

# TASA DE PARO EN LA PROVINCIA DE VALLADOLID

*M<sup>ª</sup> Rosa Arranz Sombría  
David Pérez Román*

**RESUMEN.**—En este trabajo, analizamos la evolución de la tasa de paro en a provinica de Valladolid con objeto de realizar predicciones sobre su comportamiento futuro a corto plazo.

Dada la diferente incidencia del paro en los distintos sectores productivos, realizamos el estudio a nivel global y desglosado por sectores.

Para obtener los modelos adecuados y las correspondientes predicciones, hemos utilizado las técnicas de modelización ARIMA.

## 1. INTRODUCCION

Uno de los problemas que más preocupa a la sociedad española en la actualidad es la elevada cifra de parados que se registra, junto con el crecimiento que ha experimentado en los últimos meses. A nivel nacional, la tasa de paro registrada en el cuarto trimestre de 1993 fue del 23.9 % según datos publicados por la Encuesta de Población Activa (EPA). Esta cifra, que en términos absolutos es muy elevada, resulta aún mayor si se compara con las tasas de paro existentes en la Comunidad Económica Europea (más del doble para España). Para la provincia de Valladolid, este dato se eleva hasta el 24,14 %.

El objetivo de este trabajo es analizar la evolución de la tasa de paro para la provincia de Valladolid y realizar predicciones sobre su comportamiento futuro a corto plazo.

Puesto que la incidencia del paro no es igual en todos los sectores productivos, hemos realizado el estudio teniendo en cuenta estas diferencias y hemos considerado series desglosadas por sectores. Además, hemos realizado predicciones a nivel global de la tasa de paro en Valladolid y en España para hacer un estudio comparativo.

La fuente de información utilizada ha sido la Encuesta de Población Activa y para obtener los modelos adecuados y las correspondientes predicciones se ha empleado la modelización ARIMA.

## 2. MODELOS Y PREDICCIONES

La evolución de la tasa de paro en la provincia de Valladolid, tiene una estructura similar a la tasa de paro nacional en cuanto a la tendencia general de los datos; sin embargo, la correspondiente a Valladolid, presenta mayores oscilaciones con un comportamiento menos suave que aquella.

Asimismo, las series correspondientes a las tasas de paro en los diferentes sectores productivos tienen también sus particularidades. Aunque todas ellas presentan un fuerte aumento en los años 1984-86 y descenso en 1990-91; los niveles de paro son distintos de unas actividades a otras. Por ejemplo, para el último trimestre de 1993 las tasas de paro son 13.51 % en la construcción, 7.43 % en agricultura, 14.08 % en industria, y 11.91 % en el sector servicios.

Estas diferencias existentes en las tasas de paro de los distintos sectores, nos han llevado a realizar el estudio de forma separada. Además, hemos analizado también la evolución de la tasa de paro global de Valladolid y la nacional para comparar los resultados.

Para el trabajo hemos utilizado datos trimestrales procedentes de la EPA desde 1976 3<sup>er</sup> trimestre, hasta 1993, 4<sup>o</sup> trimestre, lo que ha generado series de 70 datos. Para obtener predicciones sobre la evolución de la tasa de paro, hemos utilizado las técnicas de modelización ARIMA.

Hemos dividido el trabajo en dos partes. En la primera explicamos la obtención de los modelos de la tasa de paro nacional (TPN) y la tasa de paro de Valladolid (TPV) con sus correspondientes predicciones. En la segunda, exponemos únicamente los modelos y las predicciones para las series de la tasa de paro de los distintos sectores productivos. Omitimos su desarrollo completo pues es similar al realizado para la serie TPV.

Las estimaciones de los modelos han sido realizadas utilizando el programa ITSM (Interactive Time Series Modelling).

### A) TASA DE PARO GLOBAL

Analizaremos en primer lugar la modelización de la tasa de paro a nivel nacional. En la figura 1 aparece representada la evolución de dicha serie. Se aprecia claramente que no es estacionaria en media. Observando los primeros datos, podríamos pensar en la existencia de tendencia lineal, sin embargo, la segunda parte de la serie sugiere con más fuerza tendencia cuadrática. El análisis de la función de correlación (figura 2) confirma al menos una tendencia lineal. Con objeto de hacer la serie estacionaria, hacemos una diferencia de orden uno.

La serie diferenciada  $(1 - B) TPN^1$  que aparece en la figura 3 no corresponde todavía a un proceso estacionario. Esto confirma nuestra primera impresión de tendencia cuadrática. Diferenciamos de nuevo y en la figura 4 podemos observar que la nueva serie  $(1 - B)^2 TPN$  es ya estacionaria en media.

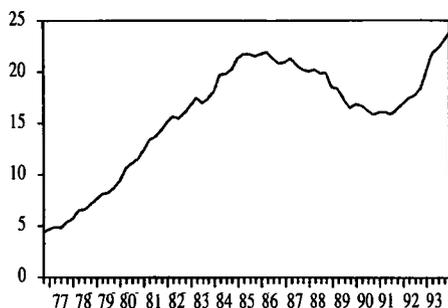


FIG. 1. TPN.

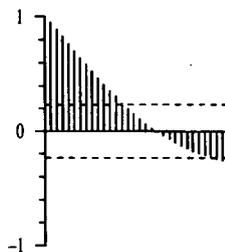


FIG. 2. Función de correlación de la serie TPN.

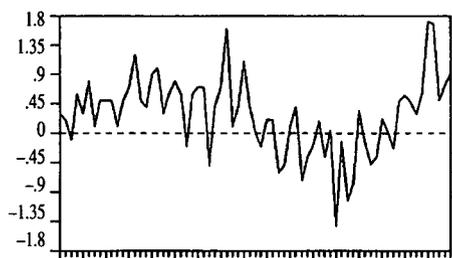


FIG. 3.  $(1 - B) TPN$ .

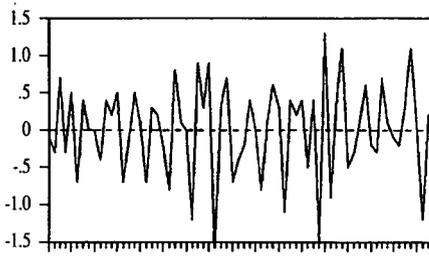


FIG. 4.  $(1 - B)^2 TPN$ .

Observamos la función de correlación de  $(1 - B)^2 TPN$  (figura 5), vemos que las correlaciones correspondientes a los retardos 4, 8, 12... son muy significativos y no tienden a cero; esto pone en evidencia la presencia de una componente estacional.

Hacemos por tanto una diferencia de orden cuatro (datos trimestrales) con el objeto de hacer la serie estacionaria. En la figura 6 aparece representada la serie resultante  $(1 - B)^4 (1 - B)^2 TPN$  que puede corresponder ya a un proceso estacionario.

Para la identificación de la estructura ARMA adecuada, hemos utilizado la serie con media cero a la que denotaremos por  $X_t$ .

El análisis de la función de correlación simple (figura 7a) sugiere un modelo multiplicativo  $(0, 0, 1) \times (0, 0, 1)_4$  pues el cuarto retardo es muy significativo y el tercero y el quinto pueden reflejar las interacciones de la parte regular; podemos identificar también un modelo multiplicativo del

1  $B$  es el operador diferencia  $BX_t = X_{t-1}$ .

tipo  $(1, 0, 1) \times (0, 0, 1)_4$  para recoger la importancia de los primeros retardos en ambas funciones.

De la función de correlación parcial (figura 7b), podemos deducir también estructuras AR(8) o AR(4); sin embargo, las estimaciones de los modelos correspondientes no resultaron nada satisfactorias pues aparecen en ambos, residuos muy significativos que no se comportan como un ruido blanco.

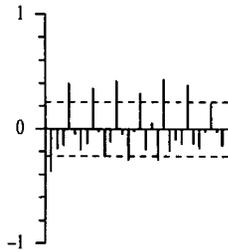


FIG. 5. Función de correlación de la serie  $(1 - B)^2$  TPN.

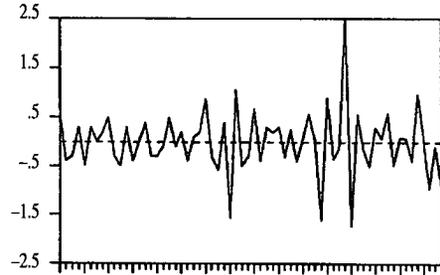


FIG. 6.  $(1 - B^4)(1 - B)^2$  TPN.

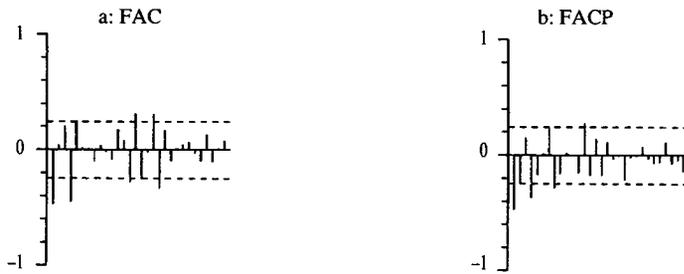


FIG. 7. Funciones de correlación de la serie  $(1 - B^4)(1 - B)^2$  TPN.

En cuanto a las estructuras anteriormente mencionadas, los modelos estimados son:

- $(1 + .187)X_t = (1 - .317B)(1 - .852B^4)Z_t$   
 $\text{BIC} = -503.9901 \quad \text{AICC} = -502.9371$
- $X_t = (1 - .466B)(1 - .831B)^4Z_t$   
 $\text{BIC} = -506.6730 \quad \text{AICC} = -504.7411$

Los residuos obtenidos para ambos modelos son similares aunque para los primeros retardos son más pequeños los del segundo modelo, además los estadísticos<sup>2</sup> BIC y AICC son algo menores y el segundo modelo es más sencillo.

2 AIC: criterio de Akaike. AICC: criterio de Akaike corregido. BIC: modificación bayesiana del AIC. Ver Brockell, P. J. y Davis, R. A. (1991a), p. 304.

La figura 8 muestra las funciones de correlación de los residuos para el segundo modelo. No se aprecia ninguna correlación significativa entre ellos y además pasan todos los tests de aleatoriedad aplicados; por ello, concluimos que el modelo es adecuado y es el elegido para realizar las predicciones que aparecen en la tabla 1.

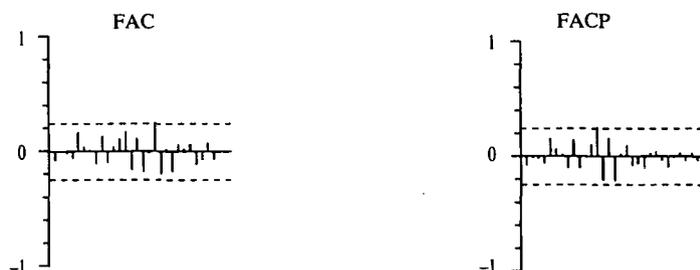


FIG. 8. Funciones de correlación de los residuos.

TABLA 1. Predicciones de la tasa de paro nacional.

Datos Trim.	Lím. inf. 95 % conf.	Predicción	Lím. sup. 95 % conf.
71	24.92	24.93	24.94
72	25.20	25.21	25.23
73	25.74	25.76	25.78
74	26.55	26.59	26.62
75	27.38	27.42	27.47
76	27.45	27.51	27.56
77	27.77	27.84	27.90
78	28.36	28.44	28.52

Estudiamos ahora la tasa de paro en la provincia de Valladolid. En la figura 9 aparece la serie TPV y su función de correlación. La tendencia lineal que se observa en ella, es confirmada por el lento decaimiento de su función de correlación, lo que nos ha llevado a realizar una diferencia de orden uno.

Dado el carácter trimestral de los datos y la función de correlación de  $(1 - B)TPV$  que aparece en la figura 10, nos hemos inclinado a realizar una diferencia estacional pues aunque los retardos 4,8,12, no son claramente significativos se mantienen aproximadamente en el mismo valor.

En la figura 11 aparece la serie  $(1 - B^4)(1 - B)TPV$ . Puesto que estamos trabajando con la tasa de paro provincial, pensamos que podría tener una estructura similar a la tasa de paro nacional. Por ello, intentamos ajustar un modelo a  $(1 - B^4)(1 - B)^2TPV$  pensando en la necesidad de diferenciar dos veces. Sin embargo, los resultados obtenidos en esta línea no fueron nada satisfactorios y por tanto nos inclinamos por la serie con una única diferencia  $(1 - B^4)(1 - B)TPV$ .

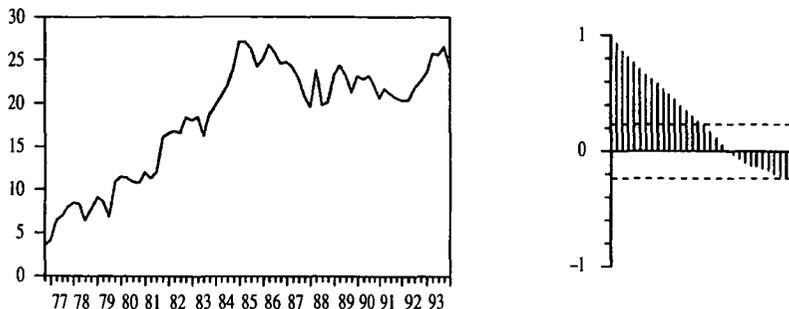
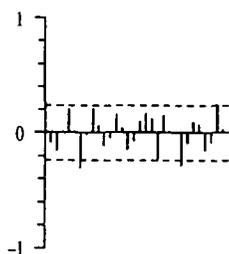
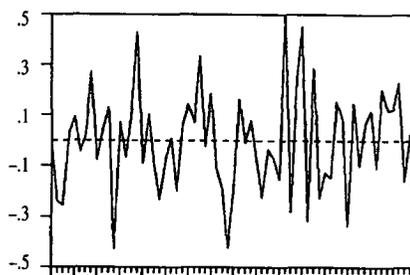


FIG. 9. Serie TPV y su función de correlación.

FIG. 10. Función de correlación de la serie  $(1 - B)$  TPV.FIG. 11.  $(1 - B^4)(1 - B)$  TPV.

Al igual que en el estudio de la serie TPN, llamaremos  $X_t$  a la serie con media cero. Del estudio de la función de correlación parcial (figura 12b) de  $X_t$ , podemos identificar claramente una estructura AR(4) y a través de su función de correlación (figura 12a) una estructura MA(4).

En cuanto a las estimaciones de los modelos, en ambos casos obtuvimos residuos de comportamiento satisfactorio. No obstante, hemos elegido la estructura AR(4) como adecuada puesto que en el caso MA(4), el polinomio en  $B$  resultante, tenía ceros próximos a uno, con lo cual podíamos correr el riesgo de utilizar un modelo no invertible.

En la figura 13 podemos ver las funciones de correlación de los residuos para el modelo seleccionado:

$$\begin{aligned} & \bullet (1 + .488B^4)X_t = Z_t \\ & \text{BIC} = -337.2069 \quad \text{AICC} = -335.9361 \end{aligned}$$

y en la tabla 2 las predicciones obtenidas a partir de él, para la tasa de paro en Valladolid.

A la vista de las predicciones obtenidas para ambas series, podemos observar que persiste la tendencia creciente en las dos series, resultado poco esperanzador pero previsible dados los históricos de las series. Los resultados a nivel nacional son realmente pesimistas pues auguran una tasa

de paro en torno al 28,5 % para finales de 1995, si bien, la serie no recoge el posible cambio de tendencia que aparece en los primeros meses del año, debido posiblemente a la nueva ley de contratación laboral, así como al cambio en la evolución del PIB.

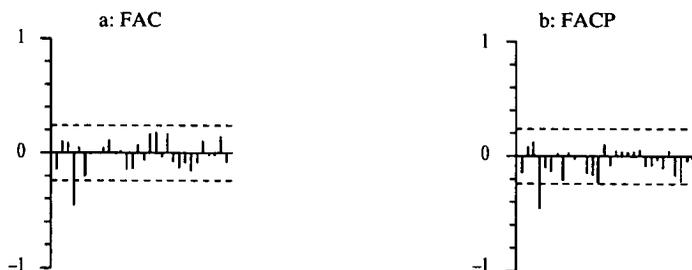


FIG. 12. Funciones de correlación de la serie  $(1 - B^4) (1 - B) TPN$ .

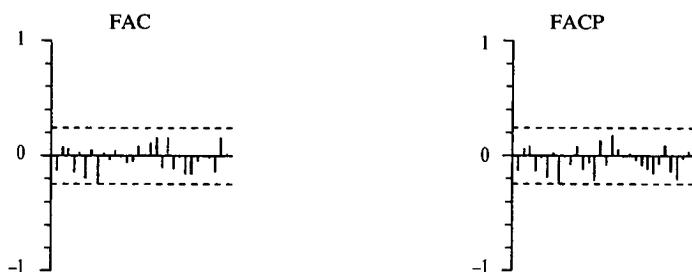


FIG. 7. Funciones de correlación de los residuos.

TABLA 2. *Predicciones de la tasa de paro en Valladolid.*

Datos Trim.	Lím. inf. 95 % conf.	Predicción	Lím. sup. 95 % conf.
71	25.21	25.25	25.28
72	25.69	25.74	25.79
73	26.45	26.51	26.57
74	25.58	25.65	25.72
75	27.17	27.26	27.34
76	27.23	27.33	27.43
77	28.00	28.11	28.23
78	26.27	26.40	26.52

En la provincia de Valladolid, se mantiene la línea irregular de la serie y las predicciones son algo más optimistas con unas cifras más elevadas para los primeros meses pero que van disminuyendo al finalizar el año (26.4 % en el 4º trimestre de 1995).

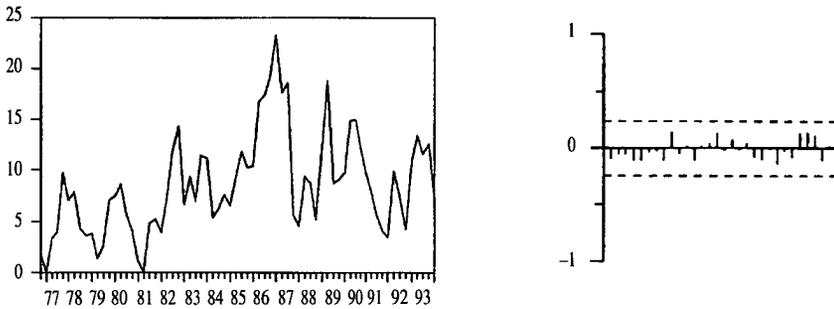
**B) TASA DE PARO SECTORIAL**

En esta parte del trabajo, exponemos los modelos y las predicciones de las tasas de paro en Valladolid para los distintos sectores productivos. Asimismo, presentamos la función de correlación de los residuos para los modelos seleccionados.

Notemos que estas tasas, se mueven en unos niveles distintos a la tasa de paro global. Esto se debe a que el total de la población activa aparece dividida (según los datos de la EPA utilizados) en activos de agricultura, industria, servicios, construcción y no clasificables; constituyendo estos últimos un porcentaje muy elevado del total de los parados (prácticamente la totalidad de activos no clasificables son parados el último trimestre de 1993). Por esta razón, la relación parados/activos en cada sector se ve favorecida haciendo descender la tasa de paro.

Por otra parte, el modelizar cada serie por separado, nos va a permitir obtener unas predicciones más específicas en cada uno de los sectores considerados.

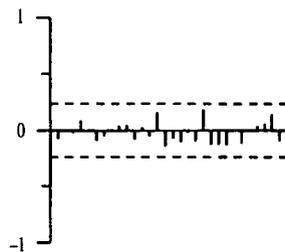
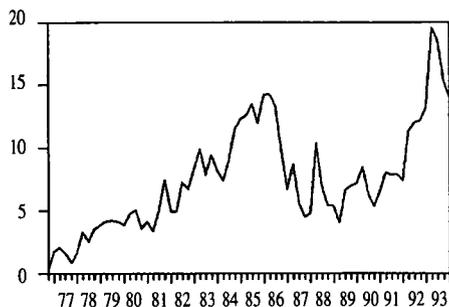
*Tasa de paro agrícola.*  
 Modelo ARIMA:  $(1 + .761B^4 + .459B^8)(1 - B)X_t = -.0017 + Z_t$   
 BIC = -222.2663    AICC = -221.1715



Datos Trim.	Lím. inf. 95 % conf.	Predicción	Lím. sup. 95 % conf.
71	8.70	8.79	8.87
72	6.02	6.13	6.24
73	4.27	4.41	4.55
74	4.26	4.42	4.58
75	7.97	8.16	8.35
76	5.19	5.40	5.61

Tasa de paro industrial.

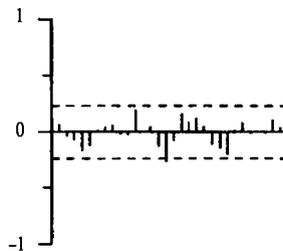
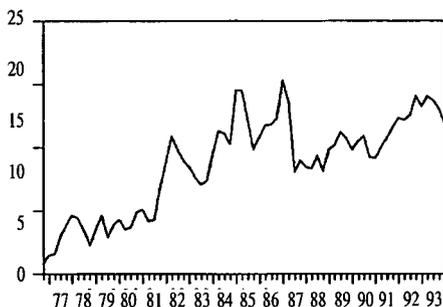
Modelo ARIMA:  $(1 + .194B^2 + .327B^{10})(1 - B)X_t = -.00199 + Z_t$   
 BIC = -360.1794 AICC = -358.1295



Datos Trim.	Lím. inf. 95 % conf.	Predicción	Lím. sup. 95 % conf.
71	14.96	15.00	15.03
72	15.65	15.70	15.75
73	14.48	14.54	14.59
74	14.43	14.49	14.55
75	14.91	14.97	15.04
76	14.89	14.96	15.04

Tasa de paro en el sector servicios.

Modelo ARIMA:  $(1 + .288B^2 + .208B^6)(1 - B)X_t = -.0016 + Z_t$   
 BIC = -397.8230 AICC = -396.3346

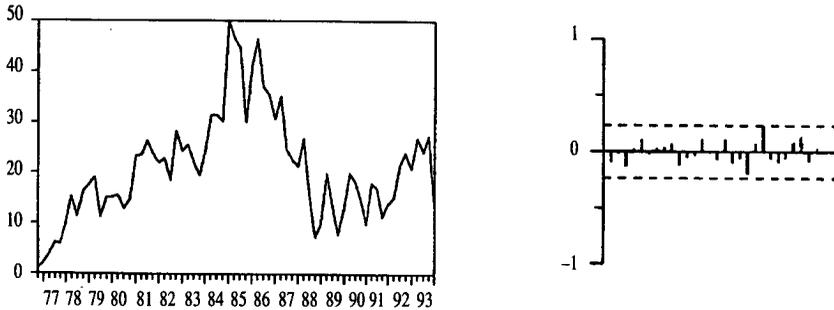


Datos Trim.	Lím. inf. 95 % conf.	Predicción	Lím. sup. 95 % conf.
71	12.00	12.03	12.05
72	12.73	12.77	12.80
73	12.77	12.81	12.85
74	12.86	12.90	12.95
75	13.22	13.27	13.32
76	13.67	13.72	13.77

*Tasa de paro en la construcción*

$$\text{Modelo ARIMA: } (1 + .761B + .309B^6)(1 - B)X_t = -.00182 + Z_t$$

$$\text{BIC} = -208.6649 \quad \text{AICC} = -208.4453$$



Datos Trim.	Lím. inf. 95 % conf.	Predicción	Lím. sup. 95 % conf.
71	16.07	16.16	16.26
72	16.21	16.34	16.47
73	15.22	15.38	15.54
74	12.21	12.39	12.57
75	12.43	12.65	12.86
76	17.46	17.71	17.95

### 3. CONCLUSIONES

En el análisis de las tasas de paro globales, podemos observar que persiste la tendencia creciente en ambas series. No obstante, las predicciones de la tasa de paro provincial presenta mayores oscilaciones que las correspondientes a la tasa de paro nacional como ocurría anteriormente.

En cuanto a las predicciones obtenidas para las tasas de paro sectoriales, vemos que existen marcadas diferencias de unas a otras. Mientras que en el sector industrial la tasa de paro permanece prácticamente constante en un nivel del 15 %, en la agricultura se produce un notable descenso; en el sector servicios por el contrario, un aumento de casi un 2 % y en la construcción un descenso continuado interrumpido por un brusco aumento de la tasa de paro en la última predicción reflejada en las tablas que lo eleva de nuevo hasta el 17 %.

Por último, como ya mencionamos anteriormente, las diferencias de los niveles en los que se mueven las tasas de paro sectoriales con relación a la provincial, nos lleva a concluir que la mayor parte de los parados van a seguir concentrándose dentro de los no clasificables.

BIBLIOGRAFIA

- Brockell, P. J. y Davis, R. A. (1991a): *Times Series. Theory and Methods*. Springer-Verlag.
- Brockell, P. J. y Davis, R. A. (1991b): *ITSM. An Interactive Time Series Modeling Package for the PC*. Springer-Verlag.
- Box, G. E. P. y Jenkins, G. M. (1970): *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. Holden-Day. San Francisco.
- España, A. y Cancelo, J. R. (1993): *Métodos Cuantitativos para el Análisis de la Coyuntura Económica*. Alianza Economía.
- Otero, J. M. (1993): *Econometría. Series temporales y predicción*. AC.
- Peña, D. (1979): «Interacción en la identificación de modelos ARMA univariantes». *Cuadernos Económicos del I.C.E.*, nº 11-12.