

# Análisis y predicción de las capturas de salmonete de roca *Mullus surmuletus* (Linnaeus, 1758) en aguas de Gran Canaria (islas Canarias) mediante un modelo ARIMA

J. M. González Pajuelo y J. M.<sup>a</sup> Lorenzo Nespereira

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 autorregresivos integrados de media móvil (ARIMA) para analizar y predecir las capturas de salmonete de roca *Mullus surmuletus* (Linnaeus, 1758) en aguas de Gran Canaria (islas Canarias). Para ello se analizaron los registros mensuales de las capturas efectuadas entre enero de 1981 y diciembre de 1993 sobre la plataforma localizada al suroeste de la isla. El modelo obtenido predice adecuadamente las capturas con 24 meses de antelación ( $U$ -Theil  $< 1$ ) y puede ser utilizado para controlar la pesquería. Las capturas muestran una tendencia creciente y una clara estacionalidad. Ésta obedece tanto al comportamiento biológico de la especie como al desvío del esfuerzo pesquero hacia la captura de túnidos tropicales.

**Palabras clave:** Salmonete de roca, *Mullus surmuletus*, modelos ARIMA, Gran Canaria, islas Canarias.

## ABSTRACT

Analysis and forecasting of the red mullet *Mullus surmuletus* (Linnaeus, 1758) fishery off Gran Canaria (Canary Islands) using an ARIMA model.

The utility of AutoRegressive Integrated Moving Average (ARIMA) models for analysing and forecasting catches of red mullet *Mullus surmuletus* (Linnaeus, 1758) off Gran Canaria (Canary Islands) was tested. A 13-year monthly record (January 1981-December 1993) of total red mullet catches from the southwestern end of the island was analysed. The model is capable of describing and forecasting the landings ( $U$ -Theil  $< 1$ ) up to 24 months in advance. The catches show a trend and seasonality. The seasonality is due to the biological behaviour of the species and to deviation of the fishing effort from the demersal fishery to the tuna fishery.

**Key words:** Red mullet, *Mullus surmuletus*, ARIMA models, Gran Canaria, Canary Islands.

## INTRODUCCIÓN

El escaso conocimiento que se tiene sobre los recursos pesqueros de las islas Canarias, unido al decrecimiento observado en las capturas de los mismos, hace que su control y prevención sean dos objetivos prioritarios en la investigación y gestión pesquera de dicha región.

Para controlar y prevenir los recursos resulta útil disponer de predicciones, especialmente cuando se desconoce la situación de la pesquería, como sucede en el caso que se estudia. Por lo general, predecir el estado futuro de las poblaciones marinas sometidas a explotación resulta complejo, pues depende de algunos factores no controlables (Getz, Francis y Swartzman, 1987;

Hilborn, 1987). Los modelos basados en series de tiempo son utilizados actualmente 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 manera simple muchos fenómenos reales al ajustar una función apropiada a las observaciones pasadas de un proceso y, posteriormente, realizar una extrapolación. El objetivo que se pretende al utilizar 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 atendiendo a sus dos componentes fundamentales: la tendencia y la estacionalidad.

En el presente trabajo se ensaya la aplicabilidad de los modelos ARIMA para analizar y describir la dinámica de las capturas comerciales del salmonete de roca *Mullus surmuletus* (Linnaeus, 1758). La utilización de esta metodología se justifica por la imposibilidad de aplicar otras, tanto directas, ya que los fondos marinos de las islas Canarias son muy abruptos, como indirectas, pues no existen estadísticas de esfuerzo ni de captura por unidad de esfuerzo.

El salmonete de roca constituye, sin duda, una de las especies más importantes, desde el punto de vista comercial, en las islas Canarias (Pajuelo y Lorenzo, 1993). Esta especie se captura en el marco de una pesquería en la que no existe un esfuerzo dirigido hacia una especie concreta: se caracteriza por ser multiarte y multiespecie. Su pesca se realiza con trampas (nasas) que se depositan en el fondo, entre 10 y 200 m, durante un período comprendido entre 8 y 15 días.

## MATERIAL Y MÉTODOS

Se analiza, mediante la aplicación de los modelos ARIMA, la serie de capturas mensuales de salmonete de roca efectuadas por la flota artesanal canaria en la plataforma insular localizada al suroeste de Gran Canaria (islas Canarias). Los datos estadísticos

mensuales utilizados corresponden al período comprendido entre enero de 1981 y diciembre de 1993. Para ensayar el modelo, sólo se toman en consideración los registros correspondientes a los meses comprendidos entre enero de 1981 y diciembre de 1991. Los recogidos entre enero de 1992 y diciembre de 1993 son utilizados para contrastar las predicciones del modelo.

Los procesos ARIMA se aplican a series estacionarias; es decir, a series de tiempo con media y varianza constantes (Box y Jenkins, 1976; Makridakis, Wheelwright y McGee, 1983; Vandaele, 1983). Los modelos multiplicativos autorregresivos integrados de medias móviles estacionales tienen la siguiente forma:

$$\text{ARIMA } (p, d, q)(P, D, Q)^s$$

$$\phi_p(L) \Phi_p(L) (1-L)^d (1-L)^D Y_t = \theta_q(L) \Theta_q(L) \varepsilon_t$$

donde:  $Y_t$  es el valor en el instante  $t$ ;  $(1-L)^d$  es el término de diferenciación de orden  $d$ ;  $(1-L)^D$  es el término que señala la diferenciación estacional de orden  $D$ ;  $\phi_p(L)$  y  $\theta_q(L)$  son polinomios retardados en  $L$  de órdenes  $p$  y  $q$ , respectivamente;  $\Phi_p(L)$  y  $\Theta_q(L)$  son polinomios retardados en  $L$  de órdenes  $P$  y  $Q$ , respectivamente;  $\varepsilon_t$  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 condición estacionaria;  $q$  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  $\alpha$  periodos ( $Y_{t-\alpha}$ ); y  $P$ ,  $D$  y  $Q$  son los términos estacionales.

El diseño y ajuste de un modelo ARIMA consta de tres etapas sucesivas: identificación, construcción y diagnosis (Box y Jenkins, 1976; Priestley, 1981).

En la etapa de identificación se analiza la serie de datos originales (Anderson, 1977), se examina la función de autocorrelación simple (FAS) y se estudia el diagrama rango-media. Con todo ello, se determina si es necesario realizar 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).

En la segunda etapa, de construcción, se identifican las estructuras autorregresiva y de media móvil (ARMA) y se estiman y evalúan los parámetros. La determinación de los órdenes  $p$ ,  $q$ ,  $P$  y  $Q$  del modelo se realiza mediante el análisis de la FAS y de 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 Mardquart 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, Wheelwright y McGee, 1983). Una vez estimados los parámetros, la evaluación se realiza mediante las pruebas  $t$  de Student y del error estándar.

La diagnosis del modelo 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, Wheelwright y McGee, 1983; Peña, 1987) y de la prueba del estadístico  $Q$  o test de Portmanteau (Box y Pierce, 1970; Uriel, 1985; Newton, 1988).

Para comprobar la validez de las predicciones del modelo se comparan los valores predichos con los datos actuales (enero 1992-diciembre 1993) mediante el estadístico  $U$ -Theil (Theil, 1966; Makridakis, Wheelwright y McGee, 1983; Stergiou, 1991). Es preciso considerar que los denominados datos actuales no se utilizan en la estimación de los parámetros del modelo. Además, la bondad de las predicciones se verifica utilizando otros estadísticos, tales como  $E$ , error; APE, porcentaje de error absoluto; MAPE, porcentaje medio de error absoluto; y  $B$ -Theil, componente de error de Theil (Theil, 1966; Stergiou, 1991). También se utiliza el coeficiente de determinación,  $r^2$ , que proporciona una medida de la variabilidad de los datos explicados por el modelo (Saila, Wilgbout y Lermit, 1979).

Para determinar si existe relación entre el comportamiento de la serie de capturas de la especie estudiada y la de descargas de túnidos tropicales, como consecuencia del trasvase del esfuerzo pesquero de un recurso hacia el otro, se realiza un análisis de correlaciones cruzadas. Para ello, se dispuso de la serie de capturas de túnidos efectuadas entre enero de 1981 y diciembre de 1991. Ambas series fueron transformadas en porcentaje mensual de la captura total anual con el fin de mostrar con mayor claridad el modelo estacional, al eliminarse el efecto de la tendencia y la diferencia de magnitud entre las dos.

## RESULTADOS

Las capturas mensuales de salmonete de roca efectuadas en el área de estudio entre enero de 1981 y diciembre de 1993 presentan una tendencia creciente (figura 1) y un marcado modelo estacional (figura 2). Las capturas comienzan a aumentar a finales del verano, siendo máximas en invierno y decreciendo después.

El gráfico rango-media muestra que la variabilidad de la serie aumenta con el nivel de la captura (figura 3). Esto implica que la serie no es estacionaria en varianza y, por tanto, indica la necesidad de realizar una transformación logarítmica. En la figura 4, donde se representa la FAS de la serie transformada, se observa que los coeficientes de correlación disminuyen muy lentamente y se constata la presencia de modas significativas en los intervalos 1 y 12. Esto pone de manifiesto la existencia de dependencias no estacionales (mensuales) y estacionales (anuales). A fin de eliminar esas dependencias, que indican la existencia de tendencia y estacionalidad en la serie transformada, se tomaron diferencias a intervalos 1 y 12. La FAS y la FAP de la serie transformada y diferenciada muestran que la dependencia ha sido eliminada (figuras 5 y 6, respectivamente). Cabe indicar que, si bien aún existen valores significativos, la serie no necesita ser diferenciada nuevamente, pues una diferenciación excesiva

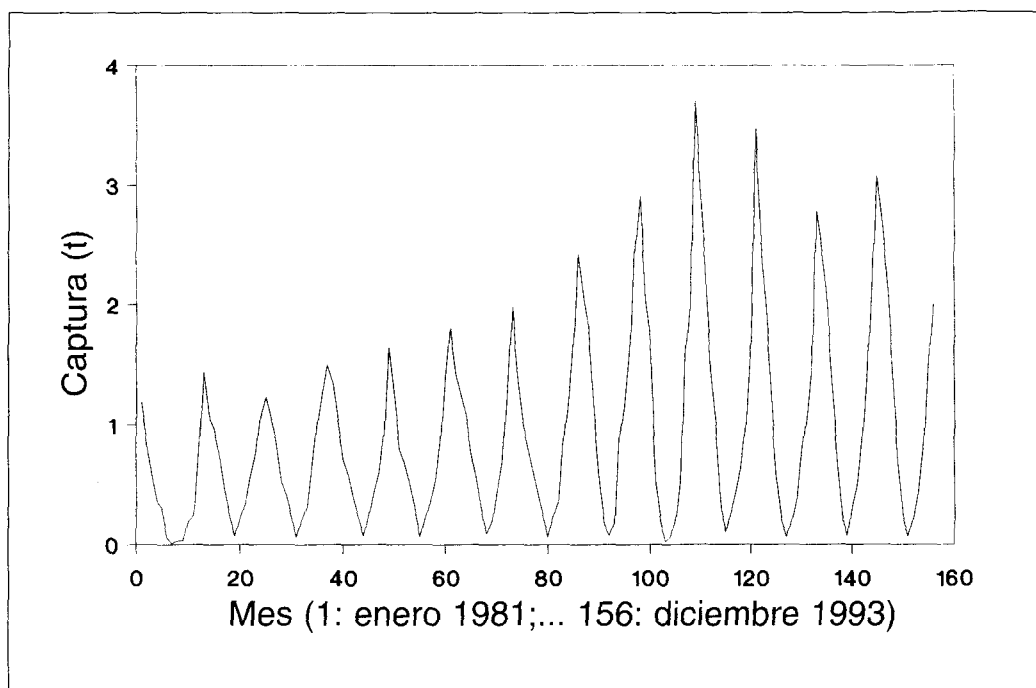


Figura 1. Capturas mensuales de *M. surmuletus* entre enero de 1981 y diciembre de 1993.

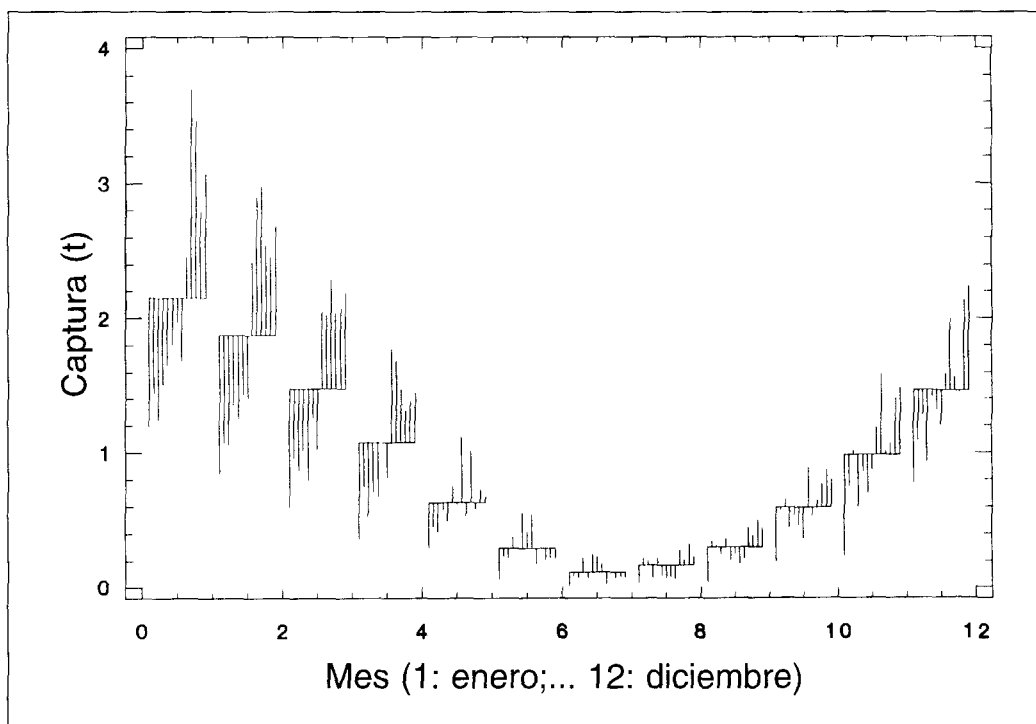


Figura 2. Subseries estacionales de las capturas mensuales de *M. surmuletus* entre enero de 1981 y diciembre de 1993. Las líneas horizontales representan las capturas medias de cada mes. Las líneas verticales representan los valores de captura de cada año.

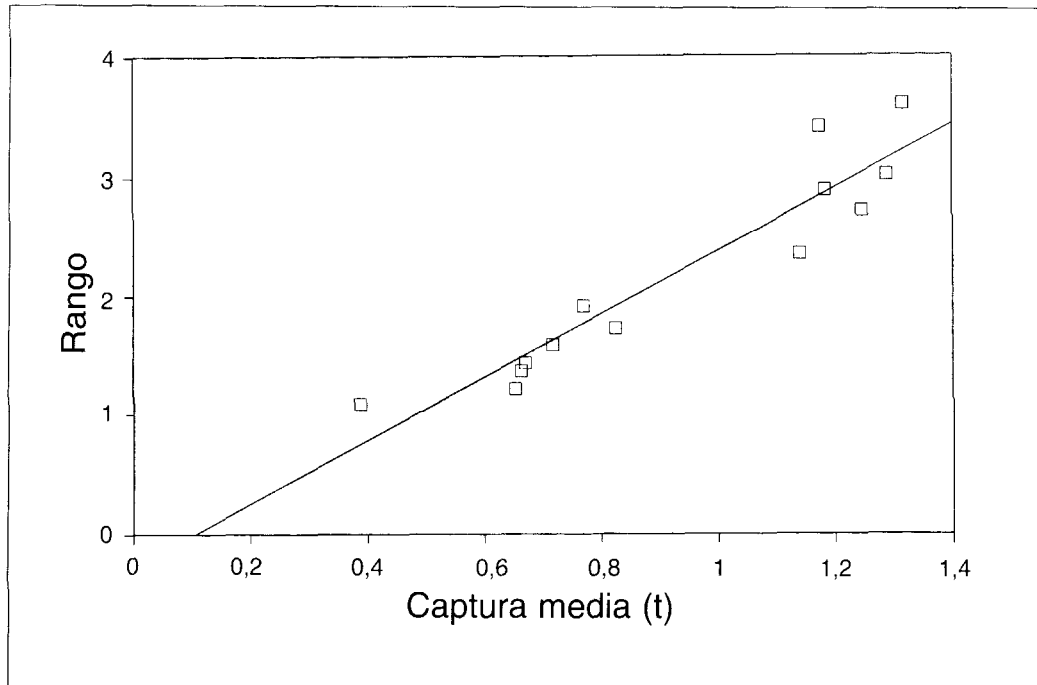


Figura 3. Diagrama rango-media de las capturas anuales de *M. surmuletus* entre 1981 y 1993.

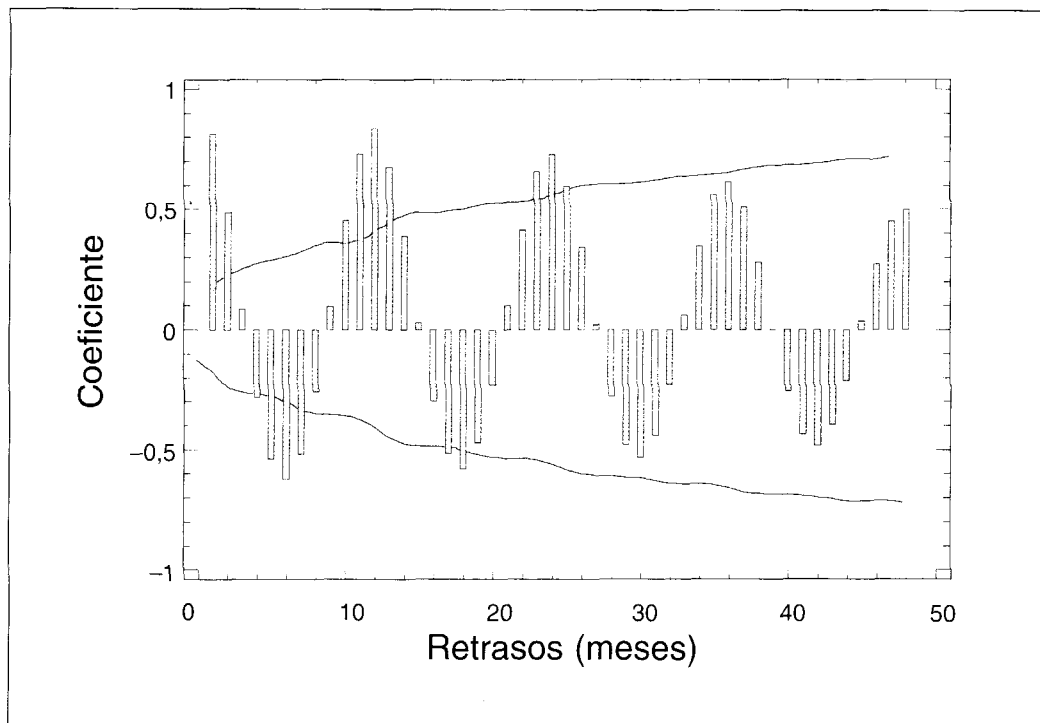


Figura 4. FAS estimada de la serie transformada logarítmicamente. Las líneas discontinuas representan los límites del error estándar.

podría enmascarar el modelo o llevar a una «sobreparametrización» del mismo (Uriel, 1985; Peña, 1987; Stergiou, 1989).

La aparición de un valor significativo en la FAS de la serie transformada y diferenciada (figura 5), el continuado cambio de signo de los coeficientes de correlación y el ligero decrecimiento de éstos en los primeros valores, sugieren la existencia de un término autorregresivo y la de otro de media móvil. Al analizar la parte estacional se observa un solo coeficiente significativo, que indica un término de media móvil. La FAP de la serie transformada y diferenciada (figura 6) muestra, en los retardos estacionales, un coeficiente significativo indicador de la estructura autorregresiva (Chatfield, 1984; Uriel, 1985; Peña, 1987; Stergiou, 1990a).

Los valores de los errores estándar y de las pruebas *t* de Student (tabla I) indican que los parámetros estimados son significativamente diferentes de 0 ( $P < 0,0001$ ). El

modelo ajustado a los datos es, por tanto, el que sigue:

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

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

Los coeficientes paramétricos, estimados mediante *backforecasting* con una duración 13 (tabla I), dieron como resultado, una vez sustituidos en la ecuación anterior y expandido el operador *L*, el siguiente modelo:

$$Y_t = 1,5824 Y_{t-1} - 0,58247 Y_{t-2} + 0,4777 Y_{t-12} - 0,7559 Y_{t-13} + 0,2782 Y_{t-14} + 0,52227 Y_{t-21} - 0,8264 Y_{t-25} + 0,3042 Y_{t-26} + \varepsilon_t - 0,98183\varepsilon_{t-1}$$

donde  $Y_t$  es el logaritmo de las descargas en el mes  $t$  y  $\varepsilon_t$  el término de error (media móvil) en el mes  $t$ .

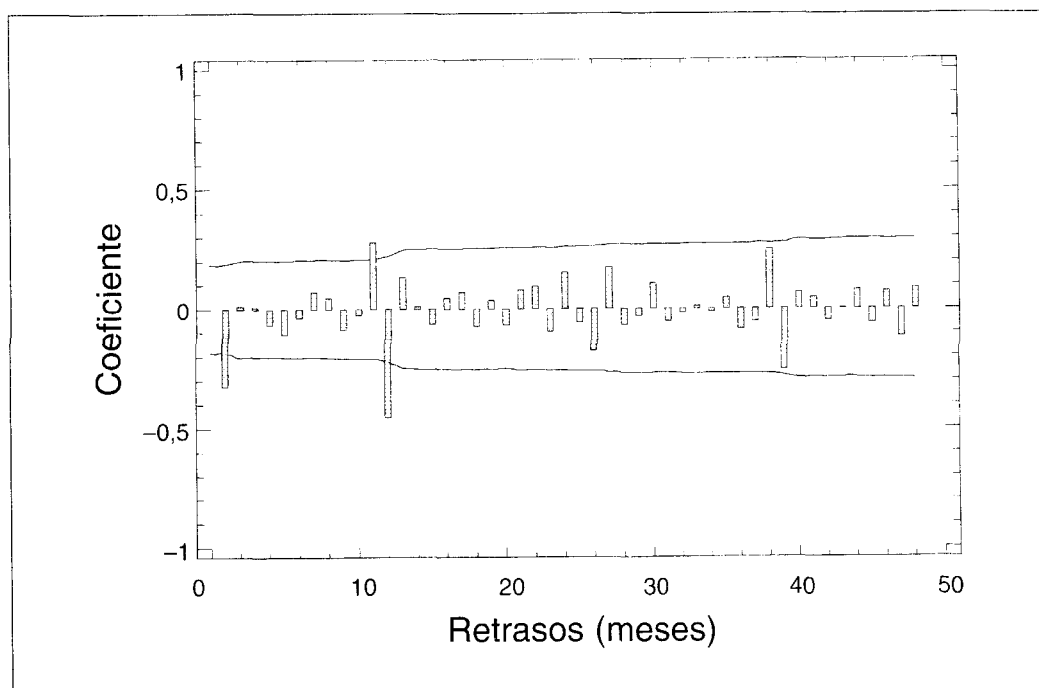


Figura 5. FAS estimada de la serie transformada logarítmicamente y diferenciada a retardos 1 y 12. Las líneas discontinuas representan los límites del error estándar.

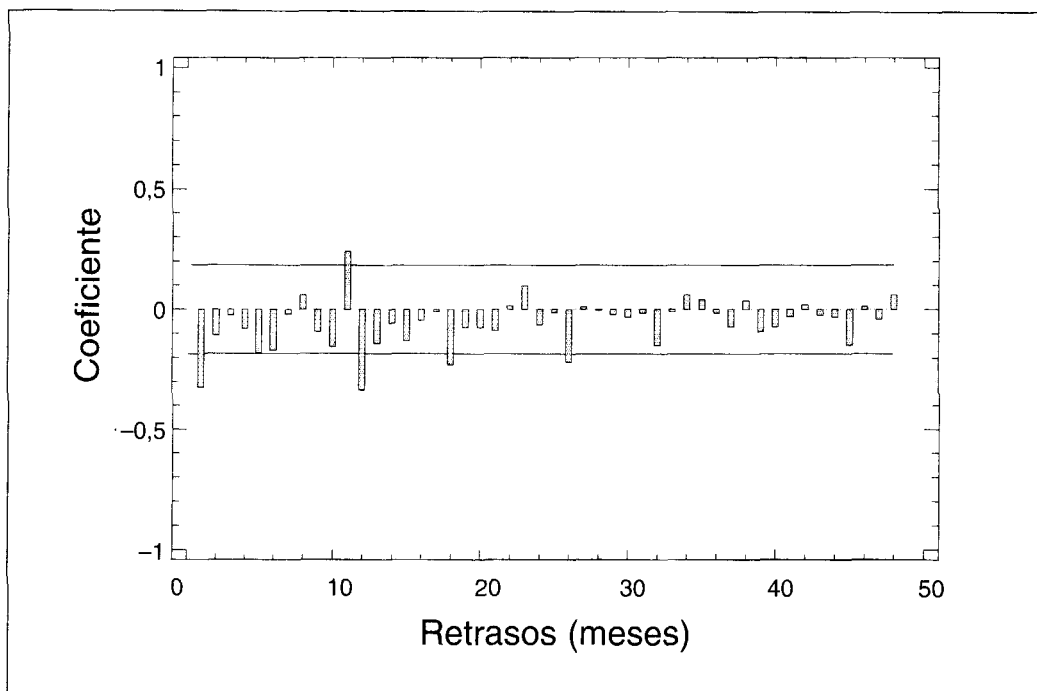


Figura 6. FAP estimada de la serie transformada logarítmicamente y diferenciada a retardos 1 y 12. Las líneas discontinuas representan los límites del error estándar.

Tabla I. Resumen de los parámetros estimados del modelo ARIMA (1, 1, 1)(1, 1, 0)<sup>12</sup>. (AR): término autorregresivo; (SAR): término autorregresivo estacional; (MA): término de medias móviles; (T): valor de la prueba *t*-Student; (P): valor del nivel de probabilidad.

Parámetro	Valor estimado	Error estándar	T	P
AR (1) $\phi_1$	0,58247	0,07583	7,68133	0,00000
SAR (12) $\Phi_1$	-0,52227	0,07005	-7,45580	0,00000
MA (1) $\theta_1$	0,98183	0,05750	170,71654	0,00000
Varianza residual	0,19599			
Grados de libertad	116			
Q (36)	22,48	(P = 0,91628)		

La ecuación obtenida pone de manifiesto que las capturas (en logaritmos) del salmónete de roca dependen de las descargas efectuadas 1, 2, 12, 13, 14, 24, 25 y 26 meses antes y de las entradas aleatorias acaecidas 0 y 1 mes antes. La matriz de correlaciones de los parámetros ajustados en el modelo no

Tabla II. Matriz de correlaciones de los parámetros estimados del modelo.

Parámetros	$\phi_1$	$\Phi_1$	$\theta_1$
$\phi_1$	1,000000	-0,006163	0,040107
$\Phi_1$	-0,006163	1,000000	0,066542
$\theta_1$	0,040107	0,066542	1,000000

presenta coeficientes que indiquen la existencia de problemas en cuanto a la especificación del modelo se refiere (tabla II).

En la figura 7, donde se presenta el periodograma acumulativo de los residuos, se observa que éstos se aproximan a ruido blanco. La FAS y la FAP de los residuos (figuras 8 y 9, respectivamente) y el test de normalidad de Kolmogorov-Smirnov para los residuos (tabla III) no muestran que el modelo sea inadecuado. Además, el estadístico  $Q(36)$  y el nivel de significación crítico  $P$  (tabla I) indican que toda la información determinista del modelo ha sido extraída de la serie; 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 obtenidas para los meses comprendidos entre enero de 1992 y diciembre de 1993 y los datos reales de capturas para el mismo periodo están representados en la figura 10. Las predicciones

son buenas, habiéndose obtenido un MAPE bajo (tabla IV). Si exceptuamos los meses de junio, julio, diciembre y enero de ambos años, en los que el APE es mayor de un 19 %, el modelo predice valores de captura muy próximos a los observados, oscilando entre 6,79 y 17,28 %.

Para el periodo comprendido entre enero de 1992 y diciembre de 1993, considera-

Tabla III. Resultado del test de normalidad de Kolmogorov-Smirnov para los residuos de la serie transformada y diferenciada. (T): valor de la prueba *t*-Student; (K-S Z): valor de la prueba de normalidad de Kolmogorov-Smirnov; (2-Tailed P): valor del nivel de probabilidad de 2 colas.

Test de normalidad de los residuos del modelo ajustado			
Media	0,0121	K-S Z	1,276
T	0,1722	2-Tailed P	0,077
Casos	118		

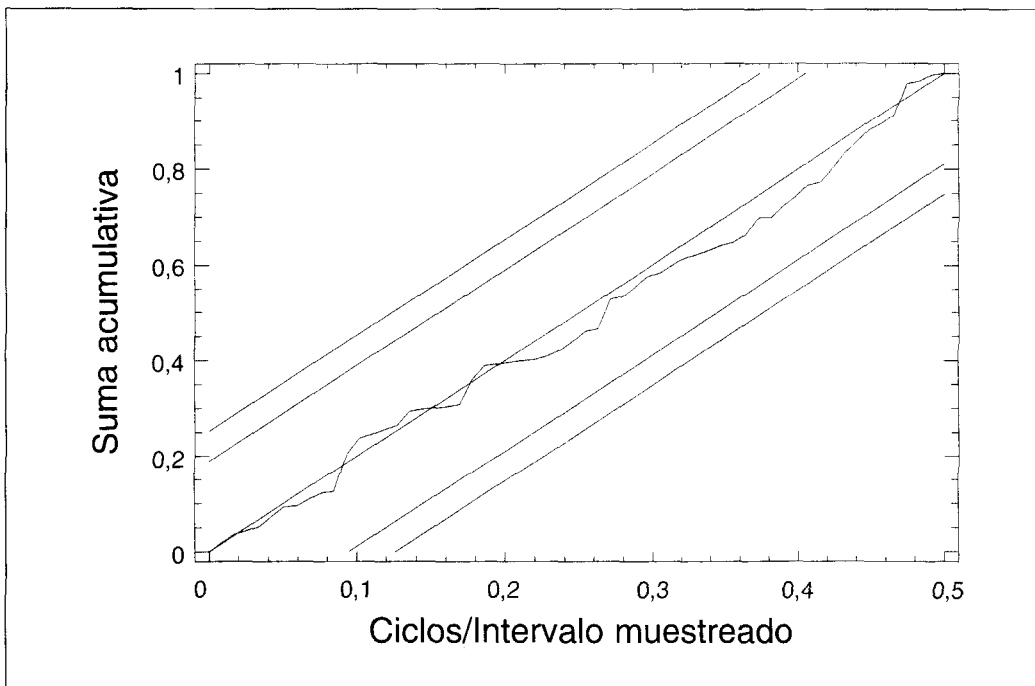


Figura 7. Periodograma acumulativo de los residuos de la serie transformada logarítmicamente y diferenciada.



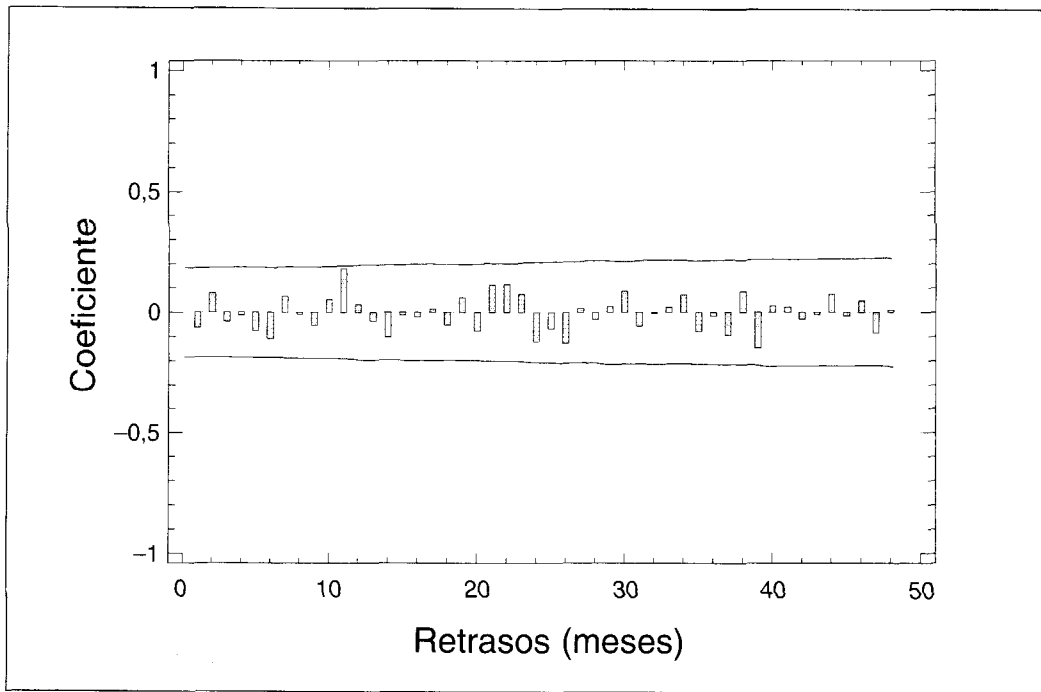


Figura 8. FAS estimada para los residuos de la serie transformada logarítmicamente y diferenciada. Las líneas discontinuas representan los límites del error estándar.

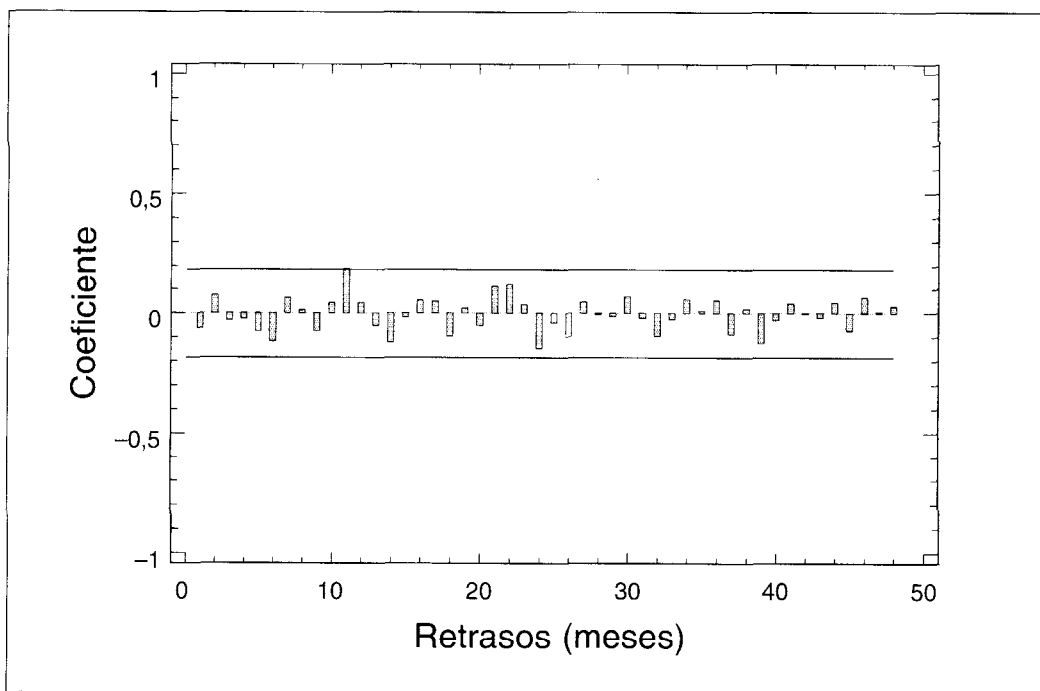


Figura 9. FAP estimada para los residuos de la serie transformada logarítmicamente y diferenciada. Las líneas discontinuas representan los límites del error estándar.

do de forma global, el modelo produce una estimación muy próxima a los valores reales de captura. La captura observada durante dicho periodo fue de 30,43 toneladas, mientras que la estimada por el modelo fue

de 31,93. Esto representa un APE de tan sólo el 4,92 %.

Las predicciones realizadas por el modelo son muy semejantes a las capturas mensuales obtenidas, a pesar de que el sistema

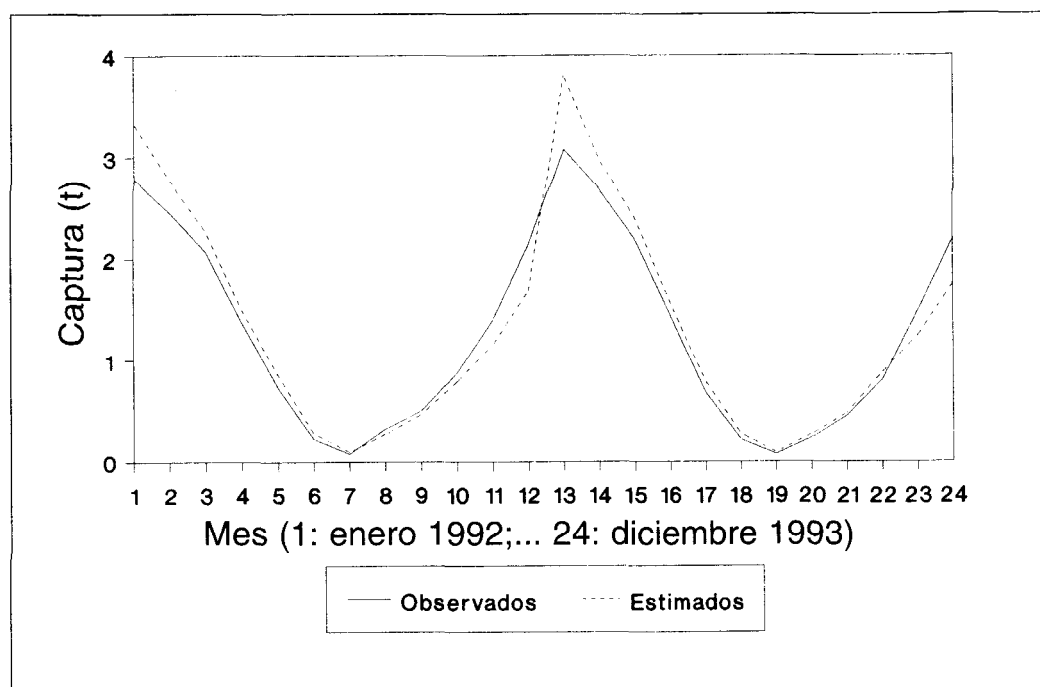


Figura 10. Captura mensual de *M. surmuletus* observada y estimada por el modelo entre enero de 1992 y diciembre de 1993.

Tabla IV. Resultados de las medidas de validación de las predicciones realizadas.

Mes	$E_t$	APE	Mes	$E_t$	APE
1	545,1	19,57	13	728,9	23,70
2	314,7	12,80	14	285,9	10,67
3	196,9	9,49	15	209,6	9,57
4	123,4	8,96	16	121,5	8,42
5	122,4	16,73	17	109,3	16,14
6	55,7	24,89	18	51,3	23,79
7	18,8	24,43	19	18,2	25,72
8	-53,3	15,51	20	32,7	14,16
9	-33,9	6,82	21	30,0	6,79
10	-85,5	9,80	22	72,7	9,11
11	-241,6	17,28	23	234,0	15,86
12	-447,8	20,97	24	-436,7	20,05
<i>U</i> -Theil	0,245		<i>B</i> -Theil	0,056	
MAPE	15,5		$r^2$	0,975	

es complejo en cuanto al número y tipo de relaciones (figura 10). Teniendo en cuenta 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 las variables de media móvil en cada mes (figura 11). Aunque los valores globales obtenidos parecen subestimar ligeramente las capturas, el test *U*-Theil (tabla IV) permite apreciar 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 prácticamente despreciables. Además, la variabilidad explicada por el modelo es bastante alta ( $r^2 = 0,975$ ).

En la figura 12 se muestran las series de capturas de salmonete de roca y de túnidos transformadas a porcentaje mensual de la captura total anual. Se observa que ambas series presentan un marcado modelo estacional, con máximos no solapados. La matriz de correlaciones cruzadas (figura 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 del mejor modo posible el comportamiento de la compleja serie de capturas mensuales del salmonete de roca.

El error observado en la predicción de las capturas para los meses de enero, junio, julio y diciembre de 1992 y 1993 puede ser atribuido a la alta variabilidad que presenta esta especie durante el periodo reproducti-

vo, que finaliza en mayo (Pajuelo y Lorenzo, 1993), y a la incorporación de nuevos ejemplares durante el invierno, principalmente durante diciembre y enero. Ambos procesos están afectados de manera importante por las condiciones oceanográficas, variando de un año a otro, lo que explica el error que se comete al estimar las capturas durante esos meses. Además, entre abril y septiembre también se produce una disminución variable del esfuerzo de pesca que explica tales errores.

Los términos de media móvil determinados en el modelo pueden ser explicados por las variaciones que experimentan, de un mes a otro, las capturas y la actividad pesquera, que dependen de las condiciones biológicas y ambientales, así como de factores socioeconómicos. 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, y por la incorporación, durante la misma época cada año, de nuevos ejemplares, coincidiendo con una posible agregación de individuos adultos durante el inicio del periodo reproductivo (Pajuelo y Lorenzo, 1993).

La inestabilidad de la media, en forma de tendencia, se explica por el incremento de la captura durante el periodo de estudio. Tal incremento está controlado por factores socioeconómicos, debido al elevado valor comercial de la especie y al progresivo aumento de la demanda, que es independiente de la talla de los peces capturados. El incremento de las capturas ha llevado a una disminución de la talla media de los ejemplares capturados, estando compuesta la captura por individuos de las clases de edad 0-III años mayoritariamente. En este sentido, cabe señalar que los recursos demersales costeros de las aguas de Canarias están sometidos a un régimen de sobreexplotación en crecimiento, lo que ha llevado al establecimiento de tallas mínimas de captura (Lozano, com. pers.).

El aumento de la variabilidad de la serie con el del nivel de la captura, especialmente notable en los últimos años, sugiere un coeficiente de variación constante; es decir,

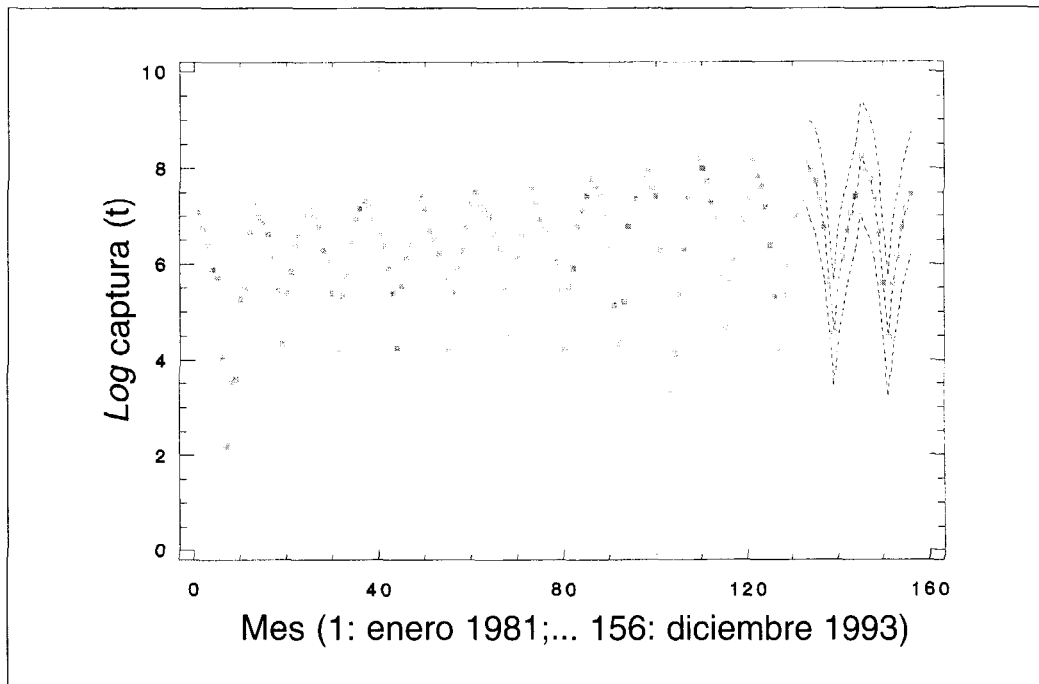


Figura 11. Serie de captura (en logaritmo) de *M. surmuletus* y predicción realizada con un intervalo de confianza del 95 %.

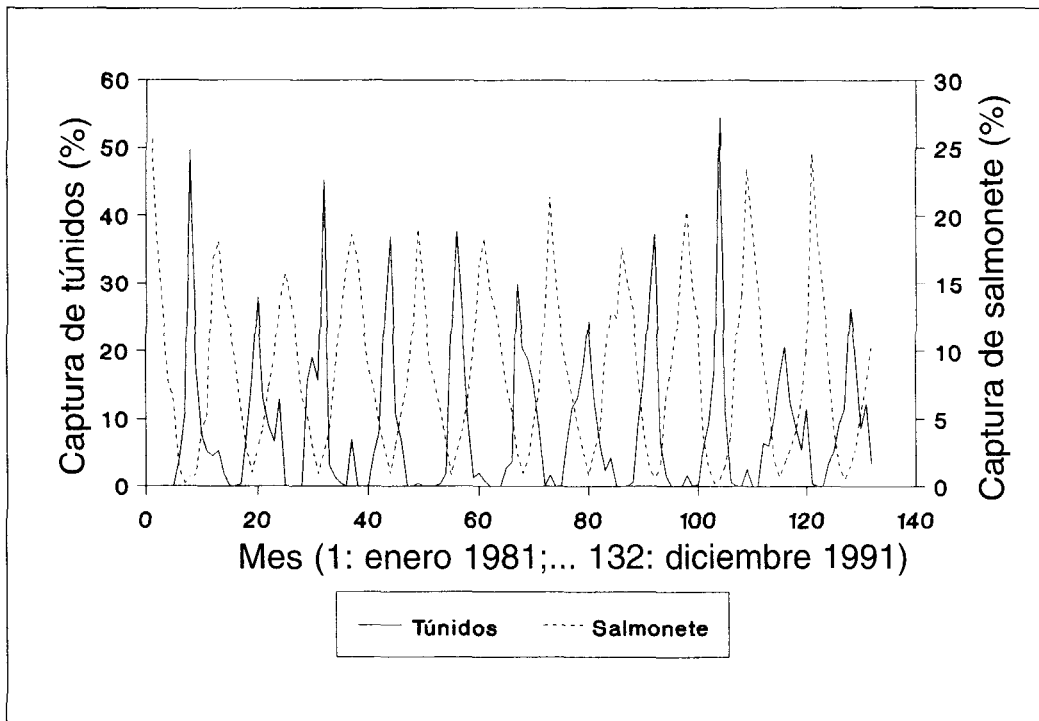


Figura 12. Series de capturas (en porcentaje mensual del total anual) de *M. surmuletus* y de especies de túnidos tropicales.

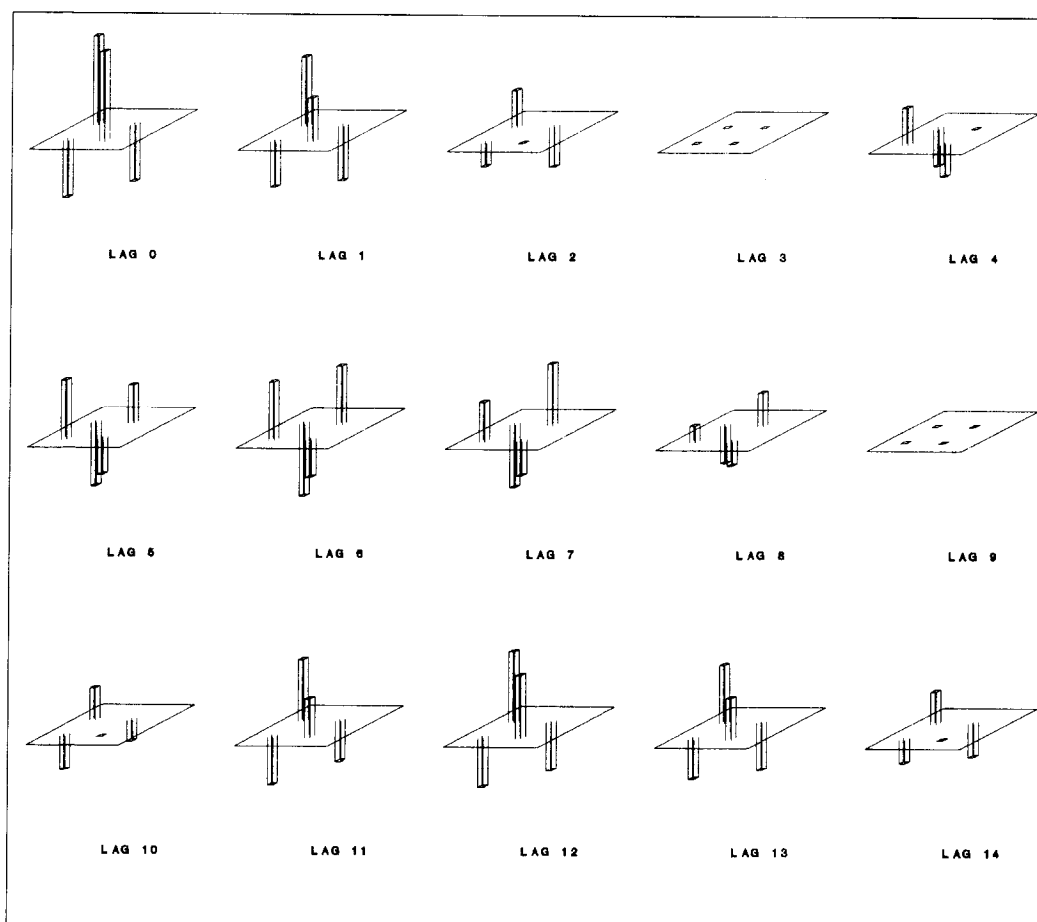


Figura 13. Matriz de correlaciones cruzadas entre las series de capturas (en porcentaje mensual del total anual) de *M. surmuletus* y de túnidos tropicales con 0 a 14 meses de retraso.

una distribución lognormal de la captura. Se hace, pues, necesario transformar logarítmicamente la serie original (Pereiro, com. pers.).

El término de diferenciación estacional pone de manifiesto la estacionalidad de la pesquería, que depende de factores que afectan al nivel del esfuerzo o de componentes biológicos (Mendelsohn, 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 túnidos tropicales. Así, la correlación cruzada entre la serie de descargas de túnidos tropicales y la de salmonete de roca muestran un

patrón inverso. La forma exhibida 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, la correlación cruzada entre ambas series sugiere que el esfuerzo de pesca aplicado en cada caso depende de las capturas obtenidas durante los dos meses anteriores (Molinet, Badaracco y Salaya, 1991) y que las capturas dependen, de forma importante, de los procesos ocurridos con uno y dos años de antelación, como indican los términos mayores estimados en el modelo ( $Y_{t-2}, Y_{t-3}, Y_{t-4}, Y_{t-24}, Y_{t-25}$  y  $Y_{t-26}$ ).

Estos componentes son, posiblemente, consecuencia de los procesos de interacción que experimenta cada clase anual con las condiciones medioambientales y con la actividad pesquera, ya que las clases de 0 a III años representan aproximadamente el 85 % de la captura total. En consecuencia, las capturas actuales de las clases de edad III, II, I y 0, van a depender de la intensidad de los procesos a los que hayan sido respectivamente sometidas. Esto, unido al mayor o menor esfuerzo pesquero realizado sobre esas clases, explica los términos aleatorios ( $\varepsilon_t, \varepsilon_{t-1}$ ).

Por tanto, el periodo de la estacionalidad observado es debido, al menos en parte, al esfuerzo de pesca (Mendelssohn, 1981; Stergiou, 1993). El término de diferenciación estacional viene determinado, además, por las propias características biológicas de la especie. Así, Jensen (1985) y Molinet, Badaracco y Salaya (1991) relacionan los retrasos en las abundancias de *Brevoortia tyrannus* (Linnaeus, 1758) y de *Lutjanus synagris* (Cuvier, 1829) con sus respectivos ciclos de reproducción. Estos autores encuentran autocorrelaciones con retrasos coincidentes con la edad a la que alcanzan la madurez reproductiva los individuos. Otros autores como Lett, Kohler y Fitzgerald (1975) y Sutcliffe, Drinkwater y Muir (1977) relacionan las capturas con la temperatura del agua, la cual puede determinar el ciclo reproductivo. En este sentido, hay que hacer notar que la estacionalidad con un periodo de 12 meses observada para el salmonete de roca coincide con el proceso reproductivo, ya que la edad promedio de primera madurez y la de maduración masiva, tanto para machos como para hembras, se corresponden con los 12 y los 24 meses respectivamente.

La aplicación de esta metodología en el área de estudio permite obtener un modelo simple que, con un bajo requerimiento de datos, proporciona información sobre la evolución de las capturas del salmonete de roca. Así, pues, este modelo se constituye como una herramienta útil en un contexto en el que no existe información estadística ni control sobre la pesquería y donde, ade-

más, resulta muy difícil obtener datos del esfuerzo pesquero, lo que limita el uso de los modelos tradicionales de evaluación (Pajuelo y Lorenzo, 1995). Cabe indicar que los modelos ARIMA, que han sido también utilizados satisfactoriamente para describir la pesquería de otras especies que difieren de forma sustancial en su biología y comportamiento (Boudreault, Dupont y Syvain, 1977; Saita, Wilgbout y Lermitt, 1979; Mendelssohn, 1981; Stocker y Hilborn, 1981; Jensen, 1985; Stocker y Noakes, 1988; Molinet, Badaracco y Salaya, 1991; Stergiou, 1990a; 1990b), 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 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. Esto conlleva, por una parte, la complicación del modelo introduciendo nuevas variables que expliquen la perturbación (Pajuelo y Lorenzo, 1995) y, por otra, más importante aun, 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, Thompson y Silvert, 1987; Stergiou, 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 Departamento de Biología de la Universidad de Las Palmas de Gran Canaria por las facilidades ofrecidas para la realización del trabajo.

## BIBLIOGRAFÍA

- Anderson, O. D. 1977. Time series analysis and forecasting. Another look at the Box-Jenkins approach. *The Statistician* 26 (4): 285-297.
- Boudreault, 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. Board Can.* 34: 379-383.
- Box, G. E. P. y D. R. Cox. 1964. An analysis of transformations. *J. Roy. Statist. Soc. Ser. B* 26: 211-252.
- Box, G. E. P. y G. M. Jenkins. 1976. *Time Series Analysis, Forecasting and Control*. Holden-Day. San Francisco: 575 pp.
- 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.
- Chatfield, C. 1984. *The Analysis of Time Series: An Introduction*. Chapman and Hall. Nueva 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 American Journal Fishery Management* 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 American Journal Fishery Management* 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. Board Can.* 32: 1613-1627.
- Makridakis, S., S. Wheelwright y V. McGee. 1983. *Forecasting: Methods and Applications*. John Wiley and Sons. Nueva York: 926 pp.
- Mendelssohn, R. 1981. Using Box-Jenkins models to forecast fishery dynamics: identification, estimation and checking. *Fish. Bull.* 78 (4): 887-896.
- Molinot, 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. *Scientia Marina* 55 (2): 427-437.
- Newton, H. J. 1988. *Timeslab: A Time Series Analysis Laboratory*. Wadsworth and Brooks Cole Publishing Company. Pacific Grove, California: 103 pp.
- Pajuelo, J. G. y J. M. Lorenzo. 1993. Talla de primera madurez y período reproductivo del salmónete de roca (*Mullus surmuletus*) de las islas Canarias. *Bol. Inst. Esp. Oceanogr.* 9 (2): 1-6.
- Pajuelo, J. G. y J. M. Lorenzo. 1995. Análisis y predicción de la pesquería artesanal canaria mediante un modelo ARIMA. *Scientia Marina* 59 (2): 155-164.
- 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 (ed.). Londres: 648 pp.
- Saila, S. B., M. Wilgbout 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.
- Stergiou, 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.
- Stergiou, K. I. 1990a. A seasonal autoregressive model of the anchovy *Engraulis encrasicolus* fishery in the Eastern Mediterranean. *Fish. Bull.* 88 (2): 411-414.
- Stergiou, K. I. 1990b. Prediction of the Mullidae fishery in the eastern Mediterranean 24 months in advance. *Fish. Res. (Elsevier Science Publishers B. V., Amsterdam)* 9: 67-74.

- Stergiou, K. I. 1991. Short-term fisheries forecasting: comparison of smoothing, ARIMA and regression techniques. *J. Appl. Ichthyol.* 7: 193-204.
- Stergiou, K. I. 1993. Seasonality and trends in the commercial catches of fishes in Greek waters, 1964-1987. *Fresenius Environmental Bulletin* 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 (*Hipoglossos hipoglossus*) in the Gulf of St. Lawrence. *J. Fish. Res. Board Can.* 34: 19-30.
- Theil, H. 1966. *Applied Economic Forecasting*. North-Holland Publishing Corporation. Amsterdam: 387 pp.
- 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. Nueva York: 260 pp.

Recibido en febrero de 1995. Aceptado en septiembre de 1995.