeficiente, que puede presentar valores comprendidos entre 0 y 1, explicando una mayor proporción de la varianza cuanto más próximo es a la unidad, se estima de la siguiente manera (SAILA *et al.*, 1979):

$$r^2 = 1 - (\text{varianza residual}/\text{varianza de la serie}).$$

Para determinar si existe relación entre el comportamiento de la serie de capturas de las especies estudiadas y el de la de túnidos tropicales, como consecuencia del trasvase de esfuerzo pesquero de un recurso hacia el otro, se realizó un análisis de correlaciones cruzadas. Para ello se utilizó la serie de capturas de túnidos correspondiente al período comprendido entre enero de 1981 y diciembre de 1991. Tanto la serie de capturas de las cinco especies objeto de estudio como la de los túnidos fueron transformadas en porcentaje mensual de la captura total anual, con el fin de mostrar más claramente el modelo estacional, al eliminar el efecto de la tendencia y la diferencia de magnitud entre las dos.

RESULTADOS

La captura total por meses de *D. gibbosus*, *P. pagrus*, *S. cantharus*, *P. acarne* y *P. erythrinus* efectuada en el área de estudio entre junio de 1980 y abril de 1993 presenta una tendencia decreciente (Fig. 1) y un marcado modelo estacional (Fig. 2). La captura comienza a aumentar a finales del verano, siendo máxima en invierno y decreciendo después.

El gráfico rango-media muestra que la variabilidad de la serie se hace menor con la disminución del nivel de la captura (Fig. 3). Esto implica que la serie no es estacionaria en varianza, de ahí que sea necesario realizar una transformación logarítmica. En la Fig. 4, donde se representa la FAS de la serie transformada, se observa que los coeficientes de correlación disminuyen lentamente y se constata la presencia de modas significativas en los intervalos 1 y 12. Esto indica la existencia de dependencias no estacionales (mensuales) y estacionales (anuales). A fin

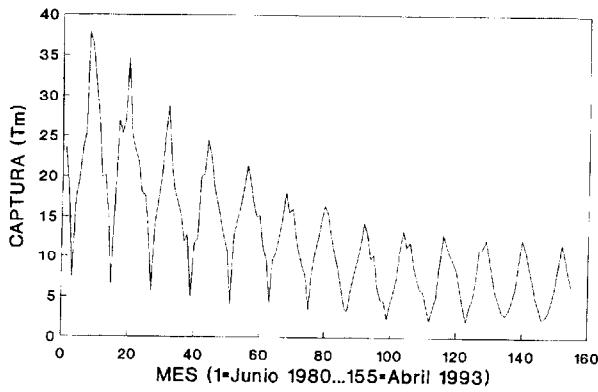


FIG. 1. – Capturas mensuales conjuntas (T_m) de *D. gibbosus*, *P. pagrus*, *S. cantharus*, *P. acarne* y *P. erythrinus* (junio de 1980-abril de 1993).
*Total monthly catches (T_m) of *D. gibbosus*, *P. pagrus*, *S. cantharus*, *P. acarne* and *P. erythrinus* (June 1980-April 1993).*

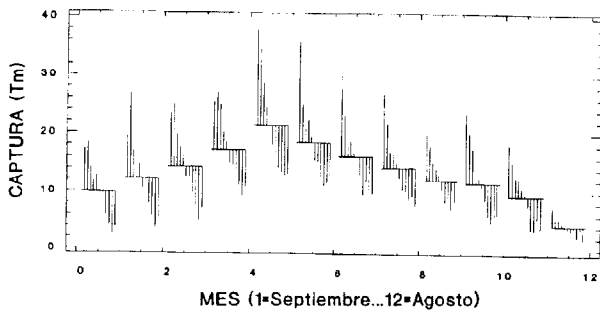


FIG. 2. – Subseries estacionales de las capturas mensuales conjuntas (T_m) de *D. gibbosus*, *P. pagrus*, *S. cantharus*, *P. acarne* y *P. erythrinus* (junio de 1980-abril de 1993). Las líneas horizontales representan las capturas medias de cada mes. Las líneas verticales representan los valores de captura de cada año.
*Seasonal subseries plot of the total monthly catches (T_m) of *D. gibbosus*, *P. pagrus*, *S. cantharus*, *P. acarne* and *P. erythrinus* (June 1980-April 1993). Horizontal lines represent the average catch of each month. Vertical lines are plotted from the average catch to the actual catch of each year.*

de eliminar esas dependencias, que indican la existencia de tendencia y estacionalidad en la serie transformada, se toman diferencias a intervalos 1 y 12. La *FAS* y la *FAP* de la serie transformada y diferenciada muestran que la dependencia ha sido eliminada (Fig. 5 y Fig. 6, respectivamente). Cabe indicar que, si bien aún existen valores significativos, la serie no necesita ser diferenciada nuevamente, pues una diferenciación excesiva podría enmascarar el modelo o llevar a una sobreparametrización del mismo (URIEL, 1985; PEÑA, 1987; STERGIU, 1989).

La aparición de un valor significativo en la *FAS* de la serie transformada y diferenciada (Fig. 5),

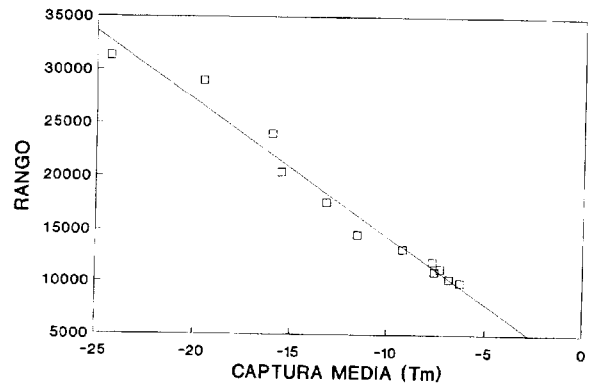


FIG. 3. – Diagrama rango-media de las capturas anuales conjuntas de *D. gibbosus*, *P. pagrus*, *S. cantharus*, *P. acarne* y *P. erythrinus* (1981-1991).
*Range-mean plot of the total catches by year of *D. gibbosus*, *P. pagrus*, *S. cantharus*, *P. acarne* and *P. erythrinus* (1981-1991).*

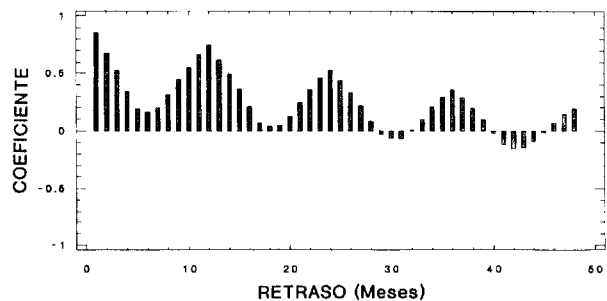


FIG. 4. – *FAS* estimada de la serie transformada logarítmicamente. La línea discontinua representa los límites del error estándar.
Estimated ACF of the logarithmically transformed serie. The broken line represents the limits of the standard error.

TABLA 1.- Resumen de los parámetros estimados del modelo $ARIMA(1,1,1)(0,1,1)^2$.
Estimated parameters of the $ARIMA(1,1,1)(0,1,1)^2$ model.

Parámetro	Estimado	Error estándar	T	P
AR(1) ϕ_1	0.42416	0.08411	5.04298	.00000
MA(1) θ_1	0.96238	0.01324	72.69379	.00000
SMA(12) Θ_1	0.62690	0.07927	7.90813	.00000
Varianza Residual	0.02913			
Grados de libertad	115			
Q (36)	15.54 (P=0.9957)			

unido al continuado cambio de signo de los coeficientes de correlación y al ligero decrecimiento de éstos en los primeros valores, sugiere un término autorregresivo y otro de media móvil. Al analizar la

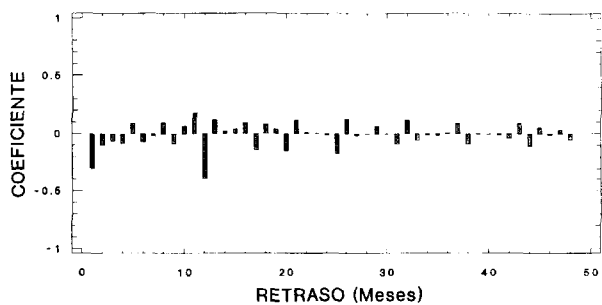


Fig. 5. – FAS estimada de la serie transformada logarítmicamente y diferenciada a retardos 1 y 12. La línea discontinua representa los límites del error estándar.

Estimated ACF of the logarithmically transformed and differenced serie with lag 1 and 12. The broken line represents the limits of the standard error.

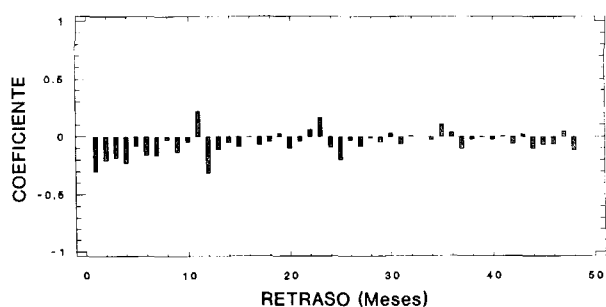


Fig. 6. – FAP estimada de la serie transformada logarítmicamente y diferenciada a retardos 1 y 12. La línea discontinua representa los límites del error estándar.

Estimated PACF of the logarithmically transformed and differenced serie with lag 1 and 12. The broken line represents the limits of the standard error.

parte estacional, se observa un solo coeficiente significativo, que indica un término de media móvil. La FAP de la serie transformada y diferenciada (Fig. 6) muestra, en los retardos estacionales, el decrecimiento impuesto por la estructura de media móvil (CHATFIELD, 1984; URIEL, 1985; PEÑA, 1987; STERGIU, 1990a).

Los valores del error estándar y de la prueba *t* de Student (Tabla 1) ponen de manifiesto que los parámetros estimados son significativamente diferentes de 0 ($P < 0.0001$). El modelo ajustado a los datos es, por tanto, el que sigue:

$$ARIMA(1,1,1)(0,1,1)^{12}$$

$$(1 - \phi_1 L) ((1-L)^d (1-L^{12})^s) Y_t = (1 - \theta_1 L) (1 - \Theta_1 L^{12}) \varepsilon_t$$

Los coeficientes de los parámetros, estimados mediante “backforecasting” (Tabla 1), dieron como

TABLA 2. – Resultado del test de normalidad de Kolmogorov-Smirnov para los residuos de la serie transformada y diferenciada. *Normally Kolmogorov-Smirnov test result for the logarithmically transformed and differenced serie.*

TEST DE NORMALIDAD DE LOS RESIDUOS DEL MODELO AJUSTADO

MEDIA	0.0143	K-S Z	1.339
S.T.	0.1676	2-Tailed P	0.055
CASOS	118		

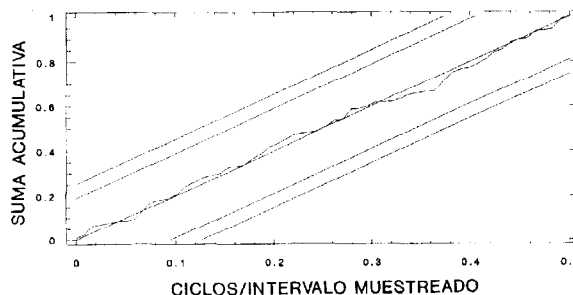


Fig. 7. – Periodograma acumulativo de los residuos de la serie transformada logarítmicamente y diferenciada.

Estimated cumulative periodogram for the residuals of the logarithmically transformed and differenced serie.

resultado, una vez sustituidos en la ecuación anterior y expandido el operador *L*, el siguiente modelo:

$$Y_t = 1.4241Y_{t-1} - 0.4241Y_{t-2} + Y_{t-12} - 1.4241Y_{t-13} + 0.4241Y_{t-14} + \varepsilon_t - 0.9623\varepsilon_{t-1} - 0.6269\varepsilon_{t-12} + 0.6033\varepsilon_{t-13},$$

donde: Y_t es el logaritmo de las descargas en el mes *t*; y ε_t el término de error (media móvil) en el mes *t*.

La ecuación obtenida revela que la captura (en logaritmos) del conjunto de especies estudiadas depende de las descargas efectuadas 1, 2, 12, 13 y 14 meses antes y de las entradas aleatorias acaecidas 0, 1, 12 y 13 meses antes. La matriz de correlaciones de los parámetros ajustados en el modelo no presenta coeficientes que indiquen la existencia de problemas en cuanto a la especificación del modelo se refiere (Tabla 2).

En la Fig. 7, donde se representa el periodograma acumulativo de los residuos, se observa que éstos se aproximan a ruido blanco. La FAS y la FAP de los residuos (Fig. 8 y Fig. 9, respectivamente) y el test de normalidad de Kolmogorov-Smirnov para los residuos (Tabla 3) no muestran que el modelo sea inadecuado. Además, el estadístico $Q(36)$ y el nivel de significación crítico *P* (Tabla 1) indican que

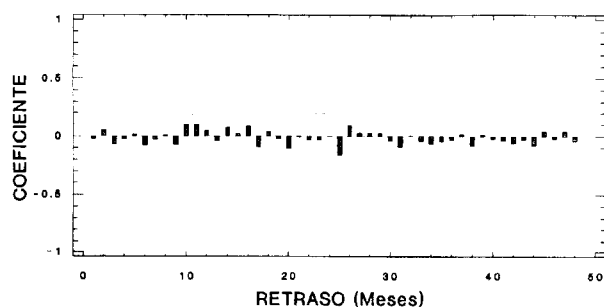


FIG. 8. — FAS estimada para los residuos de la serie transformada logarítmicamente y diferenciada.
Estimated ACF for the residual of the logarithmically transformed and differenced serie.

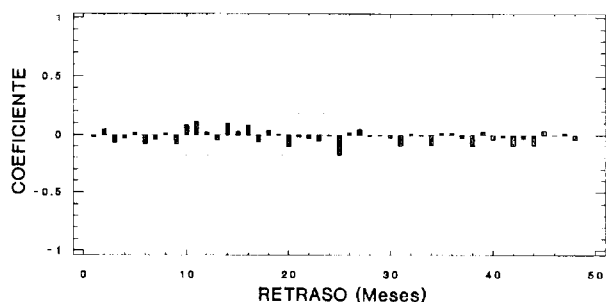


FIG. 9. — FAP estimada para los residuos de la serie transformada logarítmicamente y diferenciada.
Estimated PACF for the residual of the logarithmically transformed and differenced serie.

TABLA 3.- Matriz de correlaciones de los parámetros estimados del modelo.
Correlation matrix for the estimated parameters of the model.

Parámetros	ϕ_1	θ_1	Θ_1
ϕ_1	1.000000	0.096722	-0.021972
θ_1	0.096722	1.000000	-0.340512
Θ_1	-0.021972	-0.340512	1.000000

toda la información determinista del modelo ha sido extraída de la serie (Tabla 1); es decir, los residuos son ruido blanco y, en consecuencia, el modelo es apropiado para representar los datos (URIEL, 1985; IRVINE y EBERHARDT, 1992).

Las predicciones para los meses comprendidos entre mayo de 1991 y abril de 1993 y los datos de capturas para el mismo período están representados en la Fig. 10. Las predicciones son buenas, habiéndose obtenido un MAPE bajo (Tabla 4). Si exceptuamos el mes de agosto de 1991, en el que el APE es superior al 20% (Tabla 4), el modelo predice

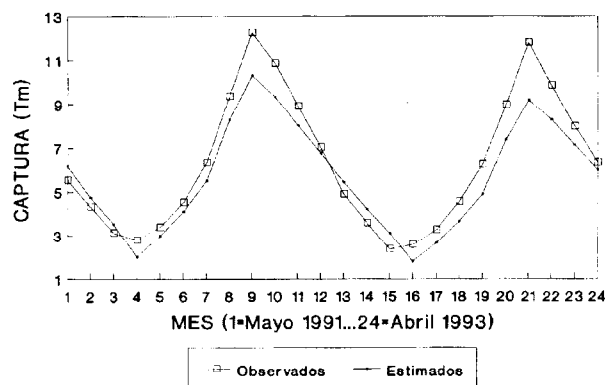


FIG. 10. — Capturas mensuales conjuntas de *D. gibbosus*, *P. pagrus*, *S. cantharus*, *P. acarne* y *P. erythrinus* observadas y estimadas por el modelo (mayo de 1991-abril de 1993).
Total monthly catches of *D. gibbosus*, *P. pagrus*, *S. cantharus*, *P. acarne* and *P. erythrinus* and the forecasts estimated from the model (May 1991-April 1993).

TABLA 4. — Resultados de las medidas de validación de las predicciones realizadas.
Results of the measures of forecasting accuracy estimated.

Mes	E_t	APE	Mes	E_t	APE
1	637.87	11.49938	13	561.14	11.45903
2	427.03	9.87357	14	625.56	17.43984
3	376.97	12.06315	15	752.34	31.90607
4	-769.95	27.60668	16	-761.29	29.78447
5	-408.44	12.05908	17	-609.48	18.70737
6	-415.41	9.18454	18	-915.03	20.03139
7	-840.50	13.22804	19	-1354.42	21.64312
8	-1071.86	11.45645	20	-1607.08	17.90624
9	-1942.58	15.84745	21	-2614.35	22.17625
10	-1528.39	14.07879	22	-1559.88	15.82679
11	-872.69	9.80776	23	-849.16	10.63179
12	-269.09	3.83053	24	-349.18	5.49200
U-Theil	0.65		B-Theil	0.35	
MAPE	15.56		r ²	0.92	

valores de captura muy próximos a los observados. Para los 12 últimos meses, la predicción del modelo disminuye, presentando cinco valores de APE superiores al 20% (Tabla 4). Se observa, además, de forma general, que el modelo subestima ligeramente los valores reales de captura.

Si se toma el período comprendido entre mayo de 1991 y abril de 1993 de forma global, el modelo produce una estimación muy próxima a los valores reales de captura. La captura observada para ese período fue de 150.9 Tm, mientras que la estimada por el modelo fue de 135.5 Tm. Esto representa un APE de tan sólo el 10.2%.

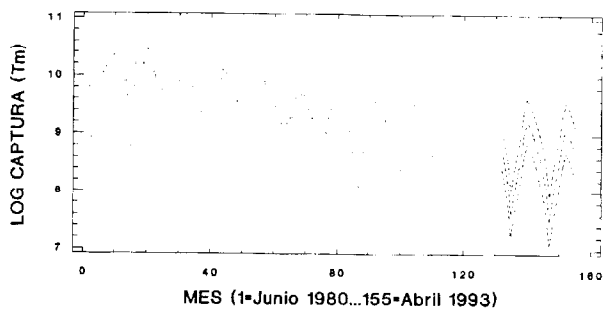


FIG. 11. – Serie de capturas conjuntas (en logaritmos) de *D. gibbosus*, *P. pagrus*, *S. cantharus*, *P. acarne* y *P. erythrinus* junto con la predicción realizada con un intervalo de confianza del 95%. *Log-transformed time serie of the catch of D. gibbosus, P. pagrus, S. cantharus, P. acarne and P. erythrinus and the forecast values with 95% confidence limits.*

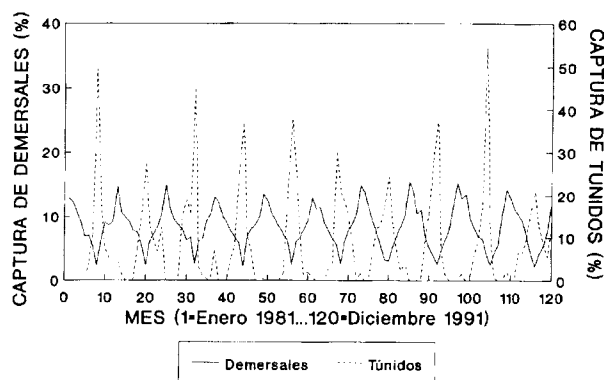


FIG. 12. – Series de capturas mensuales (en porcentaje mensual del total anual) de *D. gibbosus*, *P. pagrus*, *S. cantharus*, *P. acarne* y *P. erythrinus* conjuntamente y de las especies de túnidos tropicales. *Time series in monthly percentage of the total annual catch of D. gibbosus, P. pagrus, S. cantharus, P. acarne and P. erythrinus and the tropical tuna species.*

El modelo predice bien las capturas mensuales, a pesar de que el sistema es muy complejo en cuanto al número y tipo de relaciones (Fig. 10). Dado que los términos de media móvil son, en realidad, variables aleatorias definidas, en el mejor de los casos, por media y varianza, la predicción no es realmente un valor concreto, sino un intervalo en el que se considera la incertidumbre sobre el valor que toman en cada mes las variables de media móvil (Fig. 11). Aún cuando los valores globales obtenidos parecen subestimar las capturas del conjunto de especies, el test *U-Theil* (Tabla 4) pone de manifiesto que las diferencias señaladas no llegan a ser estadísticamente significativas ($U-Theil < 1$). El estadístico *B-Theil* muestra que los errores cometidos por el modelo en las estimaciones son bajos (*B-Theil* muy próximo a 0). Además, la variabilidad explicada por el modelo es bastante alta ($r^2 = 0.926$).

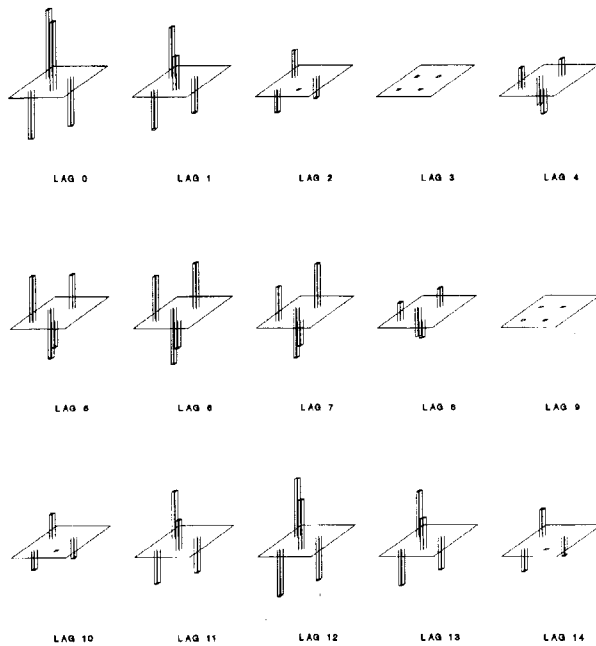


FIG. 13. – Matriz de correlaciones cruzadas entre la serie de capturas mensuales conjuntas (en porcentaje) de *D. gibbosus*, *P. pagrus*, *S. cantharus*, *P. acarne* y *P. erythrinus* y la serie de capturas mensuales (en porcentaje) de los túnidos tropicales con 0- 14 meses de retraso.

Cross-correlation matrix between the time series in monthly percentage of the annual total catches of D. gibbosus, P. pagrus, S. cantharus, P. acarne and P. erythrinus and the tropical tuna species from 0 to 14 months lag.

En la Fig. 12 se muestran las series de capturas de demersales y de túnidos transformadas a porcentaje mensual de la captura total anual. Se observa que ambas series presentan un marcado modelo estacional con picos de máxima captura no solapados. La matriz de correlaciones cruzadas (Fig. 13) muestra que ambas series presentan autocorrelaciones positivas y significativas con retrasos de 0 a 2 meses, mientras las correlaciones cruzadas son significativas pero negativas con el mismo lapso de tiempo. Con retrasos de 5, 6 y 7 meses las correlaciones cruzadas son significativas y positivas, mientras las autocorrelaciones son significativas y negativas, presentándose nuevamente el esquema inicial con retrasos de 11, 12 y 13 meses.

DISCUSIÓN

El modelo utilizado, lineal y estocástico, describe adecuadamente el comportamiento de la compleja serie de capturas mensuales del conjunto de especies de peces demersales. Ello tiene, sin duda, una

gran relevancia, pues disponer de predicciones de las capturas con un año o dos de antelación y tan sólo un error del 10-15% es de gran importancia para controlar la pesquería artesanal canaria. El error observado en la predicción para los meses comprendidos entre mayo de 1991 y abril de 1993 puede ser atribuido a la variabilidad que presentan las capturas, como consecuencia de la diversidad de especies que las componen. Además, hay que tener en cuenta que las condiciones oceanográficas y socioeconómicas, que condicionan el esfuerzo de pesca y, por ende, las capturas, varían de un año a otro (STERGIOU, 1989).

Los términos de media móvil determinados en el modelo pueden ser explicados por las variaciones que experimentan, de un año a otro, las capturas y la actividad pesquera, que dependen de las condiciones biológicas y ambientales, así como de factores socio-económicos. La componente regular del modelo, por su parte, está posiblemente determinada por la pauta repetitiva que sigue el esfuerzo de pesca, máximo en invierno y mínimo en verano, a lo largo de los años.

La inestabilidad de la media, tendencia, se explica por el decrecimiento de la captura durante el período de estudio. Esta disminución es consecuencia, probablemente, de una actividad extractiva superior a la óptima para el conjunto de especies o para alguna de ellas, motivada por el progresivo aumento de la demanda de este tipo de especies y por su elevado valor comercial. En este sentido, cabe señalar que los recursos demersales costeros de las aguas de Canarias están sometidos a un régimen de sobreexplotación, lo que ha llevado al establecimiento de tallas mínimas de captura (LOZANO *et al.*, 1993). Teniendo esto en cuenta, disponer de predicciones de las capturas anuales de las diferentes especies y de información relacionada con la estrategia óptima de explotación por medio de modelos determinísticos es útil para ajustar la mortalidad por pesca (STERGIOU, 1990b)

El término de diferenciación estacional pone de manifiesto la estacionalidad de la pesquería, que depende de factores que afectan al nivel del esfuerzo (MENDELSSOHN, 1981; SKUD, 1982). En este sentido, hay que tener en cuenta que el esfuerzo de pesca se reduce en verano, al ser desviado hacia la captura de otras especies, generalmente de túnidos tropicales. Así, la correlación cruzada entre las descargas de túnidos tropicales y las de demersales muestran un patrón inverso. El patrón exhibido por la matriz de correlaciones cruzadas era de esperar,

teniendo en cuenta que el esfuerzo de pesca está, en cada caso, orientado a un recurso diferente que es explotado de forma no simultánea con el otro. Además, las correlaciones cruzadas entre ambas series sugieren que el esfuerzo de pesca aplicado en cada caso depende de las capturas obtenidas durante los dos meses anteriores (MOLINET *et al.*, 1991) y que las capturas dependen, de manera importante, de los procesos que han ocurrido con un año de antelación, como indican los términos mayores estimados en el modelo (Y_{t-12} , Y_{t-13} , Y_{t-14} , ε_{t-12} y ε_{t-13}). Cabe señalar, también, que las descargas de demersales no decaen hasta valores próximos a cero durante el período de menor captura debido a que actividad pesquera sobre *D. gibbosus* con nasas de profundidad no cesa, lo que produce un amortiguamiento en las oscilaciones estacionales de la serie. Por lo tanto, el período de la estacionalidad observado es debido, al menos en parte, al esfuerzo de pesca (MENDELSSOHN, 1981; STERGIOU, 1993), si bien al no disponer de series individuales para cada especie no se puede eliminar la existencia de componentes biológicos y oceanográficos (LETT *et al.*, 1975; SUTCLIFFE *et al.*, 1977; JENSEN, 1985; MOLINET *et al.*, 1991).

La aplicación de esta metodología en Canarias permite obtener un modelo simple que, con un bajo requerimiento de datos, proporciona información sobre la evolución y prevención de la captura de las especies demersales (TSAI y CHAI, 1992). Así, pues, este modelo se constituye como una herramienta especialmente útil en un contexto en el que no existe información estadística ni control sobre la pesquería y donde, además, resulta muy difícil obtener datos del esfuerzo pesquero, lo que limita el uso de los modelos tradicionales de evaluación. Cabe indicar que los modelos ARIMA, que también han sido utilizados satisfactoriamente para describir la pesquería de otras especies que difieren de forma sustancial en su biología y comportamiento (BOUDREAU *et al.*, 1977; SAILA *et al.*, 1979; MENDELSSOHN, 1981; STOCKER y HILBORN, 1981; JENSEN, 1985; STOCKER y NOAKES, 1988; MOLINET *et al.*, 1991; STERGIOU, 1990a, 1991), se muestran como una metodología válida para predecir el comportamiento de una pesquería a corto plazo (STERGIOU, 1991). Es preciso señalar, no obstante, que el principal inconveniente que presenta este tipo de modelos radica en su propio fundamento, ya que al estar basados en hechos pasados y aprender de la propia historia para realizar las predicciones, éstas serán acertadas en la medida en que los factores que

determinan la evolución sigan actuando del mismo modo y no sean alterados de forma notoria (PEREIRO, com. pers.), surgiendo de ahí su condición de iniciales en el estudio de una determinada pesquería. Cuando se alteran los factores que rigen la captura, ésta deja de ser una evolución de la interacción recurso-ambiente-actividad humana y se hace necesario complicar el modelo introduciendo nuevas variables que expliquen la perturbación (como puede ser el esfuerzo). Esto conlleva, por una parte, la inclusión de nuevas variables que aumentan la complejidad del modelo y, por otra, más importante aún, el incremento de la dificultad para realizar el estudio debido a los problemas que plantea la propia pesquería para obtener información sobre otras variables. Además, se ha demostrado que los modelos multivariantes de series temporales empleados para predecir una pesquería suelen presentar correlaciones artificiales introducidas por los datos, autocorrelaciones residuales, una alta varianza residual y fenómenos de colinearidad entre variables independientes que incrementan los errores en el ajuste del modelo (KELLER, 1987; MENDELSSOHN, 1981; KOSLOW *et al.*, 1987; STERGIU, 1989).

AGRADECIMIENTOS

Los autores desean expresar su agradecimiento al Dr. J.A. Pereiro por sus valiosos comentarios acerca de este estudio. Asimismo, desean hacer extensivo su agradecimiento al Dr. A.G. Ramos por aportar la información relativa a la pesquería de túnidos. Agradecer, también, a la Universidad de Las Palmas de Gran Canaria el soporte económico y las facilidades ofrecidas para la realización de este trabajo.

BIBLIOGRAFÍA

- ANDERSON, O.D. – 1977. Time series analysis and forecasting. Another look at the Box-Jenkins approach. *The Statistician*, 26(4): 285-297.
- BOUDREAU, R.J., J.N. DUPONT y C. SYVAIN. – 1977. Modèles linéaires de prédiction des débarquements de homard aux Iles-de-la-Madeleine (Golfe du Saint Laurent). *J. Fish. Res. Bd. Can.*, 34: 379-383.
- BOX, G.E.P. y D.R. COX. – 1964. An analysis of transformations. *J. Royal Stat. Soc.*, 26: 211-252.
- BOX, G.E.P. y D.A. PIERCE. – 1970. Distribution of residual autocorrelations in autoregressive integrated moving average time series models. *J. Am. Stat. Assoc.*, 65: 1509-1526.
- BOX, G.E.P. y G.M. JENKINS. – 1976. *Time Series Analysis, Forecasting and Control*. Holden-Day, San Francisco, 575 pp.
- CHATFIELD, C. – 1984. *The Analysis of Time Series: An Introduction*. Chapman and Hall, New York, 286 pp.
- GETZ, W.M., R.C. FRANCIS y G.L. SWARTZMAN. – 1987. On managing variable marine fisheries. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, 44: 1370-1375.
- HILBORN, R. – 1987. Living with uncertainty in resource management. *North Am. J. Fish. Manag.*, 7: 1-5.
- IRVINE, K.N. y A.J. EBERHARDT. – 1992. Multiplicative, seasonal ARIMA models for lake Erie and lake Ontario water levels. *Water Resour. Bull.*, 28(2): 385-396.
- JENSEN, A.L. – 1985. Time series analysis and forecasting of menhaden catch and CPUE. *North Am. J. Fish. Manag.*, 5: 78-85.
- KELLER, A. – 1987. Modelling and forecasting primary production rates using Box-Jenkins transfer function models. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, 44: 1045-1052.
- KOSLOW, A.J., K.R. THOMPSON y W. SILVERT. – 1987. Recruitment to Northwest Atlantic cod (*Gadus morhua*) and haddock (*Melanogrammus aeglefinus*) stocks: influence of stock size and climate. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, 44: 26-39.
- LETT, P.F., A.C. KOHLER y D.N. FITZGERALD. – 1975. Role of stock biomass and temperature in recruitment of southern Gulf of St. Lawrence Atlantic cod *Gadus morhua*. *J. Fish. Res. Bd. Can.*, 32: 1613-1627.
- LOZANO, I.J. (Investigador principal). – 1993. *Biología de especies comerciales profundas de Canarias*. Contrato de estudio entre DBULL, ICCM, DBULPGC, IEO y DG XIV/C/1.
- MAKRIDAKIS, S., S. WHEELWRIGHT y V. MCGEE. – 1983. *Forecasting: Methods and Applications*. John Wiley and Sons, New York, 926 pp.
- MENDELSSOHN, R. – 1981. Using Box-Jenkins models to forecast fishery dynamics: identification, estimation and checking. *Fish. Bull.*, 78(4): 887-896.
- MOLINET, R., M.T. BADARACCO y J.J. SALAYA. – 1991. Análisis de series de tiempo aplicado a la pesca del sistema camarón-pargo en el Golfo Triste, Venezuela. *Sci. Mar.*, 55(2): 427-437.
- NEWTON, H.J. – 1988. *Timeslab: A Time Series Analysis Laboratory*. Wadsworth and Brooks, Pacific Grove, 103 pp.
- PEÑA, D. – 1987. *Estadística: Modelos y Métodos. Análisis Univariante de Series Temporales*. Alianza Universidad, Madrid, 725 pp.
- PRIESTLEY, M.B. – 1981. *Spectral Analysis and Time Series. Univariate Series*. Z.W. Birnbaum and E. Lukacs, London, 648 pp.
- SAILA, S.B., M. WIGBOUT y R.J. LERMIT. – 1979. Comparison of some time series models for the analysis of fisheries data. *J. Cons. int. Explor. Mer*, 39(1): 44-52.
- SKUD, B.E. – 1982. Dominance in fish: the relation between environment and abundance. *Science*, 216: 144-149.
- STERGIU, K.I. – 1989. Modelling and forecasting the fishery of pilchard *Sardina pilchardus* in Greek waters using ARIMA time series models. *J. Cons. int. Explor. Mer*, 46: 16-23.
- STERGIU, K.I. – 1990a. A seasonal autoregressive model of the anchovy *Engraulis encrasicolus* fishery in the Eastern Mediterranean. *Fish. Bull.*, 88(2): 411-414.
- STERGIU, K.I. – 1990b. Prediction of the *Mullidae* fishery in the eastern Mediterranean 24 months in advance. *Fish. Res.*, 9: 67-74.
- STERGIU, K.I. – 1991. Short-term fisheries forecasting: comparison of smoothing, ARIMA and regression techniques. *J. Appl. Ichthyol.*, 7: 193-204.
- STERGIU, K.I. – 1993. Seasonality and trends in the commercial catches of fishes in Greek waters, 1964-1987. *Fresenius Envir. Bull.*, 2: 37-42.
- STOCKER, M. y R. HILBORN. – 1981. Short-term forecasting in marine fish stocks. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, 38: 1247-1254.
- STOCKER, M. y D.J. NOAKES. – 1988. Evaluating forecasting procedures for predicting Pacific herring (*Clupea harengus pallasii*) recruitment in British Columbia. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, 45: 928-935.
- SUTCLIFFE, W.H., K. DRINKWATER y B.S. MUIR. – 1977. Correlations between seasonal river discharge and local landings of American lobster (*Homarus americanus*) and Atlantic halibut (*Hipoglossus hipoglossus*) in the Gulf of St. Lawrence. *J. Fish. Res. Bd. Can.*, 34: 19-30.
- THEIL, H. – 1966. *Applied Economic Forecasting*. North-Holland Publishing Corporation, Amsterdam, 387 pp.
- TSAI, C.F. y A. CHAI. – 1992. Short-term forecasting of the striped bass (*Morone saxatilis*) commercial harvest in the Maryland portion of Chesapeake Bay. *Fish. Res.*, 15: 67-82.

URIEL, E. – 1985. *Análisis de Series Temporales. Modelos ARIMA*. Paraninfo, Madrid, 270 pp.
VANDAELE, W. – 1983. *Applied Time Series and Box-Jenkins*

Models. Academic Press, New York, 260 pp.
Ed. cient.: J. Lleónt.