



UNIVERSIDAD AUTONOMA DE BAJA CALIFORNIA

FACULTAD DE CIENCIAS MARINAS

PRONOSTICO DE PRODUCCION DE LA ANCHOVETA
NORTEÑA (Engraulis mordax Girard, 1857)
EN BAJA CALIFORNIA PARA 1989



TESIS
QUE PARA OBTENER EL TITULO DE
OCEANOLOGO
PRESENTA
MANUEL ENCINAS CAÑIZARES

" PRONOSTICO DE PRODUCCION DE LA ANCHOVETA MORTENA (*Engraulis mordax* Girard, 1857) EN BAJA CALIFORNIA, PARA 1989 "

T E S I S
QUE PRESENTA:

MANUEL ENCINAS CAÑIZARES.

Aprobada por:



Presidente del Jurado

Oc. Eliseo Almanza Heredia.



Sinodal Propietario

Biol. Walterio García Franco.



Sinodal Propietario

Oc. José A. Almanza Heredia.



Sinodal Suplente

Oc. Antonio Trujillo Ortiz.



Sinodal Suplente

Oc. Roberto Escobar Fernández.

AGRADECIMIENTOS

A mis padres y hermanos.

A Mercedes y Amigos.

y, a todas aquellas personas que de una manera u otra me ayudaron en la realización de este trabajo, muy especialmente al Biol. Walterio García Franco y al Dc. Ricardo Troncoso así como al personal del proyecto de anchoveta del CRIP del sauzal de Rodríguez Ensenada B.C. y al centro de cómputo del Centro de Investigación Científica y Educación Superior de Ensenada (CICESE).

A todos ellos mil Gracias.

RESUMEN

Se realizó un pronóstico de producción de anchoveta norteña (Engraulis mordax Girard, 1857) para la temporada de pesca 1989, a través de un modelo tipo ARIMA (2 0 0) identificado con la serie de tiempo compuesta por la variable de captura por unidad de esfuerzo (CPUE) agrupada semestralmente y que comprende el período de pesca de 1972 a 1988 (36 semestres), el resultado fu'e de 141.81 toneladas para el primer semestre y de 158.54 toneladas para el segundo semestre. En el caso de la serie de tiempo de CPUE agrupada trimestralmente y que esta compuesta por el período de pesca 1976-3 a 1988-4 (50 trimestres), se identifico un modelo tipo ARIMA (4 0 0), con el que se pronosticaron 19.26, 115.16, 176.91 y 97.05 toneladas para el primero, segundo, tercero y cuarto trimestre respectivamente. En base a la comparación de los valores pronóstico de CPUE con los valores de CPUE observada no incluidos en la identificación de los modelos ARIMA, se concluye que en la temporada de pesca del año 1989, la disponibilidad de anchoveta para la zona de pesca del noroeste mexicano se mantuvo similar con respecto a las temporadas previas. Los límites de confianza de los pronósticos en ambos casos fueron altos, lo que debera considerarse en trabajos posteriores.

INDICE

	Páginas
1. INTRODUCCION	1
1.1. Biología del Recurso	3
1.2. Antecedentes	7
1.3. Objetivos	10
1.4. Hipótesis	10
2. METODOLOGIA	11
3. RESULTADOS	22
4. DISCUSION	55
5. CONCLUSIONES	65
6. LITERATURA CITADA	66

INDICE DE TABLAS

	Páginas
Tabla I. Categorización de la flota anchovetera participante de 1972 - 1989.....	12
Tabla II. Serie de tiempo CPUE (anchoveta) agrupada en semestres, para el periodo 1972 - 1989	23
Tabla III. Serie de tiempo CPUE de anchoveta norteña agrupada trimestralmente para el periodo 1972 - 1989	24
Tabla IV. Resultados de la prueba de Kolmogorov-Smirnov, aplicada a la serie de tiempo CPUE/ (observada, estimada y residual) al 5% de significancia	27
Tabla V. Valores semestrales de la serie de tiempo CPUE observada y estimada con sus respectivos límites de confianza al 95% (recurso anchoveta)	29
Tabla VI. Valores trimestrales de la serie de tiempo CPUE observada y estimada con sus respectivos límites de confianza al 95% (recurso anchoveta)	31
Tabla VII. Valores de (rk) de la FAC y (Okk) de la FACP obtenidos de la serie de tiempo CPUE/normalizada de anchoveta norteña agrupada semestralmente	34
Tabla VIII. Pronóstico de producción de anchoveta norteña para la temporada de pesca 1989 ARIMA (2 0 0)	43
Tabla IX. Valores de (rk) de la FAC y de (Okk) de la FACP obtenidos de la serie de tiempo CPUE/normalizada de anchoveta norteña, agrupada trimestralmente	45
Tabla X. Pronóstico de producción de anchoveta norteña para la temporada de pesca 1989 ARIMA (4 0 0)	54

INDICE DE FIGURAS

	Páginas
Figura 1. Distribución Geográfica de las tres subpoblaciones de anchoveta norteña, (<u>Engraulis mordax</u>), (Vrooman and Paloma, 1975; tomado de Escudero, 1984).	4
Figura 2. Serie de tiempo CPUE de anchoveta norteña (observada) para el periodo de pesca de 1972 a 1989, agrupada en semestres.	25
Figura 3. Serie de tiempo CPUE de anchoveta norteña (observada) para el periodo de pesca de 1972 a 1989, agrupada en trimestres.	26
Figura 4. Comportamiento de la función de autocorrelación (FAC) de la serie semestral (anchoveta norteña).	35
Figura 5. Comportamiento de la función de autocorrelación parcial (FACP) de la serie semestral (anchoveta norteña) con su error estandar ($EE(0;k)=0.384$).	36
Figura 6. Ajuste a la serie de tiempo observada y estimada de anchoveta norteña, para el periodo de pesca 1972 a 1989 (ARIMA (2 0 0)).	38
Figura 7. Histograma de frecuencias de los residuos (ϵ_t), obtenidos por el modelo ARIMA (2 0 0) aplicado a la serie de tiempo CPUE de anchoveta norteña.	40
Figura 8. Comportamiento de la función de autocorrelación (FAC) residual, de la serie de tiempo CPUE (anchoveta norteña) agrupada en semestres.	41
Figura 9. Comportamiento del pronóstico de CPUE de anchoveta norteña para la temporada de pesca de 1989, ARIMA (2 0 0).	42
Figura 10. Comportamiento de la función de autocorrelación (FAC) de la serie trimestral (anchoveta norteña).	46

Figura 11. Comportamiento de la función de autocorrelación (FACP) de la serie trimestral (anchoveta norteña) con su error estandar ($EE(0kk)=0.2828$).47

Figura 12. Ajuste de la serie de tiempo observada y estimada de anchoveta norteña, para el periodo de pesca 1976-3 a 1988 (ARIMA(4 0 0)), agrupado en trimestres.49

Figura 13. Histograma de frecuencias de los residuos (et), obtenidos por el modelo ARIMA (4 0 0) aplicado a la serie de tiempo CPUE de anchoveta norteña.50

Figura 14. Comportamiento de la función de autocorrelación (FAC) residual, de la serie de tiempo CPUE (anchoveta norteña) agrupada en trimestres y su error estandar ($EE=0.294$).51

Figura 15. Comportamiento del pronóstico de CPUE de anchoveta norteña para la temporada pesca 1989 ARIMA (4 0 0).53

1. - INTRODUCCION

La pesquería de la anchoveta norteña Engraulis mordax Girard (1857), constituye uno de los recursos pesqueros más importantes para el país, ya que ocupa el segundo lugar, después de la pesquería de la sardina, en cuanto al volumen de extracción nacional para el período de 1981 a 1987 (SePes, 1987).

La pesquería de la anchoveta se inició en México en la década de los cincuentas con pequeños volúmenes de extracción. Este ritmo de explotación se mantuvo con ligeras oscilaciones hasta 1964 (García et al., 1986). A partir del año de 1964 se empieza a apreciar la escasez de especies tradicionales para la producción de harina de pescado y enlatado como la sardina, macarela, charrito, etc. A partir del año 1964, en Ensenada, B.C., se empezó a utilizar la anchoveta para producir harina de pescado. En 1969 la captura de anchoveta cae en forma brusca como consecuencia del descubrimiento de nuevas áreas de pesca de sardina en el Golfo de California, a donde se traslada la mayoría de la flota comercial anchovetera (Villamar et al., 1979).

Debido al notable descenso en la captura de la anchoveta peruana a partir de 1972, y en consecuencia a la escasez de la harina de pescado en el mercado mundial, la pesca de la

anchoveta en Baja California, tuvo un impulso reflejado en el incremento de la captura a partir de 1976 y mayormente en 1977, por la presencia de plantas procesadoras y nuevas embarcaciones. Esta pesquería alcanzó su máximo nivel durante el año de 1981 con una captura de 258,745 toneladas.

Aparentemente, la presencia de aguas más cálidas en el área de pesca (fenómeno de "El Niño") durante los años de 1982 y 1983, trajo como consecuencia una caída de la captura comercial de la anchoveta de 174,634 a 87,429 toneladas, respectivamente (García et al., 1986).

La pesquería de la anchoveta de 1982 a 1988, ha registrado una tendencia a la estabilidad en los volúmenes de captura alrededor de las 100,000 toneladas con intervalos que fluctúan entre las 87,000 y las 129,000 toneladas (García et al., 1989).

En la temporada de 1987, se pusieron en práctica las primeras medidas con bases biológicas para regular su explotación. Tienen como propósito general mantener una actividad pesquera continua a lo largo de la temporada de pesca, y consisten en limitar la captura de anchoveta sólo en aquellas zonas en que la presencia de juveniles exceda el 30 % de las capturas registradas, mientras que se mantienen abiertas el resto de las áreas de pesca (García et al., 1988).

1.1. - Biología del Recurso

La anchoveta norteña Engraulis mordax Girard (1857), es un pez pelágico pequeño que se congrega en grandes cardumenes a lo largo de la costa del Pacífico Oriental, desde Columbia Británica hasta Cabo San Lucas, B.C.S., México (Kasuga y Castellanos, 1975) y recientemente, de acuerdo con Hamman (1987), se han registrado en el Golfo de California, México. Taxonómicamente, pertenece a la Familia Engraulidae, Suborden Clupeoidei, Orden Clupeiformes, Subclase Actinopterygii, Clase Osteichthyes.

En base a diferencias merísticas, morfométricas y bioquímicas, se ha llegado a la conclusión de que existen tres subpoblaciones de anchoveta a lo largo de su distribución biogeográfica. Los límites de éstas varían estacionalmente. Se considera que la subpoblación sureña se distribuye desde Cabo San Lucas B.C.S., a las cercanías de Punta Blanca B.C. La central se localiza entre Punta Blanca B.C., y San Francisco, California, E.U.A. La subpoblación norteña habita desde San Francisco Calif., E.U.A. hasta Canadá (Fig. 1) (Villamar et al., 1979). La subpoblación central es la más abundante y se extiende, aproximadamente, hasta unos 200 Km. fuera de la costa y es la que sufre mayor explotación por parte de la flota nacional y norteamericana, mientras que la sureña es explotada en una porción no significativa por la flota nacional (SePes,

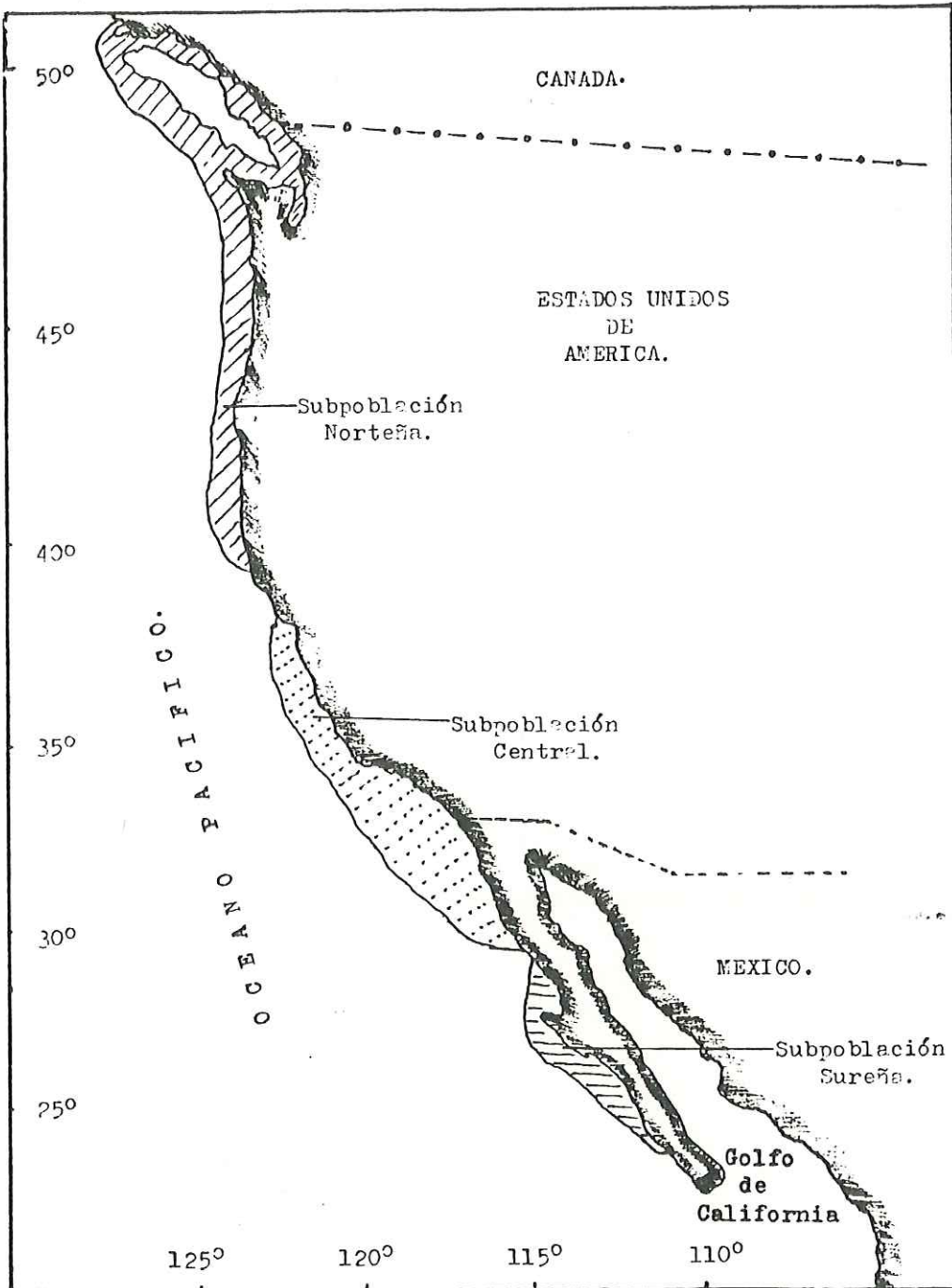


Figura 1.- Distribución geográfica de las tres subpoblaciones de anchoveta norteña, (*Engraulis mordax*), (Vrooman and Paloma, 1975; tomado de Escudero, 1984.).

1987).

El patrón general de comportamiento de la anchoveta es estacional. Comprende movimientos perpendiculares a la costa y de la superficie a la profundidad. Sus componentes son un período de mayor dispersión hacia fuera de la costa y de menor dispersión a la profundidad, ligado a la fase de mayor reproducción. Además, presenta un período de repliegue hacia la costa y hacia la superficie asociado, principalmente, a la fase postreproductiva y de acumulación de reservas (Villamar et al., 1979). En otoño e invierno la anchoveta se mueve hacia aguas oceánicas, y en primavera regresa a la costa, donde permanece durante el verano y parte del otoño. En estas dos últimas estaciones del año es cuando opera la pesquería con mayor éxito (Programa de Investigación y Fomento Pesquero México/PNUD/FAO, 1974).

La anchoveta realiza migraciones verticales dentro de un ciclo diurno bien definido. Durante las horas del día desciende a las capas más profundas, entre 90 y 180 metros, y durante las horas de la noche tiende a subir a la superficie. Estas migraciones se deben al comportamiento natural del recurso asociado a las migraciones verticales del zooplancton, su principal alimento (SePes, 1987).

Los modelos Box-Jenkins son modelos

autoregresivos-integrados-medias móviles, ó modelos ARIMA. Son lineales estocásticos que pueden describir fácilmente comportamientos complejos en datos de pesquerías. Están basados en la propiedad de una serie de tiempo estacionaria. Una serie de tiempo (Y_t) es estacionaria si tiene media constante, y si la autocorrelación entre eventos Y_t , Y_{t-s} depende sólo de s y no de t (Mandelssohn, 1981).

La principal razón por la que se hace el análisis de un sistema (de los datos observados) es la de predecir, pronosticar o extrapolar su comportamiento a tiempo futuro (Pandit, et al., 1983), con el fin de llegar a lograr una mejor administración del recurso, esto desde el punto de vista pesquero. En base a lo anterior, el propósito de este trabajo es el de investigar el comportamiento de la producción de anchoveta para poder aplicar un modelo predictivo de autoregresión tipo ARIMA (Box-Jenkins, 1976), basado en el análisis de una serie de tiempo compuesta por una sola variable, la cual se conoce como captura por unidad de esfuerzo (CPUE).

1.2. - Antecedentes

Las primeras aplicaciones de estos modelos proyectivos fueron realizadas por Poole en 1972 en estudios de cambios poblacionales en crustáceos. Poole, en 1976, también exploró el potencial del modelo proyectivo autoregresivo de medias móviles para predecir y controlar fluctuaciones en la abundancia poblacional de otros grupos. Dupon y Sylvain, en 1977, aplicaron un modelo ARIMA en el comportamiento de las descargas anuales de la langosta americana durante 1972 a 1974 en la región de las islas Magdalena al sur de San Lorenzo, Canadá (Saila et al., 1980).

Otros estudios donde se ha utilizado el método de series de tiempo en la estimación de la captura de la anchoveta fueron efectuados por Lelevier (1982) y Lelevier y Peña (1983) para el período de la temporada de 1972 a 1978, Escudero (1984) para el período de 1972 a 1983, y García et al. (1986) para el período 1979 a 1984. Tomado esto como marco de referencia, se pretende continuar con las estimaciones, mediante un análisis de la información disponible en el período 1972 a 1988 con el fin de poder pronosticar la tendencia de la producción en términos de CPUE para 1989.

La característica fundamental de los modelos ARIMA es que consideran que toda la información está contenida en el

ordenamiento temporal de los mismos datos, a diferencia de las técnicas de regresión donde el ordenamiento temporal no importa. Los métodos proyectivos parten de la premisa de que las características de las variaciones de los fenómenos ocurrirán en el futuro de la misma forma que en el pasado, y si tal premisa no se cumple, el método no será útil en la práctica (Dai, 1975., citado por Lelevier y Peña , 1983).

La ventaja de aplicar un modelo autoregresivo tipo ARIMA (Box-Jenkins, 1976) para hacer un pronóstico de producción de anchoveta, se refiere a que sólo se requiere una variable. Lo que permite hacer una descripción adecuada mediante el análisis estadístico de series de tiempo univariantes, lo que es más práctico que analizar todos los factores ambientales (Saila et al., 1980). Frecuentemente, el modelo univariante produce pronósticos casi tan buenos como el modelo multivariado (Mendelsohn, 1980). La serie de tiempo está compuesta por una sola variable conocida como CPUE, la cuál está en términos de captura/viaje/día. Para su utilización se asume la existencia de una proporcionalidad entre CPUE y abundancia de la población cuando nos dirigimos a una zona homogénea o más precisamente cuando los cardumenes se distribuyen al azar e independientemente unos de los otros. También se asume que los encuentros entre el cardumen y el arte de pesca son aleatorios, ya sea por que los cardumenes o las unidades de esfuerzo se distribuyen en forma estrictamente aleatoria. De existir

heterogeneidad (de la población) y si el esfuerzo es distribuido al azar se conservarán las proporcionalidades entre esfuerzo y mortalidad, y entre CPUE y abundancia. Ahora bien, si la zona de pesca explotada es de superficie constante y de intensidad de pesca igualmente constante, se puede también suponer que la CPUE es proporcional a la abundancia. No obstante lo anterior, queda la posibilidad de que dicha proporcionalidad sea afectada por las variaciones que pueda presentar el factor de capturabilidad (q'), donde este factor es la probabilidad que tiene un individuo de ser capturado por una unidad de esfuerzo (Yañez, et al., 1983). Esta medida de CPUE refleja la relación entre lo que se obtiene (captura) y la energía (esfuerzo) utilizada en esa obtención (Lelevier y Peña, 1983).

Respecto a las desventajas que presentan los modelos ARIMA, se encuentra la precisión de sus pronósticos (Harry, 1984), si las series de tiempo CPUE son agrupadas en forma trimestral, se obtienen buenos pronósticos para el primer trimestre. Más de este tiempo, la precisión disminuye (Escudero, 1984 y García et al., 1985) y se obtiene el mismo comportamiento si se analizan series de tiempo mensuales de CPUE (Lelevier, 1982, Lelevier y Peña, 1983).

1.3. - Objetivos

i. - Identificar un modelo autoregresivo tipo ARIMA para realizar un pronóstico de producción de anchoveta norteña para la temporada 1989 a través del análisis de la serie de tiempo CPUE.

ii. - Comparar los resultados de los pronósticos realizados por Escudero (1984), Lelevier (1982), Lelevier y Peña (1983) y García et al., (1986), así como el que se pretende obtener para 1989. Esto es con las producciones observadas en las respectivas temporadas y poder validar los pronósticos realizados, por medio de los modelos autoregresivos tipo ARIMA (Box-Jenkins, 1976).

1.4. - Hipótesis

i. - La producción de la anchoveta en el presente está relacionada con la producción en el pasado, lo cuál es esencial para llevar acabo la elaboración del pronóstico de producción.

ii. - La variable CPUE, en términos de captura/viaje/día, es altamente representativo del comportamiento de esta pesquería.

2. - METODOLOGIA

Un modelo autoregresivo integrado de medias móviles (ARIMA) es una herramienta extremadamente poderosa y flexible para modelar la dependencia entre observaciones en una serie de tiempo, y el alcance de ésta técnica cubre series de tiempo tanto estacionarias como no estacionarias (Saila et al , 1980).

Los registros de captura y numero de viajes realizados por la flota anchovetera en Ensenada B.C., para cada temporada, desde 1972 a 1989, fueron proporcionados por el proyecto de anchoveta del Centro Regional de Investigación Pesquera (CRIP), del Instituto Nacional de Pesca (INP) de la Secretaría de Pesca en Ensenada B.C, México., el cuál empezó a funcionar a partir de 1974 como un proyecto multidisciplinario, con el fin de llegar a establecer por medio de las diversas ramas de la investigación pesquera un modelo de administración racional del recurso anchovetero. El tratamiento primario de los registros de captura consistió en agruparlos de acuerdo a las descargas efectuadas por las embarcaciones en base a su capacidad de bodega (categoría de embarcaciones) (Tabla I). La información de captura y viajes se agrupo en forma semestral y trimestral y se calculó la captura por unidad de esfuerzo nominal ($X't$).

Tabla I.- Categorización de la flota anchovetera participante de 1972 a 1989.

Clase	Capacidad de Bodega (ton. metrica)
I	< - 75
II	76 - 150
III	151 - 225
IV	226 - 300

La serie de captura por unidad de esfuerzo nominal por categoría de barco y por temporada se calcularon de la siguiente fórmula

$$X't = \sum Xi/n_i$$

donde:

$X't$ = CPUE nominal

X_i = Captura nominal del i -ésimo viaje

n = Número de viajes nominal

De acuerdo a la participación histórica de los barcos de cada categoría y la homogeneidad en cuanto a sus capacidades de

bodega se definió la clase estandar. Así, la clase estandar se consideró la de 226-300 toneladas ó clase IV.

El poder relativo de pesca (índice de capturabilidad de x categoría de la flota) se calculó mediante la comparación de las ($X't$) de cada categoría, con referencia a la CPUE de la categoría estandar, lo cuál se representa con:

$$P_x = X''t / X't$$

donde: P_x = poder relativo de pesca

$$X't = \text{CPUE nominal}$$

$$X''t = \text{CPUE estandar.}$$

Una vez que se determinó el poder relativo de pesca para cada categoría, se procedió a estimar la captura por unidad de esfuerzo estandarizada (X_t) (Ponce, 1988). La cual se obtiene a través de:

$$X_t = 1/4 \sum P_x (X't)$$

Con la serie de tiempo de CPUE estandarizada (X_t), se probó si se ajustaba a una distribución normal (prueba de bondad de ajuste de Kolmogorov Smirnov (Zar, 1984)), lo cuál resultó positivo en ambas series (semestral y trimestral), por lo que no fue necesario transformar la serie y se procedió a ajustar la serie a una distribución normal teórica a través de:

$$Y_t = (X_t - M_t) / S_t$$

donde: Y_t = CPUE normalizada

X_t = CPUE estandarizada

M_t = Valor promedio de la serie X_t

S_t = Desviación estandar de la serie X_t

Las ecuaciones a través de las cuales se calculan los estadígrafos M_t y S_t :

$$M_t = 1/N \sum X_t$$

$$S_t = 1 / N-1 (\sum (X_t - M_t)^2)^{1/2}$$

Los coeficientes (r_k), de la función de autocorrelación (FAC) y (O_k), de la función de autocorrelación parcial (FACP), se obtienen a través de comparar dos series de tiempo iguales (Y_t, Y_t) en posiciones desfasadas sucesivas, es decir, mientras que una serie permanece fija la otra se mueve, lo cual se denomina "retroceso (k)" de la serie móvil.

La serie CPUE normalizada (Y_t) y agrupada semestralmente, que comprende el período de pesca 1972 a 1988 (34 semestres), se ajustó a un modelo tipo ARIMA y se pronosticaron los dos semestres correspondientes a 1989. En el caso de la serie de

tiempo CPUE agrupada trimestralmente, se utilizó el período de pesca de 1979-3 a 1988-4 para la identificación del modelo ARIMA. A través del mismo se realizó el pronóstico de los cuatro trimestres correspondientes a la temporada de pesca de 1989. Para lo cual las etapas que se siguieron son: I).- Identificación del modelo, II).- Estimación de los parámetros, y III).- Diagnóstico del modelo, descritas por (Box-Jenkins, 1976).

I.- Identificación del modelo. Esta se lleva a cabo a través del análisis del comportamiento de la función de autocorrelación (FAC) y función de autocorrelación parcial (FACP) de la serie de tiempo. Estas funciones nos dicen de que orden es la parte autoregresiva (AR) y la parte de medias móviles (MA) del modelo ARIMA, en ocasiones se necesita diferenciar la serie "d" veces para lograr un comportamiento estacionario lo cuál se identifica como la parte de integración (I). La notación a usar es (p d q), establecida por Box-Jenkins (1976): donde (p) representa el orden de la parte autoregresiva (AR) y (q) la parte de medias móviles (MA).

El criterio a seguir para la identificación del modelo tipo ARIMA se reduce a lo siguiente: Si los coeficientes de autocorrelación parcial (ϕ_{kk}) de la función de autocorrelación parcial (FACP) obtenido de la serie de tiempo (X_t) decrece hacia cero más rápidamente que los coeficientes de

autocorrelación (r_k) de la función de autocorrelación (FAC), entonces se sugiere un modelo autoregresivo tipo ARIMA de orden "p". Si los coeficientes r_k y ϕ_{kk} de las funciones FAC y FACP, respectivamente, se comportan de manera inversa se sugiere trabajar con un modelo de tipo ARIMA con una parte de medias móviles (MA) y de orden "q". En el caso de que ambas funciones presenten un comportamiento similar entre ellas, se sugiere trabajar un modelo ARIMA mezclado, es decir, con parte autoregresiva y con parte de medias móviles. Aquí, el orden "p" de la parte autoregresiva (AR) equivale al propio valor del retroceso (k), donde los coeficientes de autocorrelación (ϕ_{kk}) alcancen su truncamiento significativo, es decir, empiecen a fluctuar dentro de los límites del error estándar de la FACP ($EE(\phi_{kk})$), obtenida a través de la fórmula de Quenouille (Box-Jenkins, 1976), la cual parte de la hipótesis de que los (ϕ_{kk}) tienden a cero a partir del retroceso (k) mayor al orden "p" de la parte autoregresiva (AR), es decir ($\phi_{kk} = 0, k > p$):

$$EE[\phi_{kk}] = (1/N)^{1/2}$$

donde: $EE[\phi_{kk}]$ = Error estándar de la FACP

N = Longitud de la serie de tiempo Y_t .

El orden "q" de la parte de medias móviles (MA) del modelo se determina en base al truncamiento significativo de los coeficientes de autocorrelación (r_k) de la FAC, medido por los límites del error estándar de la FAC ($EE(r_k)$), obtenido a

través de la fórmula de Bartlett (Box-Jenkins, 1976) la cual parte de una hipótesis similar a la anterior ($r_k = 0$, para toda $k > q$):

$$EE[r_k] = 1/N (1 + 2 \sum_{i=1}^{k-1} r_i^2)$$

donde: $EE[r_k]$ = Error estandar de la FAC

r_k = Coeficiente de autocorrelación.

En resumen, el orden de la parte AR y MA de los modelos identificados es igual al valor del retroceso (k), a partir del cual los coeficientes r_k y ϕ_{kk} , según sea el caso, fluctúan dentro de los límites del error estandar de su respectiva función FAC o FACP, es decir, son valores cercanos a cero que se consideran como "ruido blanco". En otras palabras, no llevan información útil para el modelo.

Cuando la FACP decrece muy lentamente es señal de que la serie de tiempo no es suficientemente estacionaria para llevar a cabo un pronóstico mediante un modelo tipo ARIMA simple, por lo que se piensa en incluir la parte de integración (I) al modelo, la cual tiene como función hacer la serie de tiempo Y_t más estacionaria, esto se logra al diferenciar la serie "d" veces a través de una ecuación que funciona como "filtro lineal" denotada por:

$$Y_t = Y(t+1) - Y_t$$

donde: Y_t = Valor de CPUE diferenciado

$Y(t+1)$ = Valor de CPUE a un tiempo $t+1$

X_t = Valor de CPUE a un tiempo t .

Así, se logra una serie suficientemente estacionaria. Aquí el número de diferenciaciones nos da el orden "d" del proceso (I) (Box-Jenkins, 1976).

II. - El segundo paso consistió en estimar los parámetros (ϕ_k) autoregresivos del modelo e identificar otras medidas como lo son SSE (sumatoria de cuadrados residual) y σ_a^2 (varianza de los elementos azarosos), las cuales ayudan a seleccionar el modelo más adecuado.

La ecuación general del modelo autoregresivo tipo ARIMA está dada por:

$$Y'_t = \phi_1 Y'(t-1) + \phi_2 Y'(t-2) + \phi_3 Y'(t-3) + \dots + \phi_p Y'(t-p) + a_t.$$

donde: ϕ_p = parámetro autoregresivo del modelo

Y'_t = CPUE normalizada

Y''_t = pronóstico del modelo

a_t = elemento azaroso.

El elemento azaroso (a_t) es el efecto total de los factores impredecibles sobre Y_t a un tiempo t , no solo afecta a Y_t sino que también a $Y(t-1)$, $Y(t-2)$, etc. esta influencia se reduce al pasar el tiempo (Gilchrist, 1976).

Después se obtiene la serie estimada y sus respectivos pronósticos y se procede a retransformar los valores estimados Y'_t y pronosticados Y''_t de la siguiente manera:

$$Z_t = Y_t (S_t) + M_t.$$

donde: Y_t = CPUE normalizada

S_t = Desviación estandar de CPUE

M_t = Media de la serie de tiempo CPUE.

La diferencia entre valor estimado y valor pronosticado se define en que el primero de ellos representa un valor observado Y_t incluido en el análisis de la serie de tiempo, lo que no sucede con el pronóstico.

III.- El tercero y último paso comprende la evaluación del modelo se lleva a cabo a través de una comparación de los valores observados (Y_t), con los valores estimados (Y'_t) y pronosticados (Y''_t), respectivamente. También se cuenta con una medida relativa de lo bueno o malo del pronóstico a través de la reducción en la varianza de la variable original por la

varianza de los residuos conocida como coeficiente de determinación R^2 :

$$R^2 = 1 - \text{Var}[e_t] / \text{Var}[X_t]$$

donde: e_t = Valor residual de CPUE

X_t = Valor observado de CPUE

Cuando el modelo no reduce la varianza de los valores originales X_t entonces: $\text{Var}[X_t] = \text{Var}[e_t]$, y $R^2 = 0$. Cuando el modelo ajusta exactamente los datos, $\text{Var}[e_t] = 0$ y $R^2 = 1$. Por lo tanto, valores altos de R^2 indicarán un mejor ajuste del modelo (Saila, et al., 1980).

Los residuos (e_t) son definidos como la diferencia de los datos originales usados para la evaluación del modelo y los datos estimados y/o pronosticados, de acuerdo a las ecuaciones del modelo identificado. Se considera un buen pronóstico si la media y la desviación estándar de los residuos son pequeñas. Como las medias de los residuos son cero, la varianza de las diferencias entre el pronóstico y los valores observados se estimó como un promedio de la suma de los cuadrados según Saila, et al. (1980):

$$\text{Var}[e_t] = \sum e_t^2 / n$$

Si los residuos presentan una distribución Gaussiana y poseen independencia estadística, estos se consideran como

"ruido" (Anderson, 1979, citado por Lelevier, 1982). El tipo de distribución se determinó con la prueba de Kolmogorov-Smirnov, y la independencia estadística a través de los valores de la (FAC) de los residuos.

Los pasos antes mencionados se llevaron a cabo a través de programas computación disponibles en los paquetes de MINITAB y ESIMSL de la computadora PRIME 400 del Centro de Cálculo del Centro de Investigación Científica y Educación Superior de Ensenada (C. I. C. E. S. E.).

3. - RESULTADOS

La serie analizada de CPUE contiene información de las captura y el esfuerzo obtenidos de 1972 a 1989. En las tablas II y III, y figuras 2 y 3, se observa el comportamiento de la CPUE estandarizada y agrupada en semestres y trimestres respectivamente. La serie agrupada semestralmente sometida al análisis cubre los años de 1972 a 1988 (un total de 34 semestres), mientras que la serie trimestral sometida al análisis del modelo sólo abarca el período 1976-III a 1988-IV (con un total de 50 trimestres). A través de la prueba de bondad de ajuste de Kolmogorov- Smirnov se confirmó que ambas series recortadas presentan una distribución normal. En el caso de la serie semestral se encontró que se ajusta a una distribución normal con media igual a 84.36 y varianza de 2446.68 , lo cual se representa a través de $N(84.36, 2446.68)$. Para el caso de la serie trimestral se obtuvo el ajuste a una distribución normal con media igual 90.48 y varianza de 2488.61 denotado por $N(90.48, 2488.61)$. Estos resultados se presentan de una manera más detallada en la tabla IV.

Ambas series (semestral y trimestral) se asumen estacionarias bajo el siguiente criterio: la serie de tiempo agrupada semestralmente presenta un comportamiento un tanto similar de un año a otro, con un promedio de 84.99 toneladas para el primer semestre y de 83.78 para el segundo semestre, y

TABLA II.- Serie de tiempo CPUE (anchoveta) agrupada
en semestres, para el período 1972 - 1989.

AÑOS	ENERO - JUNIO	JULIO - DICIEMBRE
1972	5.1	5.8
1973	0.0	5.1
1974	82.0	34.6
1975	62.8	38.7
1976	0.0	142.3
1977	51.4	58.0
1978	72.7	108.1
1979	151.7	96.1
1980	109.2	162.0
1981	109.8	101.9
1982	104.7	65.6
1983	78.1	38.3
1984	118.6	52.8
1985	113.7	99.4
1986	109.4	97.4
1987	143.7	141.1
1988	132.0	177.2
1989	110.4	138.9

TABLA III.- Serie de tiempo CPUE de anchoveta norteña
agrupada trimestralmente para el período 1972 - 1989.

AÑOS	I	II	III	IV
1972	5.3	4.9	5.8	5.6
1973	0.0	0.0	4.8	5.9
1974	0.0	02.0	32.0	38.6
1975	43.4	76.2	38.7	0.0
1976	0.0	0.0	139.4	144.6
1977	60.6	115.4	159.9	75.1
1978	16.4	73.6	124.3	90.9
1979	156.4	151.6	109.5	88.0
1980	132.3	107.6	169.1	146.0
1981	47.7	115.9	113.0	60.6
1982	0.0	104.7	77.4	55.8
1983	30.1	88.7	40.6	36.7
1984	0.0	118.6	59.8	43.3
1985	24.6	113.9	125.4	43.2
1986	37.5	116.5	101.5	72.8
1987	0.0	143.7	158.3	89.1
1988	0.0	132.1	197.7	95.0
1989	0.0	110.4	157.6	87.5

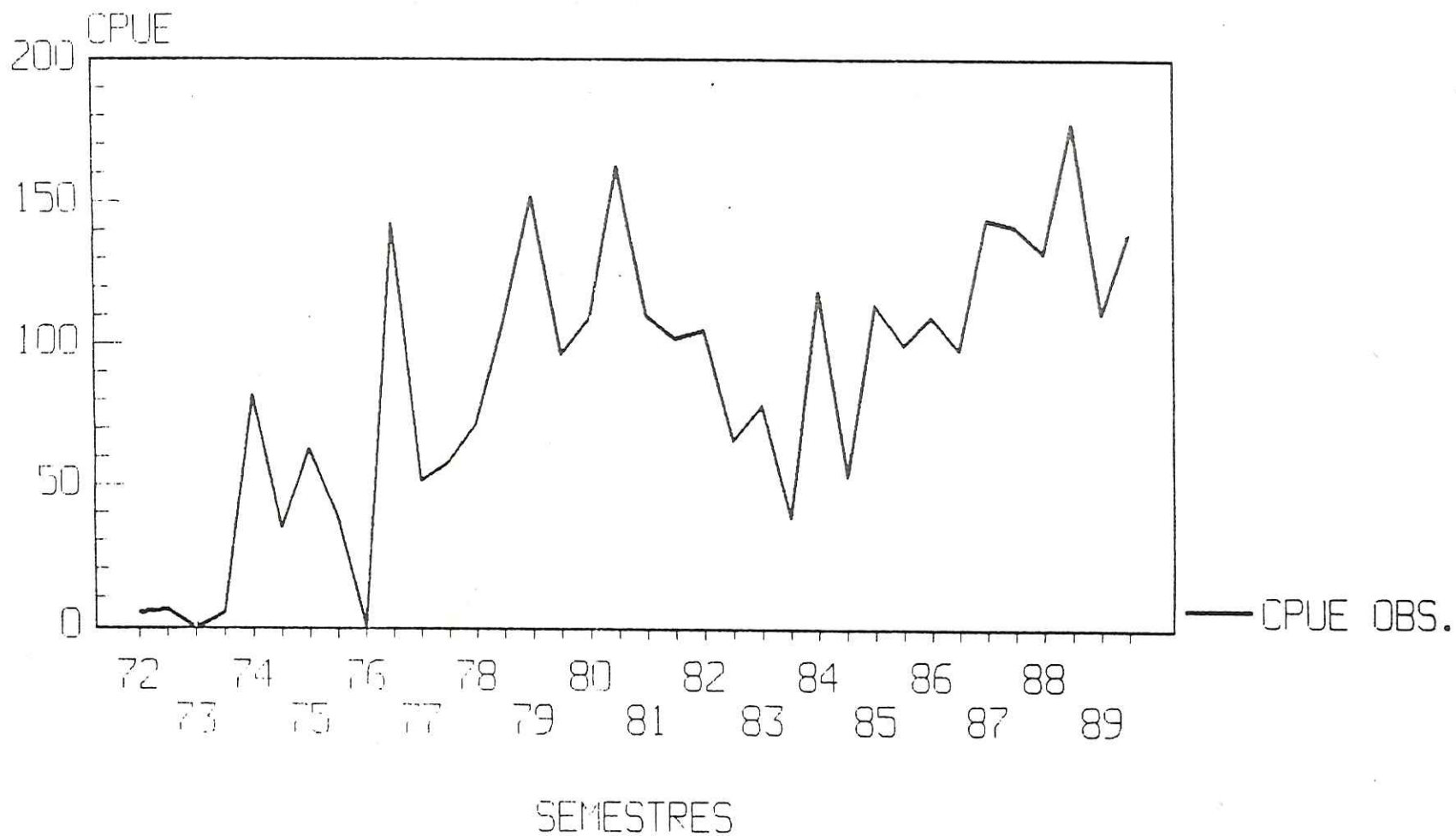


Figura 2.- Serie de tiempo (CPUE) de anchoveta norteaña (observada) para el período de pesca de 1972 a 1989, agrupada en semestres.

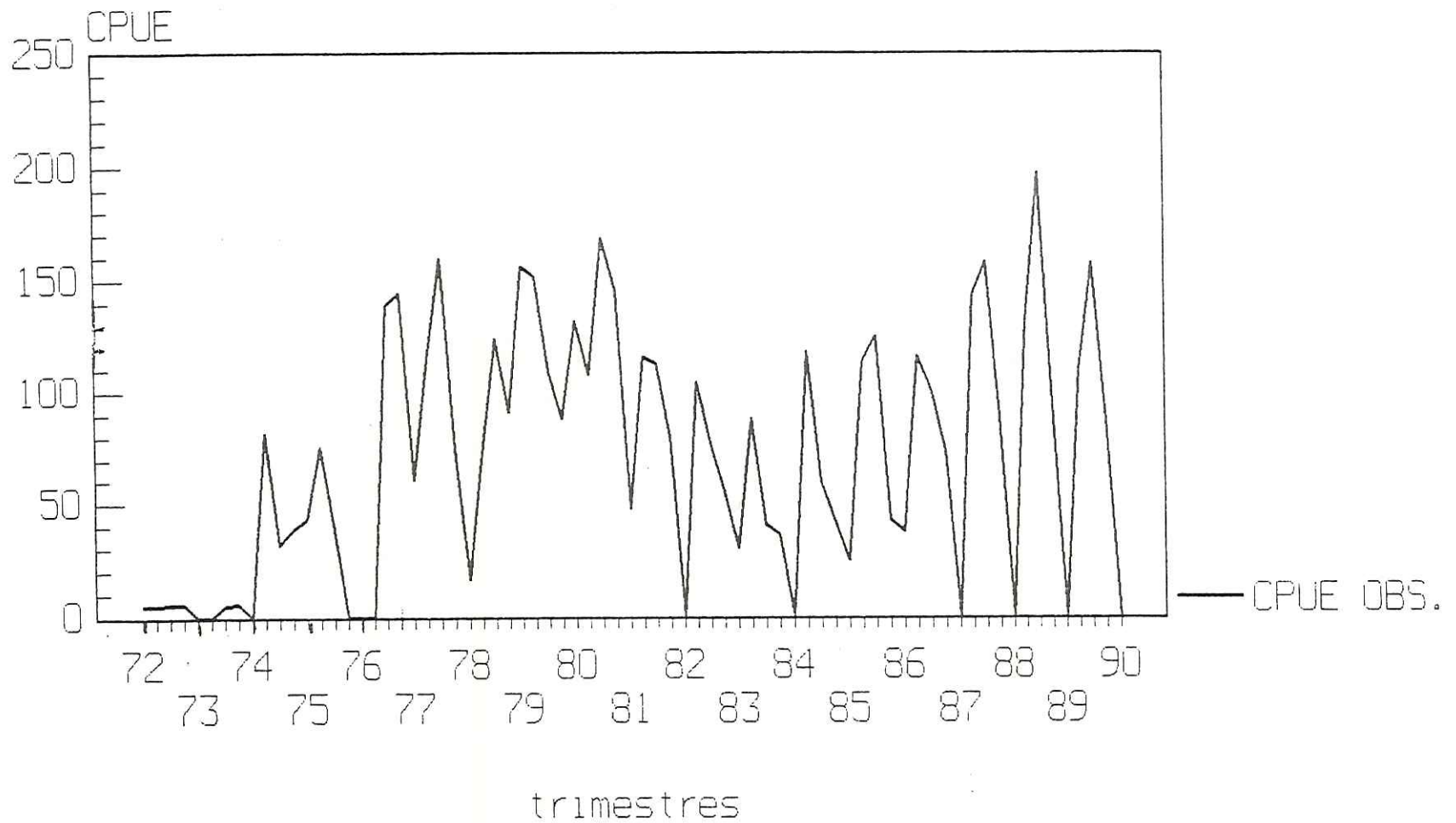


Figura 3.- Serie de tiempo (CPUE) de anchoveta norteaña (observada) para el período de pesca de 1972 a 1989, agrupada en trimestres.

Tabla IV.- Resultados de la prueba de Kolmogorov-Smirnov, aplicada a las series de tiempo CPUE/ (observadas, estimadas y residuales) al 5% de significación.

Serie de Tiempo CPUE/:	Agrupada en:	
	Semestres.	Trimestres.
Observada	$D_N = 0.123$ $D_{0.05,34} = 0.152$ $N=34$ al 5% de significación ∴ Ho: Se acepta.	$D_N = 0.074$ $D_{0.05,50} = 0.125$ $N=50$ al 5% de significación ∴ Ho: Se acepta.
Estimada	$D_N = 0.127$ $D_{0.05,32} = 0.154$ $N=32$ al 5% de significación ∴ Ho: Se acepta.	$D_N = 0.086$ $D_{0.05,46} = 0.130$ $N=46$ al 5% de significación ∴ Ho: Se acepta.
Residual	$D_N = 0.159$ $D_{0.05,32} = 0.154$ $N=32$ al 5% de significación ∴ Ho: Se acepta.	$D_N = 0.069$ $D_{0.05,46} = 0.130$ $N=46$ al 5% de significación ∴ Ho: Se acepta.

Donde, Ho : La serie de datos se ajusta a una distribución normal.

($D_{0.05,N}$) : Valor tabulado tomado de Zar, (1984).

comprende los años de 1972 a 1988. (Fig. 2). En el caso de la serie trimestral, esta presenta un comportamiento más homogéneo para el período que comprende los años de 1976-III a 1988 -IV que para el período de 1972 a 1988 (Fig. 3) y además, se observa un comportamiento generalizado, con valores bajos de CPUE en los trimestres primero y cuarto con promedios de 42.13 y 82.51 toneladas, respectivamente. En el segundo y tercer trimestres se observan promedios altos del orden de 115.44 y 121.22, respectivamente, tal como se observa en la tabla III y figura 3.

La serie de tiempo basada en la CPUE tanto semestral como trimestral fueron normalizadas de acuerdo a la metodología descrita anteriormente. En el caso de la serie semestral se uso la media 84.36 y desviación estandar (St) 49.05, y en la serie trimestral se uso media (Mt) 88.15 y desviación estandar (St) de 49.88., los resultados se presentan en la tabla V y VI respectivamente. De esta manera, ambas series presentan una distribución normal típica con media cero y varianza uno ($N(0,1)$).

Con el fin de lograr el ajuste del modelo autoregresivo tipo ARIMA, que se describe de manera separada, se realizó el análisis de ambas series, donde se contemplan los tres pasos básicos (1.- Identificación del modelo, 2.- Estimación de los parámetros y pronóstico y, 3.- Verificación del modelo

TABLA V .- Valores semestrales de la serie de tiempo CPUE observada y estimada con sus respectivos límites de confianza al 95 %. (recurso anchoveta).

semestres	CPUE estimada.	Limite superior	Limite inferior	CPUE normaliza.
1972				-1.602
1972-1				-1.588
1973	-1.362	0.186	-2.912	-1.705
1973-1	-1.397	0.151	-2.947	-1.602
1974	-1.419	0.130	-2.968	-0.047
1974-1	-0.813	0.735	-2.363	-1.006
1975	-0.383	1.165	-1.933	-0.435
1975-1	-0.656	0.893	-2.205	-0.923
1976	-0.546	1.002	-2.096	-1.705
1976-1	-1.067	0.481	-2.617	1.171
1977	-0.430	1.119	-1.979	-0.666
1977-1	-0.342	1.891	-1.207	-0.532
1978	-0.522	1.027	-2.071	-0.256
1978-1	0.357	1.192	-1.906	0.479
1979	0.042	1.591	-1.506	1.361
1979-1	0.721	2.271	-0.827	0.237
1980	0.758	2.308	-0.790	0.502
1980-1	0.295	1.844	-1.254	1.569
1981	0.807	2.356	-0.742	0.514
1981-1	0.960	2.510	-0.588	0.354
1982	0.380	1.929	-1.169	0.411
1982-1	0.320	1.870	-1.220	-0.379

TABLA V. - (Continuación) Valores de la serie semestral CPUE observada y estimada con sus respectivos límites de confianza al 95 % (recurso anchoveta).

semestres	CPUE estimada.	Límite superior	Límite inferior	CPUE normaliza.
1983	0.672	1.616	-1.482	-0.126
1983-1	-0.234	1.314	-1.784	-0.930
1984	-0.396	1.353	-1.945	0.692
1984-1	-0.216	1.332	-1.766	-0.638
1985	0.114	1.663	-1.434	0.593
1985-1	-0.106	1.442	-1.656	0.384
1986	0.401	1.950	-1.148	0.506
1986-1	0.329	1.879	-1.219	0.263
1987	0.343	1.893	-1.205	1.199
1987-1	0.556	2.106	-0.992	1.147
1988	1.002	2.552	-0.546	0.963
1988-1	0.910	2.460	-0.638	1.076

TABLA VI.- Valores trimestrales de la serie de tiempo CPUE observada y estimada con sus respectivos límites de confianza al 95 % (recurso anchoveta).

trimestres	CPUE estimada.	Limite superior	Limite inferior	CPUE normaliza.
1976-3				0.980
1976-4				1.084
1977				-0.599
1977-2				0.499
1977-3	0.946	2.484	-0.519	1.391
1977-4	0.767	2.306	-0.770	-0.308
1978	-0.628	0.909	-2.166	-1.485
1978-2	0.283	1.821	-1.254	-0.338
1978-3	1.095	2.633	-0.442	0.677
1978-4	-0.129	1.408	-1.667	0.008
1979	-1.058	0.479	-2.596	1.321
1979-2	0.110	1.648	-1.427	1.225
1979-3	0.383	1.921	-1.155	0.381
1979-4	-0.019	1.518	-1.557	-0.049
1980	0.876	2.414	-1.661	0.838
1980-2	0.974	2.509	-0.567	0.343
1980-3	0.142	1.681	-1.395	1.575
1980-4	0.279	1.817	-1.258	1.112
1981	0.444	1.982	-1.093	-0.867
1981-2	0.021	1.559	-1.516	0.509
1981-3	1.371	2.910	-0.166	0.451
1981-4	0.595	2.133	-0.943	-0.198
1982	-0.581	0.956	-2.120	-1.813
1982-2	0.115	1.653	-1.422	0.284

TABLA VI .- (continuación) serie de tiempo CPUE trimestral observada y estimada con sus respectivos límites de confianza al 95 % (recurso anchoveta).

trimestres	CPUE estimada.	Limite superior	Limite inferior	CPUE normaliza.
1982-3	0.702	2.240	-0.835	-0.262
1982-4	-0.382	1.155	-1.921	-0.695
1983	-1.125	0.412	-2.663	-1.210
1983-2	0.109	1.647	-1.428	-0.835
1983-3	0.035	1.573	-1.503	-1.000
1983-4	-0.687	0.850	-2.226	-1.078
1984	-0.701	0.836	-2.240	-1.813
1984-2	-0.187	1.350	-1.725	0.563
1984-3	-0.231	1.306	-1.769	-1.615
1984-4	-1.041	0.497	-2.579	-0.945
1985	-1.068	0.470	-2.606	-1.320
1985-2	0.277	1.815	-1.260	0.469
1985-3	-0.098	1.439	-1.636	0.699
1985-4	-0.665	0.872	-2.204	-0.947
1986	-1.043	0.495	-2.581	-1.062
1986-2	0.397	1.935	-1.140	0.521
1986-3	0.665	2.204	-0.872	0.220
1986-4	-0.733	0.804	-2.271	-0.354
1987	-0.679	0.858	-2.218	-1.813
1987-2	0.131	1.669	-1.406	1.066
1987-3	0.678	2.216	-0.860	1.359
1987-4	-0.361	1.176	-1.899	-0.027
1988	-1.263	0.275	-2.801	-1.813
1988-2	-0.5157	2.053	-1.022	0.834
1988-3	1.371	2.909	-0.166	2.149
1988-4	0.021	1.559	-1.516	0.090

descritos en la metodología.

El modelo autoregresivo tipo ARIMA (2 0 0) ajustado para la serie de tiempo CPUE agrupada semestralmente se obtuvo del análisis de la información obtenida mediante las funciones de autocorrelación (FAC) y de la función de autocorrelación parcial (FACP), que resultan de la serie de tiempo normalizada de la CPUE tratada semestralmente del período de pesca 1972 a 1988. Se observa un comportamiento generalizado en ambas funciones que decrece a cero (Tabla VII). Los coeficientes de autocorrelación (r_k) de la FAC presentan un decaimiento lento (Fig. 4), en comparación con los coeficientes de autocorrelación parcial (ϕ_{kk}) de la FACP, donde se observa un decaimiento más evidente. Esta última presenta un truncamiento significativo más allá del segundo retroceso (k) (Fig. 5). y, en base a los patrones teóricos autoregresivos de identificación y el error estándar de los (r_k) ($EE[r_k]=0.348$) de la función de autocorrelación parcial (la fórmula de Quenouille) descritos por Box-Jenkins (1976), se identificó un modelo tipo ARIMA (2 0 0), el cual no contiene parte de medias móviles (MA) ni parte de integración (I).

A través de la metodología descrita anteriormente, se calcularon los parámetros ϕ_1 y ϕ_2 del modelo identificado se obtuvo :

$$\phi_1 = 0.3565 (+, -) 0.1668$$

TABLA VII.- Valores de (r_k) de la FAC y (B_k) de la PACP obtenidos de la serie de tiempo CPUE/normalizada de anchoveta norteña agrupada semestralmente.

RETROCESOS (k)	F.A.C. (r_k)	F.A.C.P. (B_k)
1	0.447	0.447
2	0.465	0.331
3	0.368	0.183
4	0.199	-0.117
5	0.248	0.898
6	0.812	-0.196
7	0.833	-0.832
8	-0.816	0.888
9	-0.127	-0.897

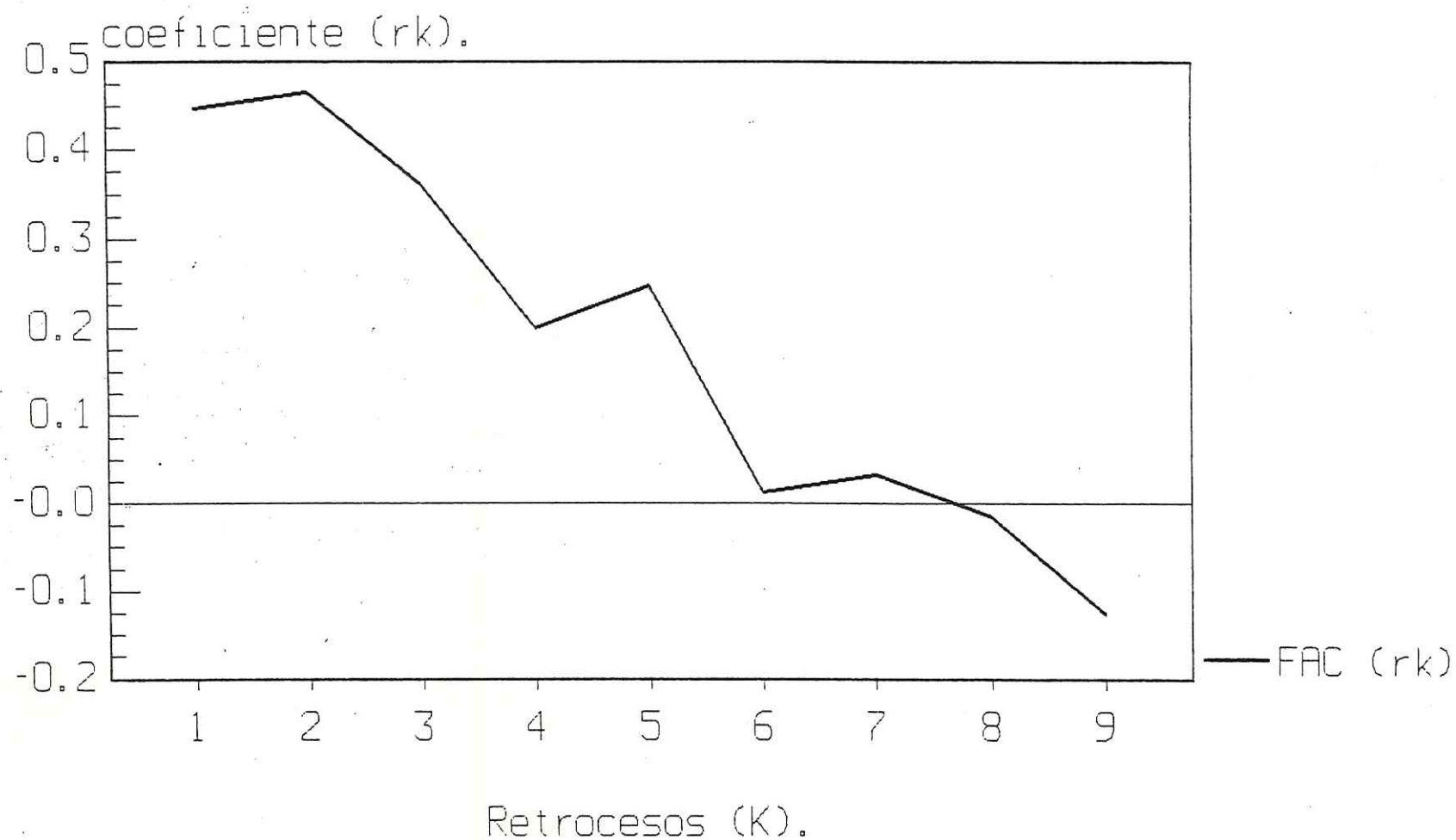


Figura 4.- Comportamiento de la función de autocorrelación (FAC) de la serie semestral (anchoveta norteña).

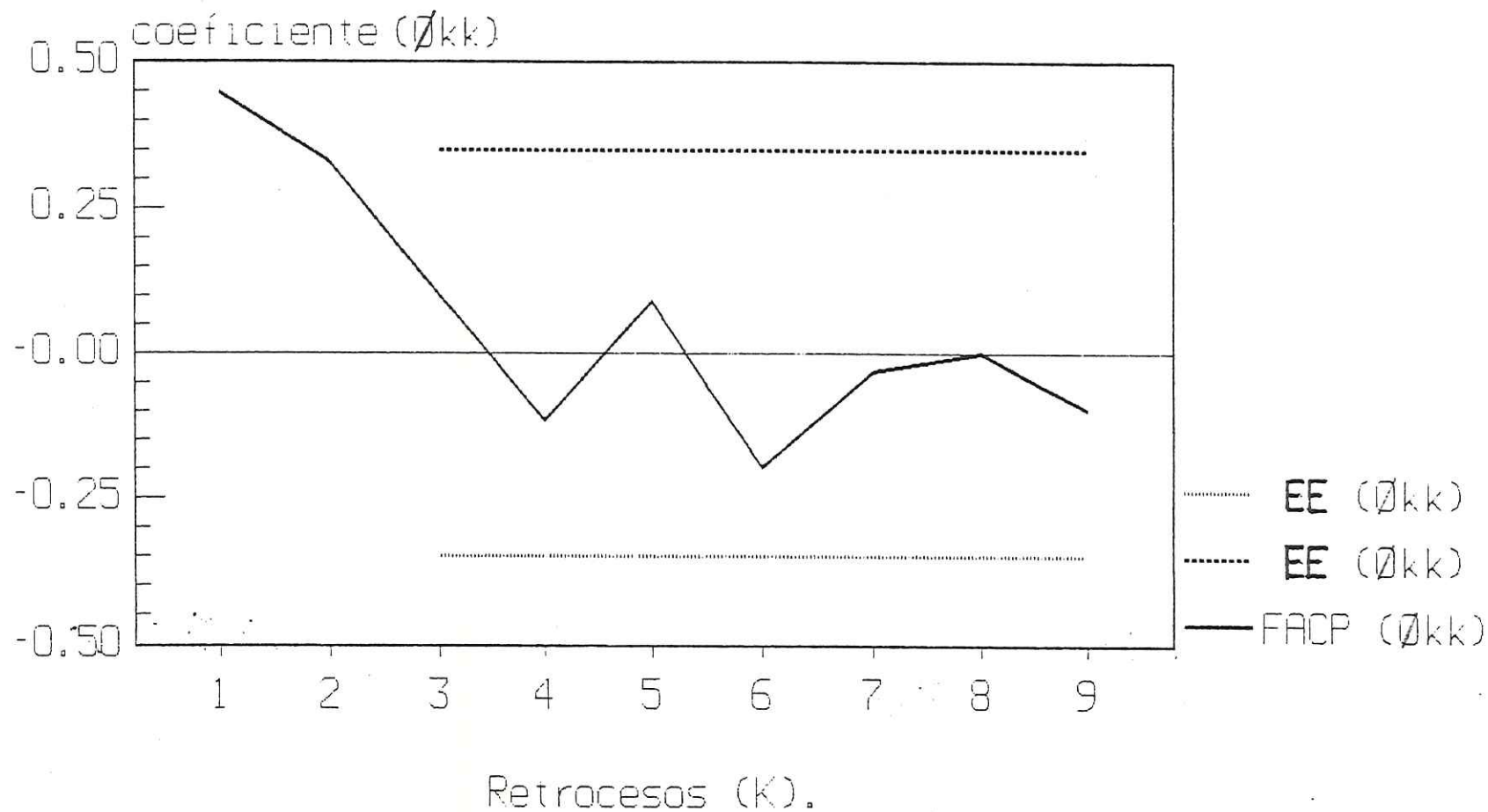


Figura 5.- Comportamiento de la función de autocorrelación parcial (FACP) de la serie semestral (anchoveta norteña) con su error estandar ($EE(\hat{\rho}_{kk})=0.348$).

$$\phi_2 = 0.4942 (+, -)0.1665$$

Los cuales fueron seleccionados a través del programa de computación MINITAB por presentar la menor varianza de los elementos azarosos ($\sigma_a^2 = 0.61$) y menor sumatoria de cuadrados residuales ($SSE = 19.36$)

Con estos parámetros se estimaron los valores (\hat{Y}_t) de CPUE correspondientes al período de pesca 1972-1988 con sus respectivos límites de confianza para cada estimación a un 95 por ciento de significancia (Tabla V). En la figura 6 se presenta el ajuste entre los valores observados (Y_t) y estimados (\hat{Y}_t) de CPUE obtenidos a través del modelo autoregresivo tipo ARIMA (2 0 0), donde se observa un desfase constante de dos semestres (retrocesos) a lo largo de la serie de tiempo, evidenciandose que los valores observados caen dentro de los límites de confianza de los (\hat{Y}_t).

La prueba de bondad de ajuste aplicada a la serie estimada (\hat{Y}_t) y residual (e_t) resultó positiva, donde la serie semestral estimada presentó distribución normal con media igual a 81.95 y varianza de 1180.60, es decir $N(81.95, 1180.60)$. En el caso de la serie residual, presentó también una distribución normal con media igual a 7.33 y varianza de 1460.0, es decir $N(7.33, 1460.0)$ (Tabla IV), y su histograma de frecuencias muestra como la moda de los residuos (e_t) es la de los residuos

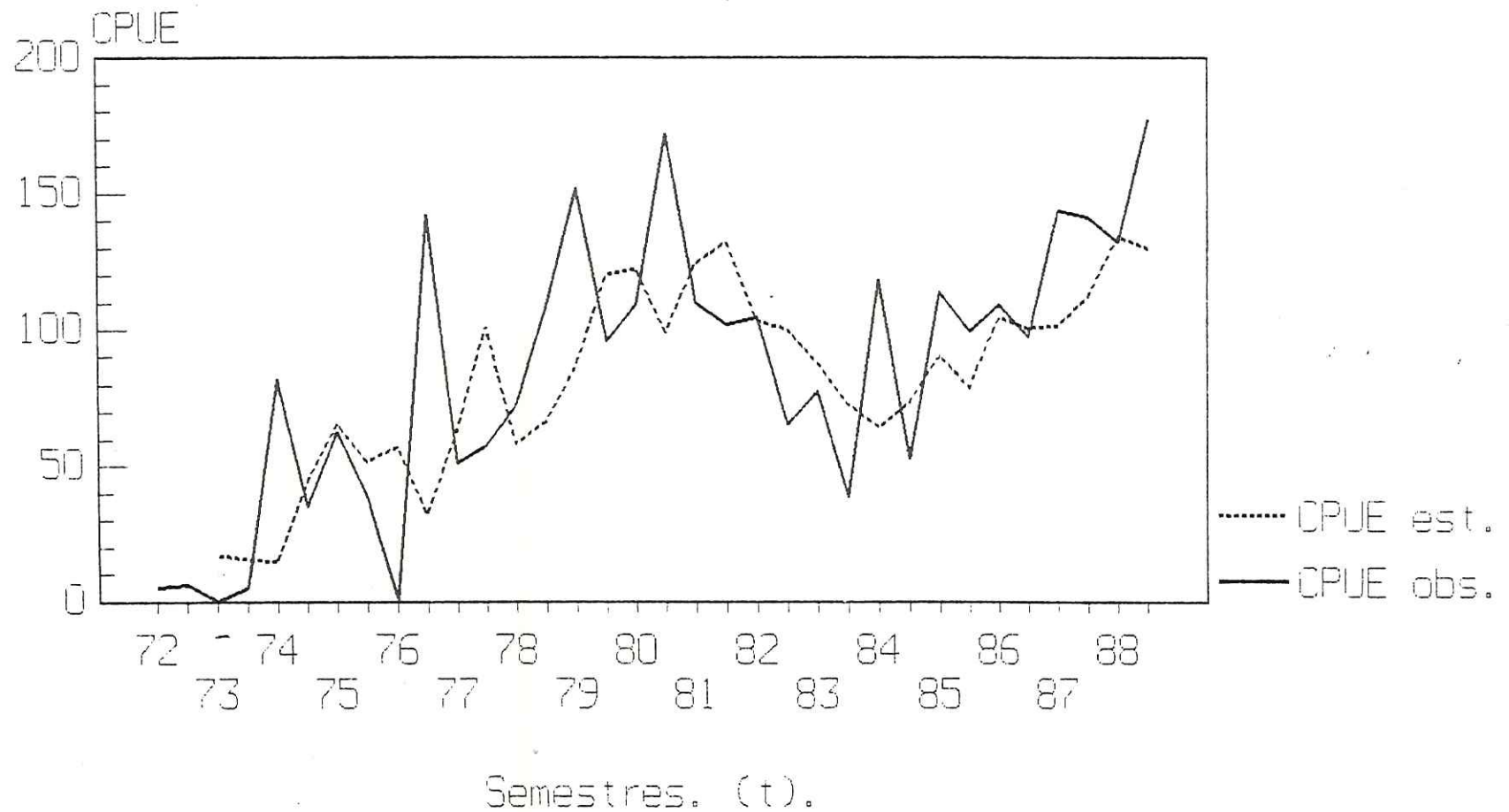


Figura 6.- Ajuste de la serie de tiempo observada y estimada de anchoveta norteña, para el período de pesca 1972 a 1988 (ARIMA(2 0 0)).

más cercanos a cero (Fig. 7).

El comportamiento de los coeficientes de autocorrelación (r_k) de la función de autocorrelación (FAC) de los residuos (ϵ_t) cae dentro de los límites del error estándar de dicha función ($EE[r_k]=0.353$), obtenido por la fórmula de Quenouille (Fig. 8). También, se obtuvo un coeficiente de confiabilidad (R^2) igual a 0.33. La tabla V muestra como esta serie CPUE/observada cae dentro de los límites de confianza al 95 por ciento de la estimación, con excepción de un sólo valor el cual corresponde al primer semestre de la temporada de pesca del año 1976.

En base al modelo autoregresivo tipo ARIMA (2 0 0), se obtuvo el pronóstico para los semestres (1989-I a 1989-IV) en los cuales se pronosticaron una CPUE de 141.01 y 150.54 toneladas respectivamente. De esta manera, como para el primer semestre, se espera una CPUE menor al segundo semestre (Fig. 9). También se ve como los límites de confianza se incrementan conforme aumenta el número de pronósticos. Los valores pronosticados así como sus límites de confianza fueron retrasformados con la metodología ya descrita y con los valores de $X_t=84.36$ y $S_t=49.46$ (Tabla VIII).

El modelo autoregresivo tipo ARIMA (4 0 0) ajustado para la serie de tiempo CPUE agrupada trimestralmente se obtuvo

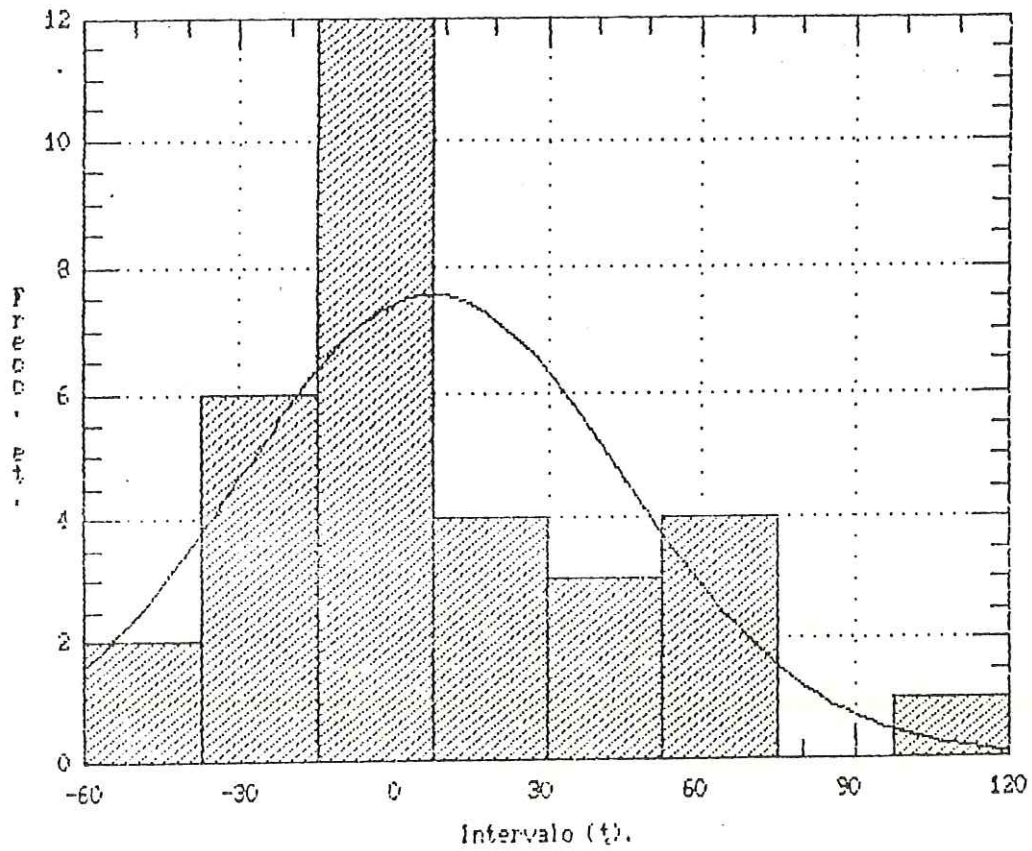


Figura 7.- Histograma de frecuencias de los residuos (et),
obtenidos por el modelo ARIMA (2 0 0) aplicado a la
serie de tipo CPUE de anchoveta norteña.

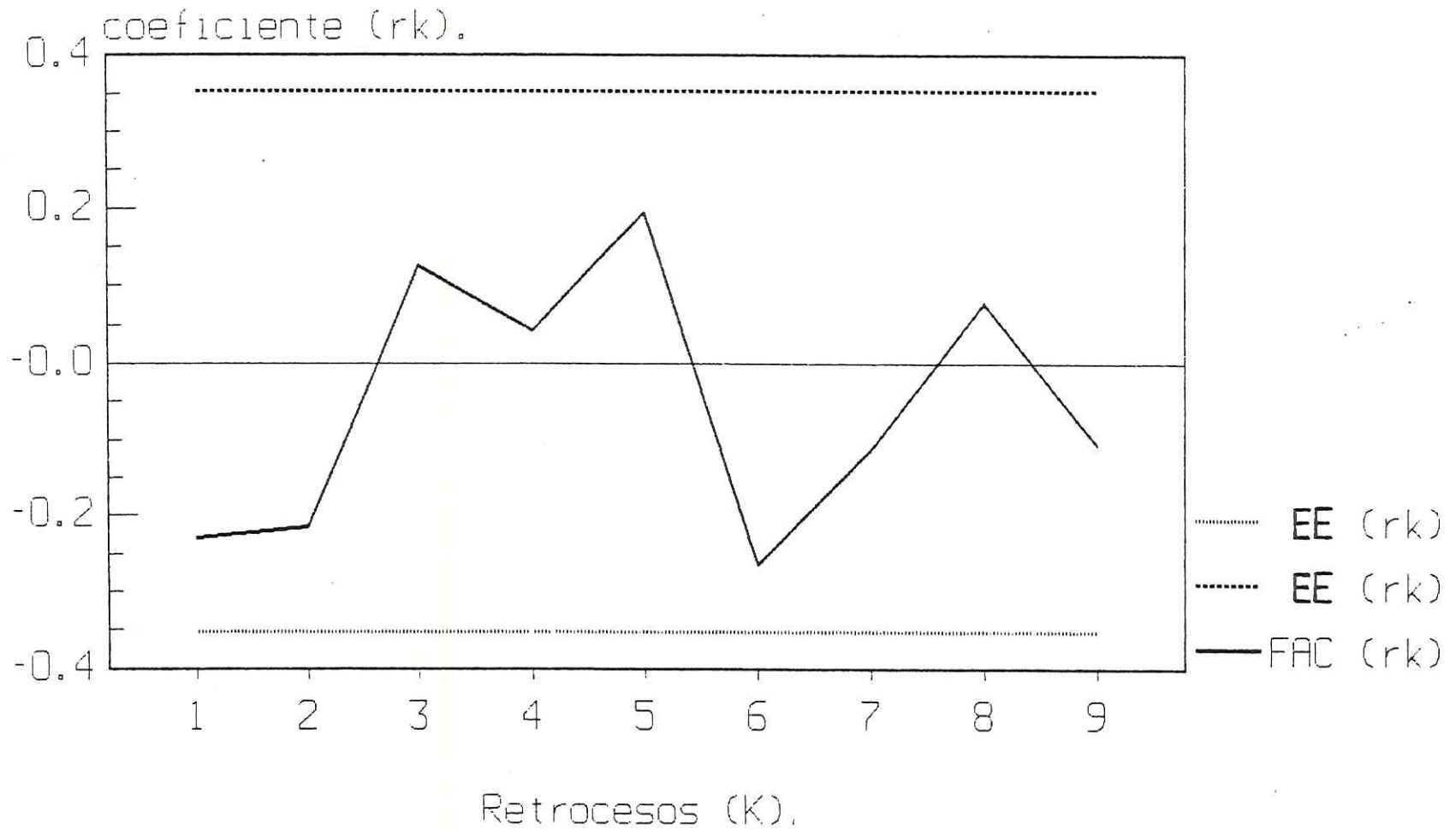


Figura 8.- Comportamiento de la función de autocorrelación (FAC) residual, de la serie de tiempo CPUE (anchoveta norteña) agrupada en semestres.

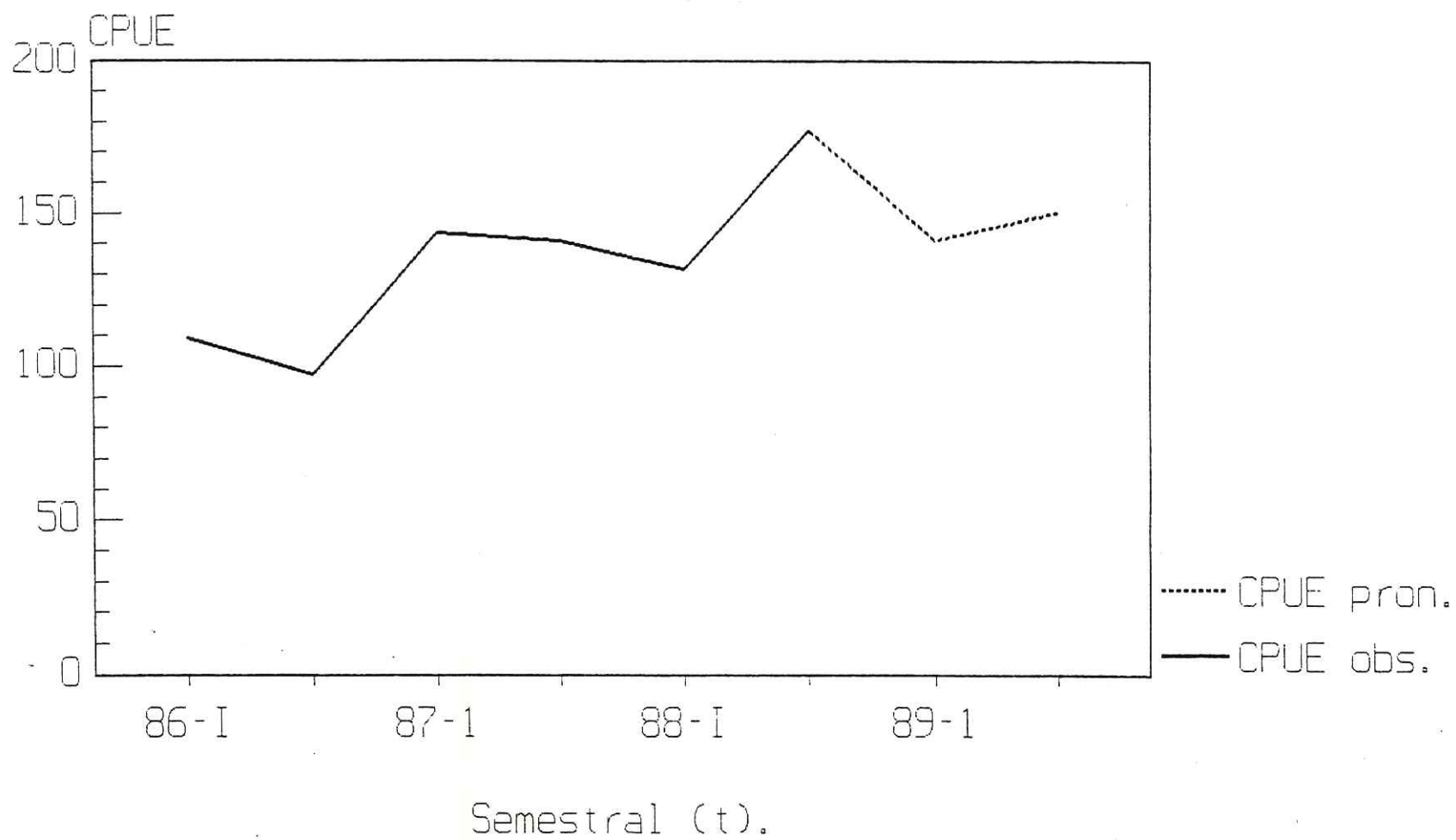


Figura 9.- Comportamiento del pronóstico de CPUE de anchoveta norteña, para la temporada de pesca 1989, ARIMA (2 0 0).

TABLA VIII.- Pronóstico de producción de anchoveta norteña para la temporada de pesca 1989, ARIMA(2 0 0).

Temporada	Pronostico CPUE (ton)	Intervalo de confianza 95%	CPUE observada (ton)	Residuos (et)
1989-I	141.01	\pm 76.63	110.4	30.61
1989-II	150.54	\pm 81.35	130.9	11.64

del análisis de los valores (r_k) obtenidos de la FAC (función de autocorrelación) y los (ϕ_{kk}) de la FACP (función de autocorrelación parcial) de la serie de tiempo normalizada (trimestral) que comprende los años de 1976-III a 1988-IV. Se ve claramente como la FAC decrece lentamente mientras que la FACP decrece más rápido y alcanza su truncamiento significativo al cuarto retroceso (Fig. 10 y 11, Tabla IX). Partiendo de esto, y en base a los patrones teóricos autoregresivos de identificación y el error estandar de la función de autocorrelación parcial ($E\{[\phi_{kk}]^2\} = 0.282$) (obtenido por la fórmula de Quenouille) descritos por Box-Jenkins, (1976), se asume que se trata de un modelo autoregresivo tipo ARIMA de cuarto orden, es decir, un modelo tipo ARIMA (4 0 0) el cuál carece de medias móviles (MA).

Los cuatro parámetros ϕ_k del modelo obtenidos del paquete de programación MINITAB, son los siguientes:

$$\phi_1 = 0.1709 (+, -) 0.1236$$

$$\phi_2 = -0.2041 (+, -) 0.1279$$

$$\phi_3 = 0.1015 (+, -) 0.1311$$

$$\phi_4 = 0.6149 (+, -) 0.1321$$

Los cuales presentaron la menor varianza de los elementos azarosos ($\sigma_a^2 = 0.55$) y la menor sumatoria de cuadrados ($SSE = 27.70$).

Al igual que en la serie anterior, se llevó acabo la

TABLA IX.- Valores de (rk) de la FAC y de (0kk) de la FACP obtenidos de la serie de tiempo CPUE/normalizada de anchoveta norteña , agrupada trimestralmente.

RETROCESOS	F.A.C. (rk)	F.A.C.P. (0kk)
1	0.104	0.104
2	-0.233	-0.276
3	0.117	0.250
4	0.541	0.455
5	0.063	-0.115
6	-0.157	0.062
7	0.051	-0.065
8	0.283	0.016
9	0.049	0.039
10	-0.109	-0.158
11	-0.135	-0.154
12	0.221	0.150
13	-0.010	-0.190
14	-0.292	-0.074

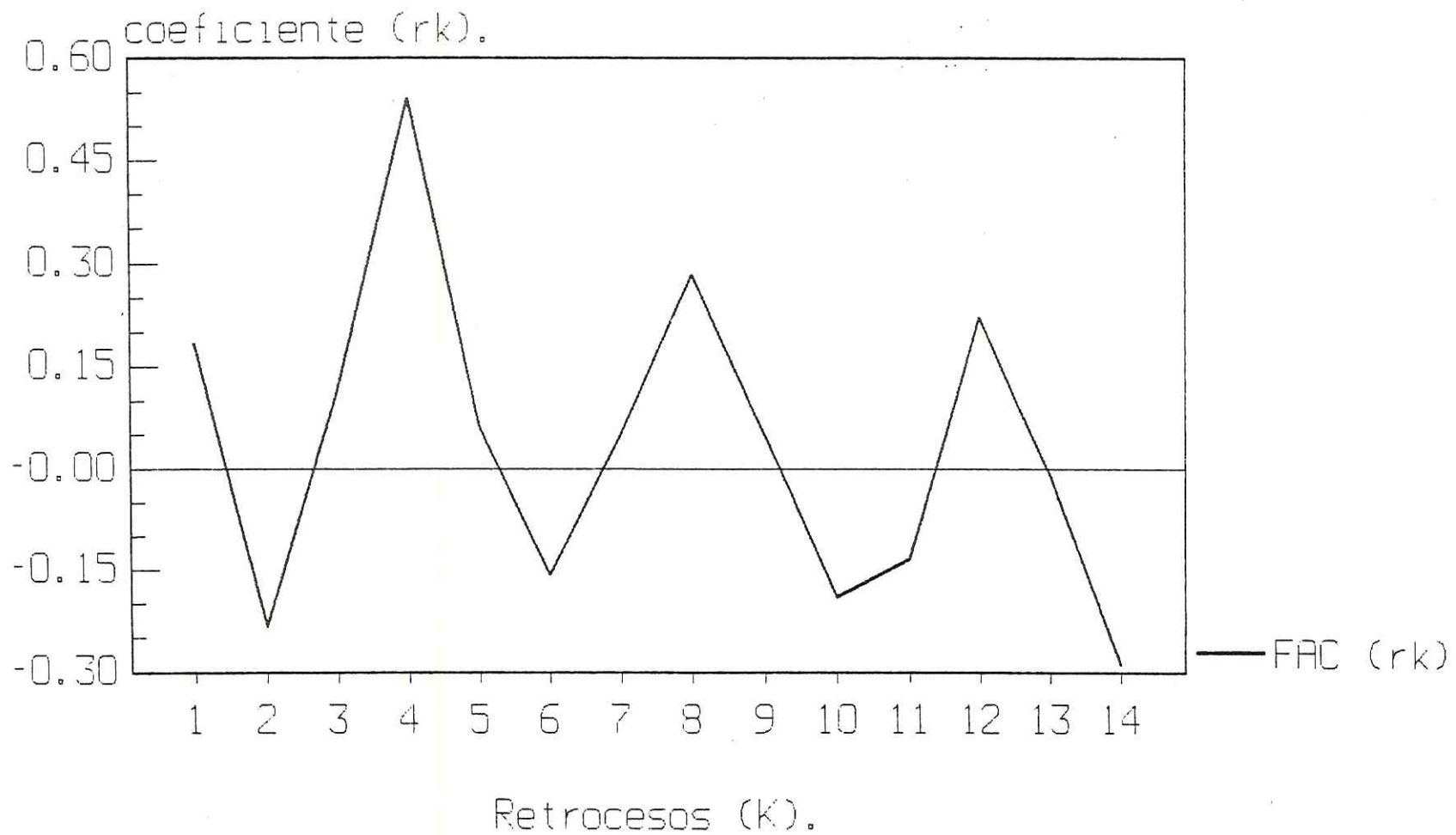


Figura 18.- Comportamiento de la función de autocorrelación (FAC) de la serie trimestral (anchoveta norteña).

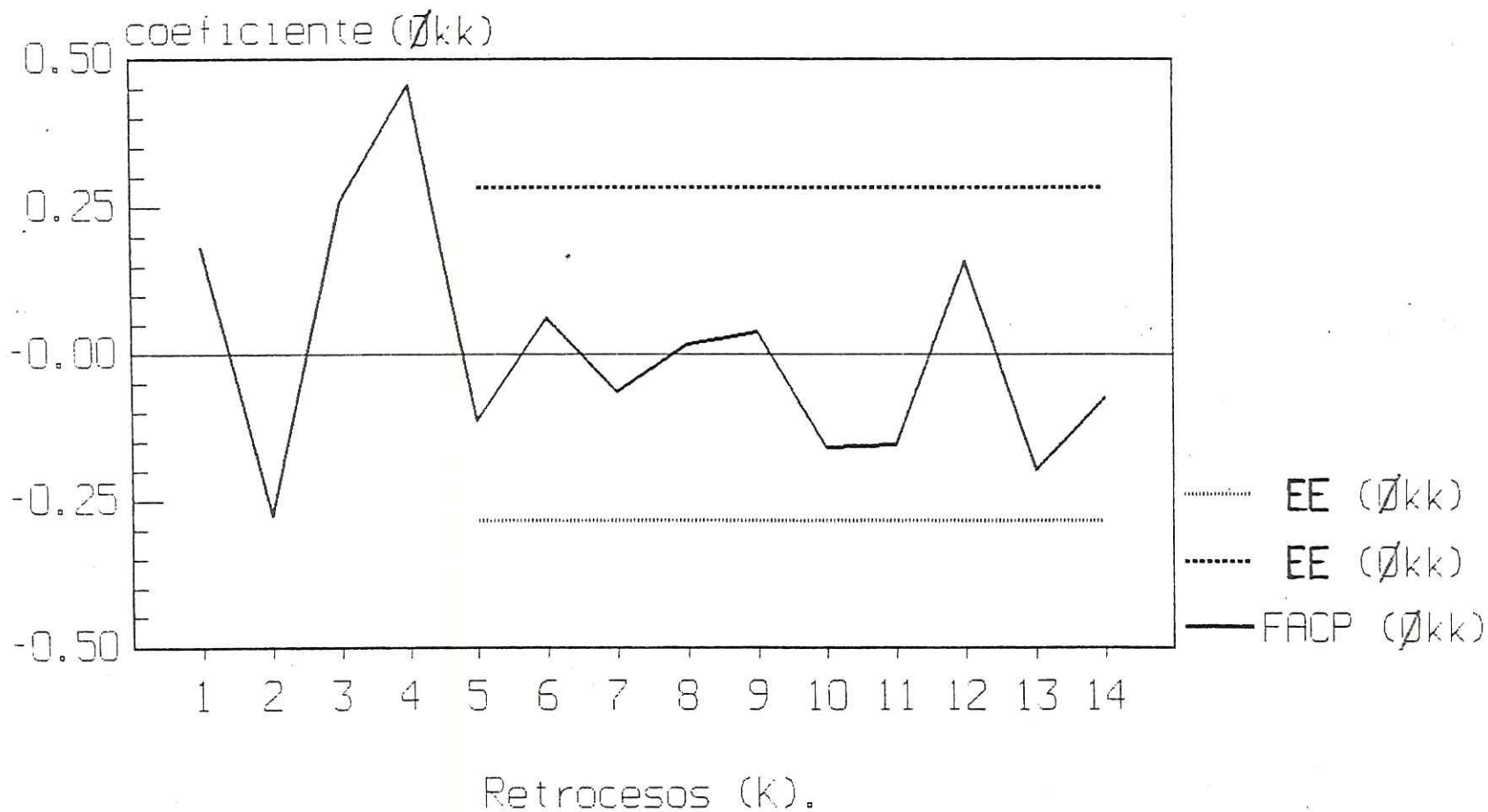


Figura 11.- Comportamiento de la función de autocorrelación parcial (FACP) de la serie trimestral (anchoveta norteña) con su error estandar ($EE(\hat{\rho}_{kk})=0.2828$).

estimación de los valores (Y'_t) correspondientes a la serie de tiempo trimestral, así como sus respectivos límites de confianza a un 95 por ciento de significancia (Tabla VI). La figura 12 muestra el ajuste entre valores de CPUE observados (Y_t) y estimados (Y'_t) , donde se ve como las estimaciones modulan el comportamiento de la serie observada. La tabla VI muestra como la serie CPUE observada cae dentro de los límites de confianza de la estimación, con excepción de un solo valor, el cual corresponde al primer trimestre de la temporada de pesca del año de 1979. La serie trimestral estimada (Y'_t) a través del modelo ARIMA (4 0 0), presenta una distribución normal (prueba de Kolmogorov-Smirnov) con media 91.16 y varianza de 1206.19, es decir $(N(91.16, 1206.19))$ (Tabla IV). Esta serie estimada, al igual que la serie estimada semestralmente, fue retrasformada conforme a la misma metodología con $X_t=90.48$ y $S_t=19.88$.

En el análisis de los residuos (e_t) se obtuvo que se ajustan a una distribución normal (Prueba de Kolmogorov-Smirnov), con media -2.80 y varianza 1186.11, resumido en $(N(-2.80, 1186.11))$ (Tabla IV). En la figura 13 se observa como la moda de los residuos (e_t) de la serie residual agrupada en trimestres cae en el intervalo -10 a 10. El comportamiento de los (r_k) de la (FAC) fluctúa dentro de los límites de su error estandar $(EE(r_k)=0.294)$, con excepción del onceavo r_k (Fig. 14). El coeficiente de confiabilidad (R

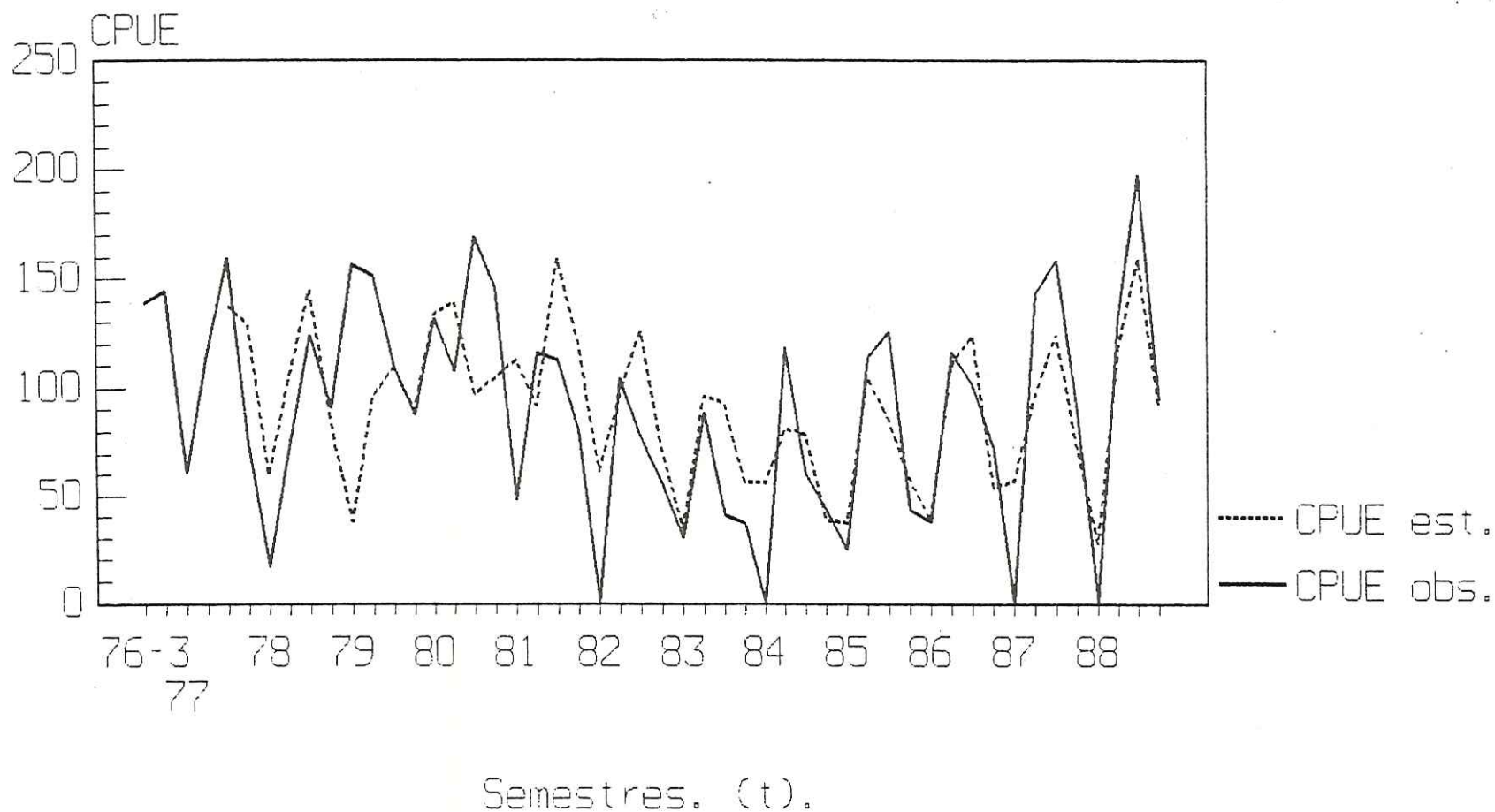


Figura 12.- Ajuste de la serie de tiempo observada y estimada de anchoveta norteña, para el período de pesca 1976-3 a 1988 (ARIMA(4 0 0)), agrupado en trimestres.

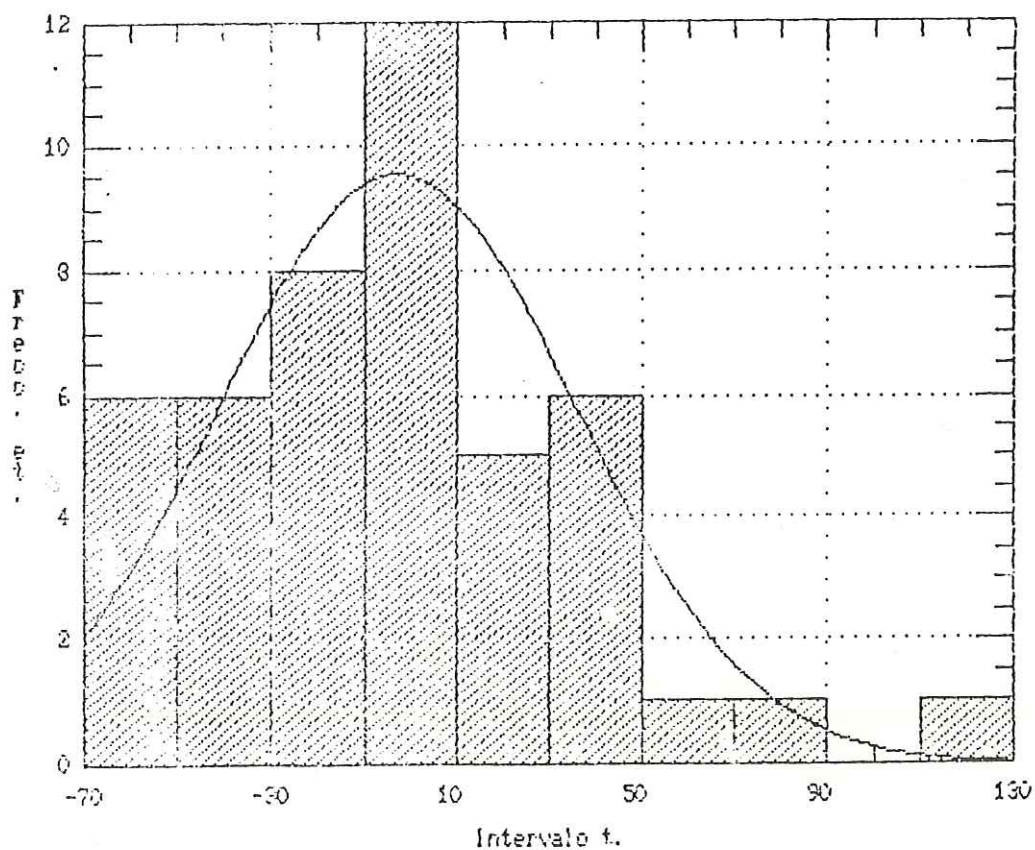


Figura 13.- Histograma de frecuencias de los residuos (ϵ_t), obtenidos por el modelo ARIMA (4 0 0) aplicado a la serie de tiempo CPUE de anchoveta nortea.

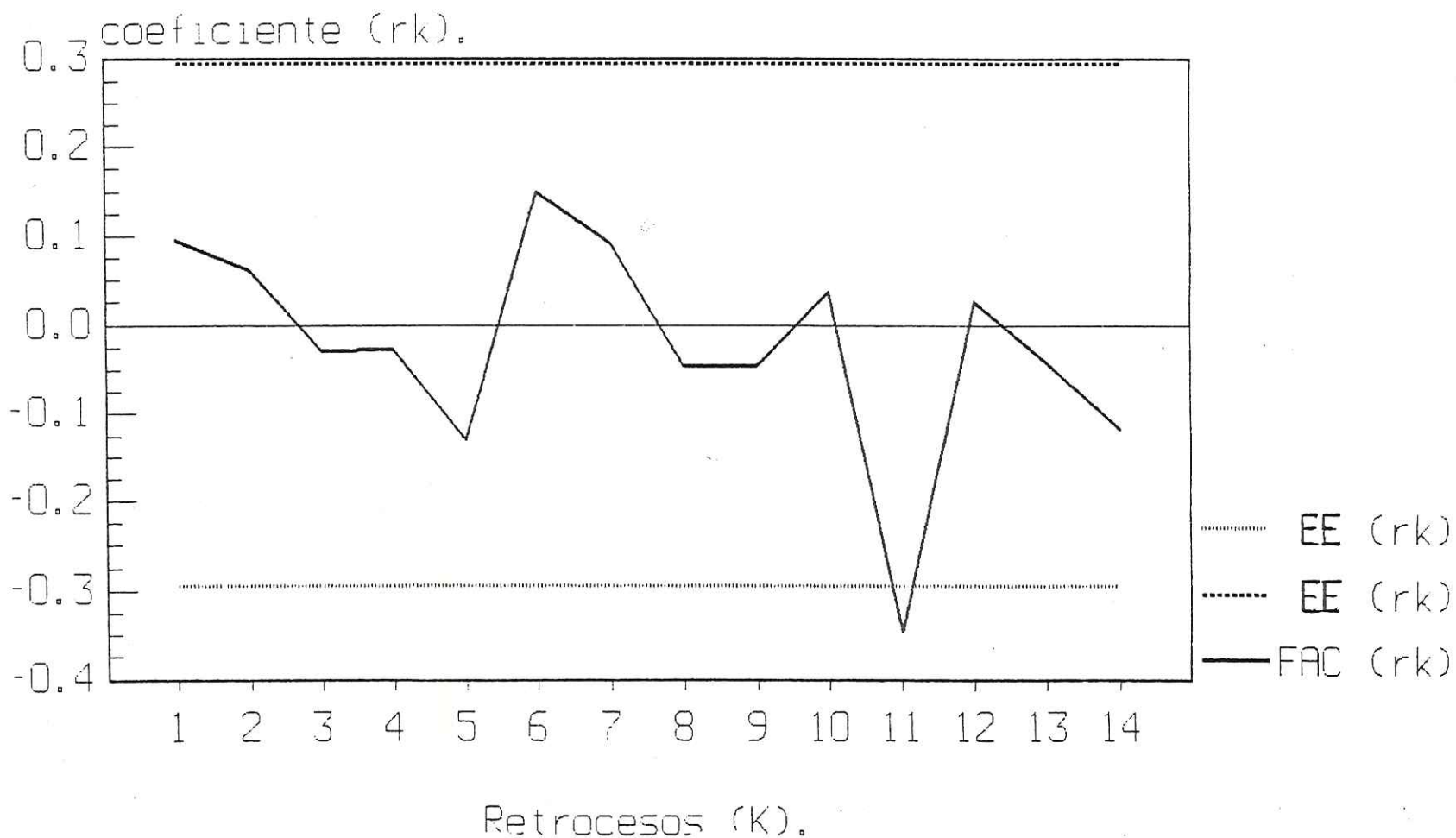


Figura 14.- Comportamiento de la función de autocorrelación (FAC) residual, de la serie de tiempo CPUE (anchoveta norteña) agrupada en trimestres y su error estandar (EE=0.294)

=0.43) fue ligeramente superior al obtenido por el modelo ARIMA (2 0 0) ajustado para la serie semestral.

A través del modelo autoregresivo tipo ARIMA (4 0 0), se obtuvo el pronóstico ($\hat{Y}(t)$) de la CPUE para los cuatro trimestres de 1989, con valores de 19.26, 115.16, 176.91 y 97.05 toneladas respectivamente, donde se observa como dichos valores modulan bastante bien el comportamiento de la CPUE observada (Y_t) en la temporada de pesca 1989 (Fig. 15), con un ligero incremento de los límites de confianza de un pronóstico a otro. Estos fueron previamente retransformados con la metodología anteriormente descrita para este fin (Tabla X).

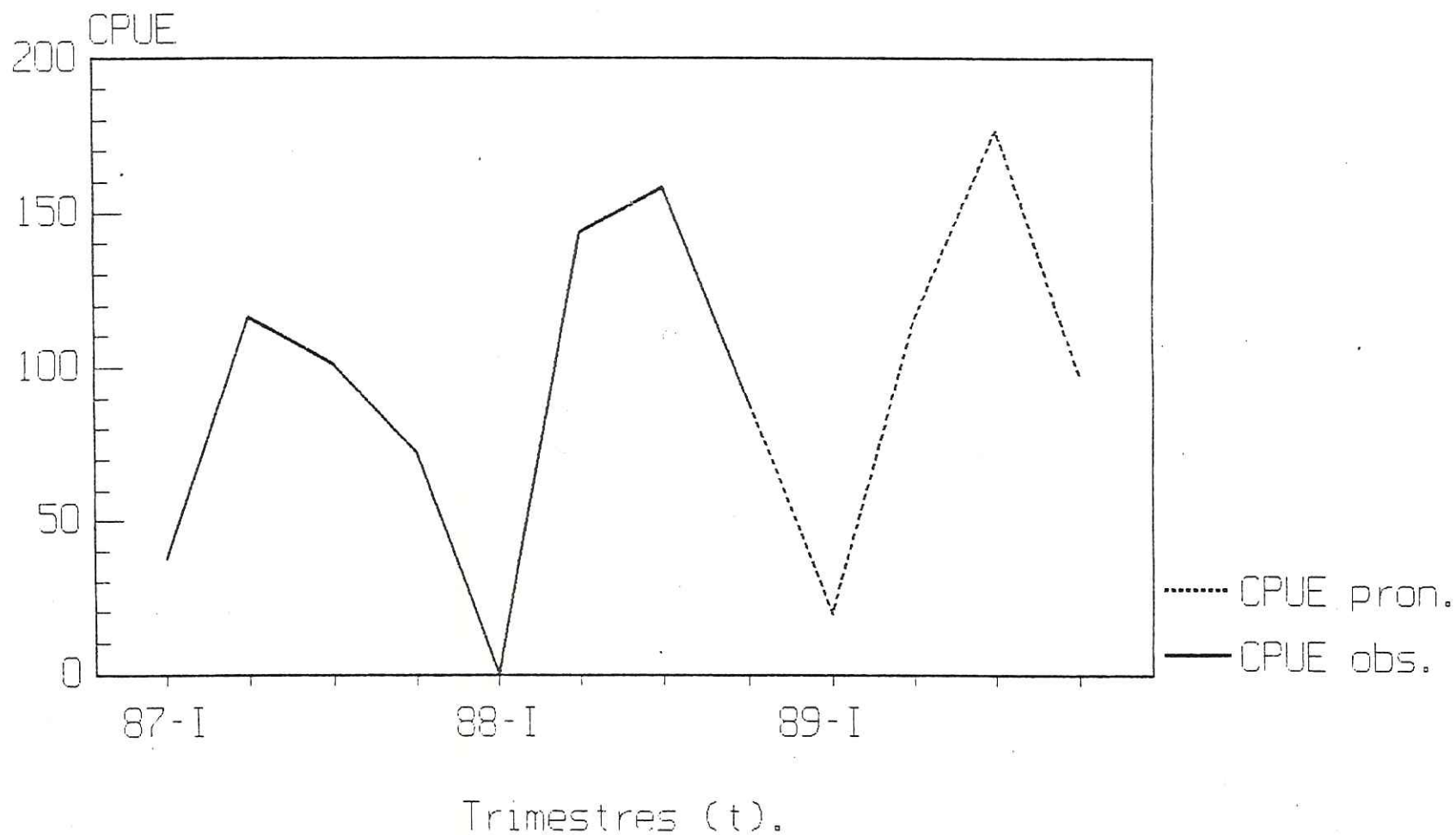


Figura 15.- Comportamiento del pronóstico de CPUE de anchoveta norteña, para la temporada de pesca 1989 ARIMA (4 0 0).

TABLA X.- Pronóstico de producción de anchoveta norteña para la temporada de pesca 1989, ARIMA(4 0 0).

Temporada	Pronostico CPUE (ton)	Intervalo de confianza 95%	CPUE observada (ton)	Residuos (et)
1989-I	19.26	± 71.77	0.0	- 19.26
1989-II	115.16	± 77.85	132.10	16.94
1989-III	176.91	± 79.00	197.70	20.79
1989-IV	97.05	± 79.01	95.00	- 2.05

4. - DISCUSION

Las estadísticas de captura comerciales por barcos y por viajes de pesca pueden ser transformados a CPUE (captura por unidad de esfuerzo) estandarizada, lo que envuelve factores como clase de embarcación, tonelaje, diseño de la embarcación, edad del barco, patrón de pesca y localidad de los caladeros (Ponce, 1988). En base a lo anterior, se llevó a cabo la estandarización de las series de tiempo agrupadas, semestral y trimestralmente. Se tomó como medida de referencia para la estandarización la capacidad de bodega de las embarcaciones participantes en la pesquería de anchoveta, ya que la capacidad de bodega se considera la variable que mayor asociación tiene con las demás variables, así como con el éxito de pesca (Díaz de León, 1983; Escudero, 1984; Ponce, 1988).

La serie de tiempo CPUE agrupada semestralmente, comprende el período de pesca 1972 a 1989, se analizó en su totalidad (36 semestres), por presentar un comportamiento "homogéneo" (Tabla II y Fig. 2), (De acuerdo a la metodología descrita por Box-Jenkins, (1976), que recomienda una serie de tiempo mayor de 50 datos). En base a lo anterior, se optó por no eliminar datos, ya que que la serie es corta. Para el análisis de la serie agrupada trimestralmente que comprende el período de pesca 1972 a 1989, se redujo al período 1976-III a 1988-IV, (50 trimestres) a partir de las siguientes consideraciones: Los

cuatro años anteriores fueron eliminados por considerar a los dos primeros (1972 y 1973) pertenecientes a la parte final de una etapa de baja intensidad de la pesca y a los últimos dos años (1974 y 1975) por pertenecer a la etapa en que las capturas presentan un comportamiento exponencial, es decir, "reflejan" el inicio de la etapa actual de dicha pesquería (Tabla III y Fig. 3) , considerandola por lo tanto, como información demasiado imprecisa.

Con el fin de eliminar la componente estacional, la normalización de la serie de tiempo CPUE (semestral y trimestral) se realizó para lograr series estacionarias con media cero y varianza constante ($N(0, \sigma^2)$), ya que que la función de autocorrelación (FAC) se define de una serie estacionaria (Box-Jenkins, 1976., Fuller, 1976) , lo cual se cumplió satisfactoriamente tanto para la serie semestral como trimestral.

Los (r_k) de la FAC y los (ϕ_{kk}) de la FACP de la serie de tiempo semestral tienden a cero conforme aumentan los retrocesos (k) , con esto se asume que la serie es "estacionaria", por lo que no fue necesaria su diferenciación. En base a esto, se consideró que la serie cuenta con un nivel aceptable de "estacionaridad" para la aplicación de los modelos ARIMA. Al analizar más a fondo el comportamiento de la función de autocorrelación parcial (FACP), el comportamiento de los

(ϕ_{kk}) de esta función para la serie semestral se truncan a partir del segundo retroceso (k) (Fig. 5), es decir, caen dentro de los límites del error estandar ($EE(\phi_{kk})=0.342$) de la FACP, y se identifica como información que no explica el modelo, es decir, "ruido blanco". De acuerdo a lo anterior se sugiere un modelo autoregresivo tipo ARIMA (1 0 0), es decir, de primer orden. Pero tomando en cuenta la flexibilidad en el criterio de identificación se planteo la posibilidad de un modelo autoregresivo tipo ARIMA (2 0 0) como el mejor. En este caso el segundo ϕ_{kk} es ligeramente más pequeño al error estandar en el orden de 0.017, sin embargo, se asumió que aportaba información suficiente para incluirlo en el orden del modelo esto ultimo, basado en que los valores de SSE (sumatoria de cuadrados residual) y σ_a^2 (varianza de los elementos azarosos), obtenidos sin incluir el segundo ϕ_{kk} , son más pequeños. De la misma manera los O_{kk} de la FACP para la serie agrupada trimestralmente se truncan , a partir del quinto retroceso (k) . Es decir, cae dentro de los límites del error estandar ($EE(\phi_{kk})=0.282$) (Fig. 11), a partir del cual se clasifican como "ruido blanco", Así, el orden de la parte autoregresiva (AR) del modelo ajustado es de cuarto orden. Es decir, se identificó un modelo tipo ARIMA (4 0 0).

Los parámetros ϕ_k de las ecuaciones de los modelos autoregresivos ARIMA, miden el nivel de influencia de los Y_{t-1} sobre la realización de los Y_t , es decir, para el caso de la

serie semestral la cual se ajusta a un modelo ARIMA (2 0 0), nos dice que el valor de CPUE a un tiempo (t) está influenciado por los dos valores de CPUE previos a éste (t-1 y t-2), y de estos dos valores previos, el primer parámetro ϕ_1 influye en menor magnitud ($\phi_1=0.3565$) que el ($\phi_2=0.4969$). Para el caso de la serie trimestral ajustada a un modelo ARIMA (4 0 0), el valor de CPUE a un tiempo (t) está influenciado por los cuatro valores previos de CPUE (t-1, t-2, t-3 y t-4), donde se observa una influencia mayor del cuarto parámetro ($\phi_4 = 0.6148$), en tanto que, en los primeros tres ϕ_k ($\phi_1 = 0.1709$, $\phi_2 = -0.2041$ y $\phi_3 = 0.1015$) disminuye.

El ajuste entre las series de CPUE observada y estimada agrupadas semestralmente, resultó pobre (Fig. 6), a pesar de esto la serie estimada modela el comportamiento de la serie observada, lo que resulta práctico para los propósitos del modelo, aun cuando la serie es corta. El modelo identificado estimó la tendencia pasada de la pesquería, y da seguridad sobre el pronóstico que se generó. El análisis del comportamiento de la FAC sacada de la serie residual, obtenida del modelo ARIMA (2 0 0), nos indica que esta serie es "ruido blanco", ya que se obtuvo un comportamiento de toda la función fluctuante dentro de los límites de su error estandar ($EE(r_k)=0.353$) sacado de la fórmula de Quenouille (Fig. 8), debido a esto, en base al criterio descrito por Box-Jenkins (1976), se clasificó al modelo ajustado como bueno. Lelevier

(1982) y Lelevier y Peña (1983) utilizaron el mismo criterio para comprobar que sus modelos ARIMA eran los adecuados.

Es necesario hacer incapie que en este trabajo se utilizo una tecnica predictiva práctica y de manejo relativamente fácil, en la cual entra en juego una sola variable de fácil acceso como lo es la captura por unidad de esfuerzo (CPUE), por lo que se tomo como otro indicativo favorable sobre el modelo ARIMA (2 0 0) ajustado, el hecho de que la serie semestral de CPUE observada caiga, dentro de los límites de confianza al 95 por ciento de la serie estimada (Tabla V). Esto valida más la tendencia de las estimaciones y de los pronósticos que la precisión de los mismos.

El resultado del ajuste entre las series CPUE observada y estimada agrupadas trimestralmente (Fig. 12), resultó mejor que el caso anterior ((ARIMA(2 0 0)), lo cual se refleja en el coeficiente de determinación $R^2=0.33$ para la serie semestral y de 0.43 para la serie trimestral. En base al criterio usado por Salla (1980), ambos coeficientes R^2 son "bajos", ya que teóricamente R^2 fluctua entre cero y uno, donde un valor de uno es el ajuste o modulación perfecta de una serie de tiempo determinada, sucede exactamente lo contrario para un valor de R^2 igual a cero. Ahora bien, para los fines que persigue este trabajo, que es exclusivamente el pronósticar, no afecta sustancialmente el hecho de tener ambos coeficientes (R^2)

"bajos". Sin embargo, se podría decir que el agrupamiento de la serie en trimestres resultó ligeramente mejor que semestralmente. Esto posiblemente se deba a que nuestra serie trimestral es más larga (56 trimestres) que la serie semestral (36 semestres), motivo por el cual aporta mayor información al modelo. El hecho de haberse obtenido un intervalo que comprende los residuos (ϵ_t) más chicos de la serie residual como moda (Fig. 13), valida la decisión de trabajar un modelo ARIMA (4 0 0). Aunado a estos resultados, se verificó que el comportamiento de los (r_k) de la FAC obtenida de la serie residual, fluctúan dentro del error estandar (Fig. 14). Se identificó a la serie residual del modelo ARIMA (4 0 0) como "ruido blanco", esto último, en base a que la diferencia entre el onceavo (r_k) y el error estandar $EE(r_k)$ no es significativa.

Es importante hacer notar el desfase que se presenta en ambas series estimadas a través de los modelos tipo ARIMA ajustados, ARIMA (2 0 0) para la serie semestral y ARIMA (4 0 0) para la serie trimestral. el cual es de la magnitud del orden de la parte autoregresiva del modelo, es decir la serie semestral estimada se desfasa en dos tiempos (semestres) hacia adelante (Fig. 6), en tanto que para la serie trimestral se desfasa cuatro tiempos (trimestres) hacia adelante (Fig. 12). Este comportamiento desfasado de la serie estimada con respecto a la serie observada tal vez se daba al manejo de la información, y se ha presentado en otros trabajos sobre

anchoveta como los realizados por Lelevier (1982), Lelevier y Peña (1983) y García et al. (1986), y dicho desfase se presentó de la magnitud del orden de la parte autoregresiva (AR) de los modelos ARIMA identificados por dichos autores, en los cuales se forzó el ajuste del modelo. También se observaron en trabajos de otras áreas como los desarrollados por Neil y Drake, (1987) y Harry (1984). En los que pese a estos desfases, los cuales podrían introducir "ruido" en las predicciones, se han logrado pronósticos prácticos para el manejo de la pesquería de la anchoveta. Es por lo anterior que se descartó la posibilidad de tomar estos desfases, como un indicador en la evaluación de los modelos aquí identificados.

El punto a tratar en este aspecto involucra determinar que tanto ruido ejerce sobre la serie residual obtenida a través del modelo ARIMA (2 0 0), así como el ARIMA (4 0 0) si dichas series son puestas en fase. En el caso de la serie semestral, su FAC presenta un comportamiento fluctuante en ocasiones más allá de sus límites del error estandar ($EE(r_k)$), de manera similar se presenta al trabajar la serie trimestral (residual) en fase, de esta manera se obtuvo un comportamiento estadístico, contrario a lo esperado en ambas series. También se observó una distribución de frecuencias residuales en ambas series no tan buenas como las nodas cercanas a cero encontradas en las series desfasadas. Es por esto que se optó por no mover las series estimadas

En lo que respecta a los pronósticos semestrales realizados para 1989, éstos se apegaron bastante bien a la realidad y con límites de confianza aceptables (Tabla VIII y Fig. 9) en base a los pocos datos pronosticados, no se aplicaron pruebas de verificación estadística. En lo correspondiente a los cuatro pronósticos trimestrales, realizados para la temporada de pesca 1989, estos describieron a la CPUE observada en los cuatro trimestres de 1989, con los cuales se alcanzó un "coeficiente de determinación" alto $R^2 = 0.96$ (Tabla X).

La variable utilizada de captura por unidad de esfuerzo (CPUE) es una medida de la abundancia relativa de la población (en este caso anchoveta). En otras palabras, describe la tendencia de la pesquería. Esta variable CPUE también representa la eficiencia de la pesca, es decir, que tan fácil ó difícil fue o será encontrar el recurso. El modelo autoregresivo tipo ARIMA ajustado en este trabajo (ARIMA (2 0 0)) para la serie semestral nos describe una disponibilidad del recurso anchoveta para el primer semestre (enero-junio de 1989) y para el segundo semestre (julio-diciembre de 1989) muy similar a las CPUE registradas previamente en semestres anteriores, se obtuvo un comportamiento parecido con los pronósticos trimestrales realizadas con el modelo ARIMA (4 0 0). A partir de esto y en base a la premisa sobre la cual trabajan los métodos proyectivos, se asumió que en la temporada

de pesca de anchoveta 1989, no existieron cambios drásticos en las variables de entrada (temperatura, surgencia, entre otras) que afectan directamente a la pesquería de este recurso. Dicha premisa considera que las características de las variaciones de los fenómenos, ocurrirán en el futuro de la misma forma que en el pasado, si tal premisa no se cumple el método no será útil en la práctica.

En lo referente a los pronósticos de CPUE para los tres primeros meses de 1979 realizados por Lelevier (1982) a través de un modelo ARIMA (1 1 0), quien analizó el período de pesca de anchoveta que comprende los años de 1972 a 1978, reflejaba capturas bajas para esos meses (enero, febrero y marzo de 1979), lo que concuerda con las capturas observadas para esas fechas, las cuales cubrieron el 0.77 por ciento de la captura total para 1979 que fue de 192,476 ton. métricas. Escudero (1984), ajustó un modelo ARIMA (2 0 0) al período de pesca de 1972-1983 y pronosticó una baja disponibilidad del recurso anchoveta para los cuatro trimestres de la temporada de pesca (marzo-mayo, junio-agosto y septiembre-noviembre de 1984 y diciembre-febrero de 1984-1985), lo que concuerda sólo con el primer trimestre observado (marzo-mayo de 1984), en el caso del segundo trimestre observado (junio-agosto de 1984) difiere con el pronóstico, ya que alcanzaron capturas altas en relación a los trimestres anteriores. García et al. (1986), ajustó un modelo ARIMA (1 1 0) para el período 1972-1984 y agrupó los trimestres

de la misma manera que Escudero (1984), y pronosticó una baja disponibilidad del recurso en el trimestre (marzo-mayo de 1985), lo que no concuerda con las capturas observadas para ese trimestre (36,391 t.m. que cubren el 30.2 por ciento de la captura anual, sin diferir de su nivel promedio). Por todo lo anterior se podrá considerar la utilidad práctica de los modelos ARIMA en el manejo a corto plazo de la pesquería de la anchoveta.

5. - CONCLUSIONES

- El modelo autoregresivo tipo ARIMA (2 0 0), se identifico como el más adecuado en el caso de la serie de CPUE semestral.

- y, en base a la información contenida en la serie de CPUE trimestral se identifico un modelo autorgresivo tipo ARIMA (4 0 0).

- Los pronósticos obtenidos para la temporada de pesca 1989, a través del modelo ARIMA (2 0 0) es de 141.01 t.m para el primer semestre y de 150.54 t.m para el segundo semestre.

- Los pronósticos obtenidos en los cuatro trimestres de 1989, a través del modelo ARIMA (4 0 0) es de 19.26, 115.16, 176.91 y 97.05 t.m. respectivamente.

- La confiabilidad de los pronósticos obtenidos a través de estos modelos tipo ARIMA disminuye conforme aumenta el numero de proyecciones.

- La disponibilidad del recurso anchoveta para la zona de pesca del noroeste mexicano, para la temporada de pesca 1989 no varió drásticamente, con respecto a las temporadas previas.

6.- Literatura Citada

- Box, G.E.P. and M. Jenkins., 1976. *Time Series Analysis Forecasting and Control*. Holden-Day. San Francisco. 575 pp.
- Díaz de León, A.J., 1983. *Poder de Pesca y Normalización del Esfuerzo Pesquero en la Flota Anchovetera de Ensenada, Baja California, México en 1981*. Tesis Prof. UABC. Esc. Sup. Ciencias Marinas, Ensenada, B.C. 35 pp.
- Escudero, D.M., 1984. *Estudio de la Pesquería de Anchoveta *Engraulis mordax*, en aguas mexicanas*. Instituto de Ciencias del Mar y Limnología. Tesis de Maestría, UNAM. 75 pp.
- Fuller, W.A., 1976. *Introduction to Statical Time series*. Ed. John Wiley and Sons. 470 pp.
- García, F.W, V.A. Cota, M.A. Barrera, L. Figueroa, B. Lucvano, G. Granados., 1986. *Resumen de la temporada de pesca comercial de anchoveta de 1984*. *Contribuciones Biológicas y Tecnológicas-Pesqueras*. CRIP. Ensenada B.C, México, 1:77-89.
- García, F.W, V.W. Flores, M.A. Barrera, V.A. Cota, y J. Villanueva., 1988. *Boletín Anual Temporada 1987*. Documento Técnico, CRIP, Canaipes-

- Delegación, B.C. 12 pp.
- García, F.W., V.A. Cota, y M.A. Barrera., 1989. Boletín Anual Temporada 1989. Documento Técnico, CRIP. Cancún-Delegación, B.C. 18 pp.
- Gilchrist, W., 1976. *Statistical Forecasting*. J. Wiley y Sons. 308 pp.
- Hammann, M.B., 1989. Range Extension and Commercial Capture of the Northern Anchovy, *Engraulis mordax* Girard, in the Gulf of California, México. Reprint from. Calif. Fish and Game. 75(1): 49-53.
- Harry, R.V., 1984. *Time Series and Forecasting with IDA*. Mc Graw Hill. p. 8-1 a 8-33.
- Kasuga, E. y E. Castellanos., 1975. *Compilación de Bibliografía Sobre la Biología y Pesquería de la Anchoveta *Engraulis mordax* Girard 1957*. Instituto Nacional de Pesca, México. 29 pp.
- Lelevier, G.A., 1982. *La Captura por Unidad de Esfuerzo de la Pesquería de Anchoveta Norteña *Engraulis mordax* Durante las Temporadas de Pesca de 1972-1978*. Tesis. Prof. FCM. UABC. Ensenada B.C, 24 pp.
- Lelevier, G.A. y P. Peña., 1983. *Pronóstico pesquero de corto plazo utilizando un modelo autoregresivo tipo ARIMA (Box-Jenkins), la*

- pesquería de anchoveta norocea *Engraulis mordax* m. un ejemplo. *Ciencias Marinas* 9(2):7-17, 1984.
- Mendelsohn, R., 1980. Using Box-Jenkins models to forecasting fishery dynamics: Identification, Estimation and Checking. *Fishery Bulletin*. 78(4): 887-896.
- Neil, I.K. and J.J. Drake., 1987. Process oriented estimation of suspended sediment concentration. *Water Resources Bulletin*. 23(6):1017-1025.
- Pandit, S.M y S.M. Wu., 1983. *Time Series and System Analysis with Application*. J. Wileys. 586 pp.
- Ponce, D.J., 1988. *Análisis de la Flota Sardinera-Anchovetera del Noroeste de México*. Tesis Prof. UABC. INF. 41 pp.
- Programa de Investigación y Fomento Pesquero México/PNUD/FAO., 1974. Estudio Sobre el Desarrollo de la Pesquería de Anchoveta en Baja California. En: *Contribuciones al Estudio de las Pesquerías de México*, CEPM 7: 88 pp.
- Saila, S.B., M. Wigbut and R.J. Lermit., 1980. Comparison of some time series models for the analysis

- of fisheries., *J. Cons. Int. Exper. Mar.*
39(1):44-52.
- SePes., 1987. *Captura. Anuario Estadístico de Pesca.*
México. p. 77-80.
- Villamar, A. y Colaboradores., 1979. *Análisis y propuesta
Nacional Sobre la Administración de la
pesquería de la anchoveta.* Documento interno.
Dpto. de Pesca. Dirección General del Inst. Nal.
de Pesca, Programa Anchoveta. 224 pp.
- Yanez, R.E y J.L. Maritano., 1983. *Análisis histórico
(1971-1980) de la pesquería pelágica de la
zona norte de Chile (18° 20'S-24° 00'S) y
estimación del estado de los recursos explotados*
Análisis de Pesquerías Chilenas. U.A.V.,
Valparaíso Chile. p 162-177.
- Zar, J.H., 1984. *Biostatistical Analysis. Second Edition,*
Prentice-Hall. Englewood. 718 pp.