PARQUEDAD EN LA PARAMETRIZACION Y OMISION DE FACTORES: EL MODELO DE LAS LINEAS AEREAS Y LAS HIPOTESIS DEL CENSUS X-11

A. Espasa
R. Galián

Banco de España. Servicio de Estudios
Documento de Trabajo n.º 8516

El Banco de España al publicar esta serie pretende facilitar la difusión de estudios de interés que contribuyan al mejor conocimiento de la economía española.

Los análisis, opiniones y conclusiones de estas investigaciones representan las ideas de los autores, con las que no necesariamente coincide el Banco de España.

ISBN: 84-505-6468-9

Depósito legal: M. 29461-1987

Imprenta del Banco de España

Resumen.

Box y Jenkins proponen el denominado modelo de las "líneas aéreas" (AL) como un modelo prototipo para las series temporales mensuales. Además, varios autores han tratado de identificar el tipo de modelo ARIMA para el cual el método X-11 es apropiado, y tales autores han encontrado que dicho modelo es: $\Delta\Delta_{12}\ X_t=\psi(L)a_t$, (CX), donde $\psi(L)$ es un polinomio de orden 14, 25 ó 26.

En este documento nosostros estudiamos el significado de las diferencias entre AL y CX mediante la aproximación de CX por un modelo más parco en parámetros. El modelo obtenido para aproximar CX es un modelo Arima (1,1,2)(0,1,1) que, para la opción estándar del programa X-11 del Census, se estima como:

$$(1-0'94L)\Delta\Delta_{12}X_t=(1-1'61L+0'89L^2)(1-0'47L^{12})a_t.$$

Nosotros denominamos los modelos ARIMA (1,1,2)(0,1,1) con características similares mediante las siglas ALX.

Las diferencias más notables entre los modelos ALX y AL pueden verse en sus correspondientes funciones de autocorrelación (acf). Estas diferencias consisten en una secuencia de valores positivos decrecientes en los retardos 2 a 10 ($\rho_2\simeq 0'2$) de la función de autocorrelación de los modelos ALX. Con ello se puede ver que estos modelos representan un prototipo de modelos ARIMA que incorporan un factor de estabilidad que está ausente en el modelo AL.

Palabras claves: Modelos ARIMA, Modelos estacionales, Ajuste estacional.

I.- Introdución.

En el libro de Box-Jenkins (1970) el siguiente modelo ARIMA

$$(1-L)(1-L^{12})X_t=(1-\theta_1 L)(1-\theta_{12} L^{12})a_t, \qquad (1)$$

se sugiere como un modelo útil para el análisis de series mensuales estacionales. Esta propuesta se ilustra mediante el ajuste de dicho modelo a una serie de datos referentes a pasajeros de una línea aérea. Autores posteriores han encontrado que (1) es un modelo adecuado para explicar series mensuales y se ha venido a denominar dicho modelo el modelo de las líneas aéreas.

Para series mensuales el método de ajuste estacional X-11 es utilizado universalmente y Cleveland y Tiao (1976) han investigado el tipo de modelos ARIMA para los que el método X-11 es apropiado. Este problema fue afrontado anteriormente por Cleveland (1972) y más recientemente ha sido estudiado por Burridge y Wallis (1984). Estos últimos autores han estudiado no solamente el procedimiento estándar X-11, sino también otros dos que implican filtros de longitud más corta y más larga respectivamente. Nosotros denominaremos estas tres

alternativas de la siguiente forma: X-11(84), X-11(72) y X-11(108) (*).

Los modelos que los estudios que acabamos de mencionar proponen como adecuados para el método X-11 son del siguiente tipo:

$$\Delta\Delta_{12}X_t = \psi(L)a_t, \qquad (2)$$

y los coeficientes de $\psi(L)$ se dan en el cuadro 1(**). Las funciones de autocorrelación correspondientes a los tipos de proceso {W} tales que

$$W_t = \Delta\Delta_{12}X_t = \psi(L)a_t,$$

se dan en el cuadro 2 y en el gráfico 1 para los distintos polinomios $\psi(L)$ del cuadro 1.

La inspección del cuadro 1 y del gráfico 1 sugiere que el modelo (1) puede ser una aproximación de los modelos expresados en (2), porque los coeficientes ψ_j más importantes son el ψ_1 y el ψ_{12}. No obstante, los modelos en el cuadro 1 no son exactamente el modelo (1). En efecto, mirando a las funciones de autocorrelación (acf) de W_t, cuadro 1 y gráfico 1, se observa que difieren en dos aspectos respecto a los coeficientes de la función de autocorrelación del modelo (1). Primero, la acf de (2) tiene valores diferentes de

---

(*) Estas tres alternativas se refieren a filtros simétricos. Burridge y Wallis (1984) también consideran el método X-11 con filtros no simétricos pero, en este documento, nosotros nos ceñimos exclusivamente a casos de filtros simétricos.

(**) Estamos agradecidos al Profesor Wallis por suministrarnos el detalle de los modelos X-11(72) y X-11(108).

Cuadro 1.

$$\psi(L) = 1 + \psi_1 L + \psi_2 L^2 + \ldots + \psi_{26} L^{26}$$

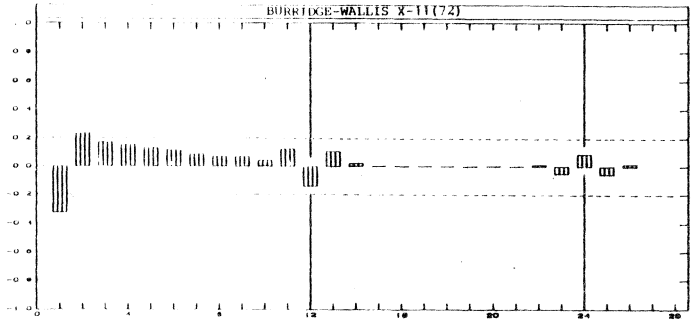
ψ_j	BURRIDGE-WALLIS X-11(72)	BURRIDGE-WALLIS X-11(108)	BURRIDGE-WALLIS X-11(84)	CLEVELAND X-11	CLEVELAND-TIAO X-11
ψ_0	1'000	1'000	1'000	1'000	1'000
ψ_1	-0'681	-0'663	-0'67	-0'23	-0'337
ψ_2	0'317	0'272	0'29	0'25	0'144
ψ_3	0'220	0'232	0'23	0'22	0'141
ψ_4	0'205	0'226	0'22	0'22	0'139
ψ_5	0'195	0'222	0'21	0'22	0'136
ψ_6	0'185	0'218	0'20	0'22	0'131
ψ_7	0'175	0'215	0'20	0'22	0'125
ψ_8	0'165	0'212	0'19	0'22	0'117
ψ_9	0'156	0'210	0'19	0'21	0'106
ψ_{10}	0'112	0'206	0'18	0'20	0'093
ψ_{11}	0'070	0'173	0'12	0'14	0'077
ψ_{12}	-0'106	-0'530	-0'33	-0'55	-0'417
ψ_{13}	0'213	0'656	0'45	0'29	0'232
ψ_{14}	0'044	0'003	0'02	-0'01	-
ψ_{15}	0'002	-	-	-	-
ψ_{16}	0'001	-	-	-	-
ψ_{17}	-	-	-	-	-
ψ_{18}	-	-	-	-	-
ψ_{19}	-0'001	-	-	-	-
ψ_{20}	-0'002	-	-	-	-0'001
ψ_{21}	-0'002	-	-	-	-0'003
ψ_{22}	-0'003	-	-	-	-0'004
ψ_{23}	-0'021	-0'007	-0'01	-	-0'006
ψ_{24}	0'087	0'025	0'04	-	0'035
ψ_{25}	-0'085	-0'024	-0'04	-	-0'021
ψ_{26}	0'026	0'007	0'01	-	-

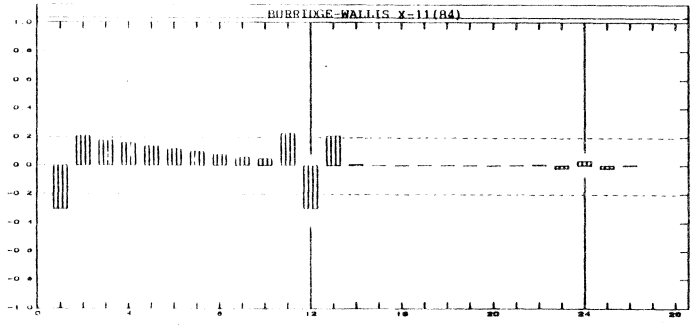
Cuadro 2.

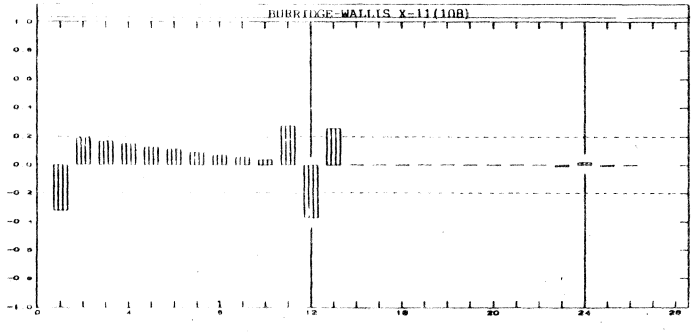
FUNCIONES DE AUTOCORRELACION

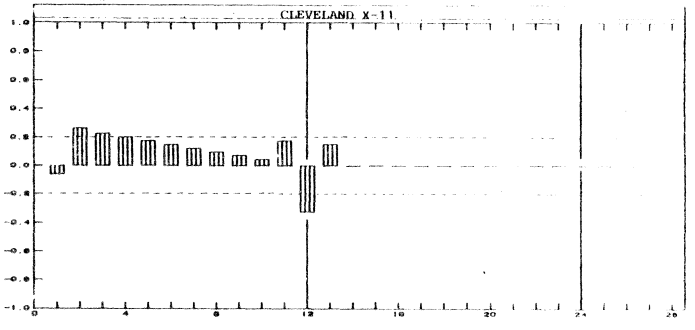
RETARDO	BURRIDGE-WALLIS X-11(72)	BURRIDGE-WALLIS X-11(108)	BURRIDGE-WALLIS X-11(84)	CLEVELAND X-11	CLEVELAND-TIAO X-11
0	1'000	1'000	1'000	1'000	1'000
1	-0'326	-0'323	-0'306	-0'061	-0'250
2	0'234	0'189	0'208	0'266	0'130
3	0'168	0'166	0'178	0'226	0'120
4	0'153	0'150	0'160	0'201	0'110
5	0'134	0'129	0'139	0'175	0'090
6	0'117	0'112	0'117	0'150	0'080
7	0'089	0'093	0'100	0'125	0'070
8	0'072	0'072	0'077	0'100	0'050
9	0'071	0'056	0'060	0'075	0'040
10	0'043	0'040	0'049	0'045	0'030
11	0'125	0'272	0'227	0'178	0'180
12	-0'141	-0'378	-0'300	-0'326	-0'350
13	0'106	0'257	0'209	0'153	0'160
14	0'019	0'001	0'008	-0'004	-
15	0'002	0'001	-	-	-
16	-	0'001	-	-	-
17	0'001	0'001	-	-	-
18	0'002	0'001	-	-	-
19	0'001	0'001	-	-	-
20	0'001	0'001	-	-	-
21	-	0'001	-	-	-
22	0'015	0'001	0'005	-	-
23	-0'054	-0'010	-0'021	-	-0'010
24	0'084	0'016	0'032	-	0'030
25	-0'058	-0'008	-0'021	-	-0'010
26	0'016	-	0'005	-	-

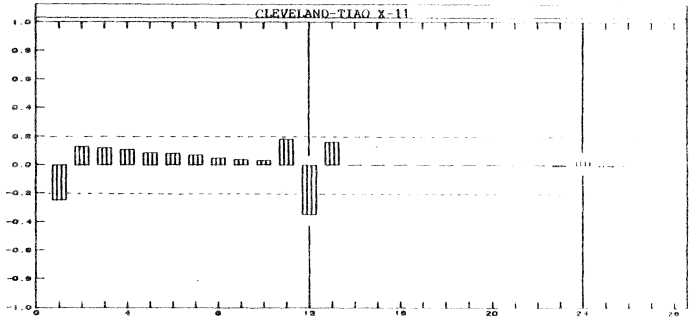
Gráfico 1.


BURRIDGE-WALLIS X-11(72)


BURRIDGE-WALLIS X-11(84)


BURRIDGE-WALLIS X-11(108)


CLEVELAND X-11


CLEVELAND-TIAO X-11

cero en los retardos 2 a 10 y segundo, aunque pudiera casi darse simetría alrededor del retardo 12, la restricción

$$\rho_{11} = \rho_{13} = \rho_1 \cdot \rho_{12},$$

no se cumple.

Lo que nosotros pretendemos en este trabajo es inspeccionar la importancia de la diferencia ente los dos modelos y, si tal diferencia no es trivial, pasar entonces a determinar qué modelo puede tomarse como prototipo más adecuado para explicar series mensuales estacionales. Para estudiar estas diferencias, en el apartado II de este trabajo aproximamos el modelos (2) mediante un modelo más sencillo -modelo (6) del apartado II-. A continuación, las propiedades de (6) y de (1) se comparan y se detectan diferencias importantes en sus correspondientes factores regulares; se propone entonces a (6) como un prototipo más adecuado de modelos. El apartado III se dedica a señalar algunas de las implicaciones de tal resultado.

II.- Un modelo parco en parámetros como base para el método X-11.-

Es importante señalar que, con modelos simples para los componentes tendencial y estacional, los estudios mencionados en el apartado anterior obtienen un modelo global bastante complejo (2)(*). Esto nos puede hacer

---

(*) Todos estos autores buscan un modelo global fijando la parte autoregresiva como $\Delta\Delta_{12}$ y hasta qué punto esta restricción es responsable de la complejidad que se obtiene en el modelo (2) es un punto todavía no estudiado.

sospechar que el modelo (2) puede aproximarse bastante bien mediante modelos ARIMA con un número más reducido de parámetros.

Para modelos del tipo (2) con polinomios Ψ (L), tal como se dan en el cuadro 2, hemos tratado de aproximarlos mediante el modelo (1) y mediante los modelos siguientes:

$$\Delta\Delta_{12}X_t = \frac{(1-\theta_1 L - \theta_2 L^2 - \theta_{12}L^{12} - \theta_{13}L^{13})}{(1-\phi_1 L)} a_t , \qquad (3)$$

$$\Delta\Delta_{12}X_t = \frac{(1-\theta_1 L - \theta_2 L^2 - \theta_{12}L^{12} - \theta_{13}L^{13} - \theta_{14}L^{14})}{(1-\phi_1 L)} a_t . \qquad (4)$$

$$\Delta\Delta_{12} X_t = \frac{(1-\theta_1 L - \theta_2 L^2)(1-\theta_{12}L^{12})}{(1-\phi_1 L)(1-\phi_{12}L^{12})} a_t \qquad y \qquad (5)$$

$$\Delta\Delta_{12} X_t = \frac{(1-\theta_1 L - \theta_2 L^2)(1-\theta_{12}L^{12})}{(1-\phi_1 L)} a_t . \qquad (6)$$

Los modelos (3) a (6) han sido escogidos porque contienen factores suficientes para captar los aspectos esenciales de la función de autocorrelación del modelo (2).

En el proceso de aproximación nosotros hemos desarrollado el filtro ARMA estacionario de los modelos (1) y (3)-(6), en forma de media móvil, $\Psi^*(L)=1+\Psi^*_1 L+\Psi^*_2 L+\ldots+\Psi^*_n L^n$,

y hemos estimado los parámetros del filtro ARMA dado tal que la suma de cuadrados

$$\sum_{j=1}^{n} (\psi_j - \psi_j^*)^2, \qquad (7)$$

sea mínima, en donde ψ_j son los coeficientes del correspondiente polinomio $\psi(L)$ del cuadro 1. En el proceso de minimización hemos experimentado con n = 15 y n = 40.

La raíz cuadrada de la media de los cuadrados de los errores de estas estimaciones se da en el cuadro 3. Los resultados que se infieren de dicho cuadro se pueden resumir de la siguiente forma:

1.- El filtro peor en la aproximación es MA(1)(12), seguido por el filtro aditivo incompleto AR(1) MA(1, 2, 12, 13)(*). No obstante, para el modelo X-11 propuesto por Cleveland-Tiao, la aproximación MA(1)(12) es mejor que para los otros modelos.

2.- En todos los casos excepto Cleveland X-11, la mejor aproximación se obtiene mediante el filtro multiplicativo AR(1)(12) MA(1, 2)(12). Pero el parámetro ϕ_{12} tiene un valor próximo a cero.

(*) Nosotros representamos los filtros ARMA mediante AR( )( ) MA( )( ), poniendo en los primeros paréntesis después de las siglas AR y MA las potencias distintas de cero del operador L para las que los polinomios en L tienen coeficientes distintos de cero. En el segundo paréntesis ponemos las correspondientes potencias de L en el polinomio sobre L^{12}.

Cuadro 3.

Factores ARMA para aproximar los polinomios $\psi(L)$ correspondientes a los modelos Arima propuestos para justificar el procedimiento X-11:

Raiz cuadrada del error cuadrático medio

3.A. $\psi(L)$, Burridge-Wallis X-11 (84)

	MA(1)(12)	AR(1) MA(1,2,12, 13)	AR(1) MA(1,2,12, 13,14)	AR(1)(12) MA(1,2)(12) (12)	AR(1) MA(1,2)(12)
n=40	0'108	0'066	0'013	0'010	0'013
n=15	0'175	0'090	0'015		0'015

3.B. $\psi(L)$, Burridge-Wallis X-11(72)

n=40	0'099	0'037	0'024	0'017	0'024
n=15	0'159	0'042	0'020		0'020

3.C. $\psi(L)$, Burridge-Wallis X-11(108)

n=40	0'116	0'100	0'008	0'006	0'008
n=15	0'189	0'162	0'009		0'009

3.D. $\psi(L)$, Cleveland X-11

n=40	0'109	0'045	0'009	0'011	0'011
n=15	0'178	0'063	0'014		0'017

3.E. $\psi(L)$, Cleveland-Tiao

n=40	0'063	0'035	0'008	0'005	0'008
n=15	0'120	0'048	0'006		0'008

alrededor de -0'08 (*), indicando que podemos tomar como aproximación el filtro AR(1)MA(1,2)(12)

3.- En los cuatro casos mencionados, el filtro AR(1) MA(1,2)(12) da una aproximación tan buena como la que se obtiene con el filtro AR(1) MA(1, 2, 12, 13, 14). Este último cumple la restricción multiplicativa implícita en el primero.

4.- Para el polinomio $\Psi(L)$ propuesto por Cleveland, la mejor aproximación se obtiene con el filtro aditivo AR(1) MA (1, 2, 12, 13, 14), pero esta aproximación no es sustancialmente mejor que la que se obtiene con el filtro multiplicativo AR(1) MA(1,2)(12) (**); así podemos decir que este último puede utilizarse como aproximación del polinomio $\Psi(L)$.

Al modelo (6) lo denominaremos como el modelo de las "líneas aéreas X-11" (ALX) y lo utilizaremos para aproximar los modelos (2) del cuadro 1. Los modelos ALX que corresponden a aquéllos del cuadro 1 se dan en el

---

(*) Para el modelo Cleveland X-11(84) el valor del parámetro ϕ_{12} es -0'34.

(**) En el filtro aditivo θ_{13}=-0'822 y θ_{14}=0'281 y $\theta_1\theta_{12}$=-0'870 y $\theta_2\theta_{12}$=0'339, por tanto la restricción multiplicativa no parece muy fuerte.

cuadro 4 (*). Es importante observar que, para todos los modelos del cuadro 4, el factor MA (1,2) tiene raíces complejas y por tanto no puede darse ningún tipo de cancelación con el factor AR (1) (**). Esto muestra que el modelo ALX supone una representación parsimoniosa de los modelos (2) los cuales han sido sugeridos como soporte del procedimiento X-11.

La bondad de la aproximación puede verse en el gráfico 2 que representa la transformación espectral de los filtros $\Psi(L)$ y AR(1) MA(1,2)(12). El gráfico incluye también la transformación espectral de los filtros MA(1)(12) del cuadro 4 y muestra que, con modelos del tipo (1), se consigue una aproximación insatisfactoria de los modelos (2) en las frecuencias inferiores a $\pi/2$.

Las mayores diferencias entre los modelos de tipo (6) y de tipo (1) en el cuadro 4 no se dan en el factor estacional MA(12), sino en el resto del componete ARMA estacionario. Nosotros denominaremos a este componente factor regular. La transformación espectral de los factores regulares del cuadro 4 se da en el gráfico 3. Vemos en esta figura que el espectro de los factores AR(1), MA(1, 2) y MA(1) solamente difieren sustancialmente en las frecuencias inferiores a $\pi/2$. El factor regular del modelo ALX está caracterizado por tener su máximo valor en la frecuencia cero y una depresión en torno a

---

(*) En el cuadro 4, también incluímos las estimaciones del modelo (1) que aproxima a los modelos del cuadro 2. El procedimiento de aproximación también ha consistido en la minimización de la suma de los cuadrados de las desviaciones en los coeficientes Ψ_j.

(**) Para el ALX correspondiente a Burridge-Wallis X-11 (84) las raíces de factor MA(1, 2) son: 0'805 $\pm$ 0'496i.

Cuadro 4.

Estimaciones de los modelos (6) propuestos para aproximar los polinomios $\psi(L)$ del cuadro 2

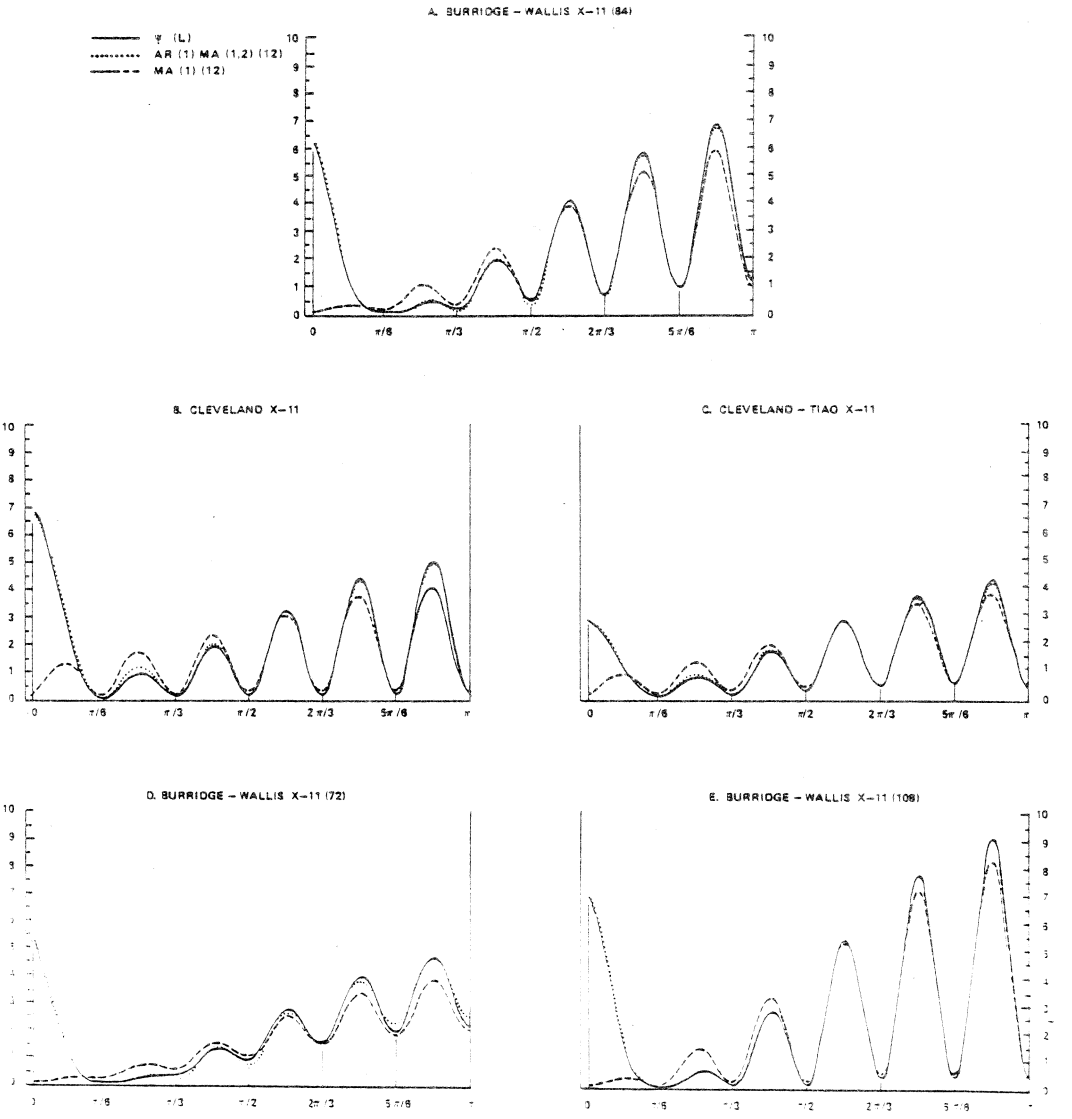
	BURRIDGE-WALLIS			CLEVELAND X-11	CLEVELAND-TIAO X-11
	X-11(84)	X-11(72)	X-11(108)		
ϕ_1	0'940	0'888	0'972	0'971	0'943
θ_1	1'610	1'569	1'636	1'179	1'273
θ_2	-0'894	-0'893	-0'892	-0'440	-0'466
θ_{12}	0'472	0'198	0'715	0'713	0'497
Módulo de las raíces complejas de MA(1,2)	0'945	0'945	0'945	0'663	0'682

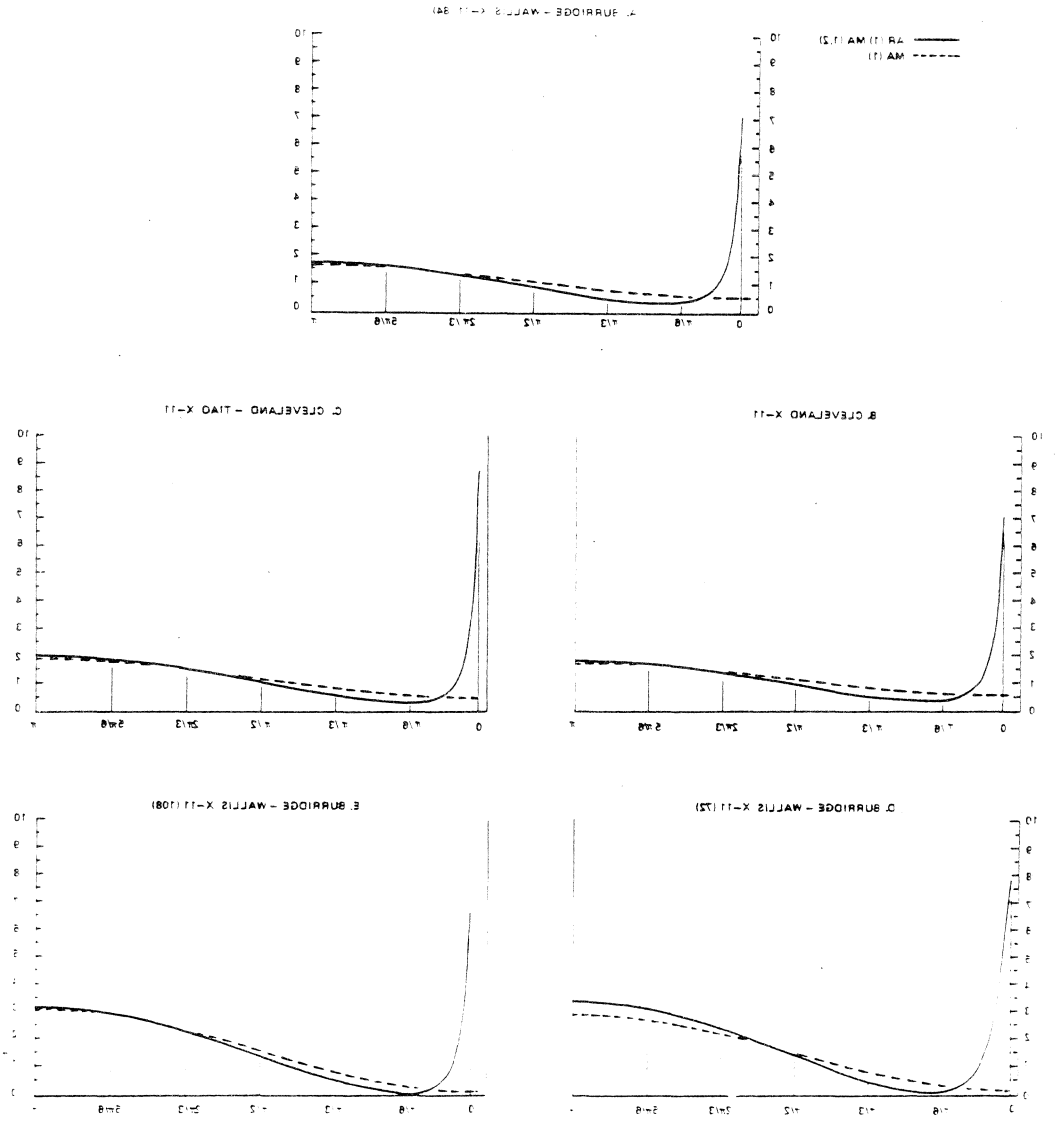
Estimaciones del modelo (1), que aproximan los polinomios $\psi(L)$ del cuadro 2

θ_1	0'73	0'697	0'766	0'298	0'368
θ_{12}	0'43	0'17	0'651	0'584	0'442

Gráfico 1

TRANSFORMACION ESPECTRAL DE LOS FILTROS ESTACIONARIOS DE LOS MODELOS QUE PUEDEN EXPLICAR EL METODO X—11





TRANSFORMACION ESPECTRAL DE LOS FACTORES REGULARES DE LOS MODELOS DUE PUEDEN EXPLICAR EL METODO (–11

Gráfico 2

la frecuencia estacional $\pi/6$; y el factor regular del modelo de las líneas aéreas va aumentando su valor con la frecuencia. Comparando el modelo de las líneas aéreas con el ALX, podemos decir que la estructura multiplicativa del modelo propuesto por Box-Jenkins no se cuestiona, pero posibles mejoras de este modelo para explicar un amplio número de series, se pueden realizar actuando sobre su factor regular.

El factor regular en (1) es un MA(1) que usualmente se estima con un coeficiente positivo. Esto es útil para explicar una autocorrelación negativa de primer orden. En la práctica, después de tomar diferencias mensuales y anuales para obtener estacionariedad en una serie dada, observamos que su serie transformada muestra oscilaciones y que uno de los principales aspectos de sus correlogramas es que tiene un valor negativo en el primer retardo. Por lo tanto, el factor regular de (1) capta uno de los principales aspectos de la dinámica presente en muchas series temporales, pero el factor MA(1) solo puede implicar excesiva oscilación y puede ser conveniente añadirle otro factor que induzca estabilidad. Esto se puede realizar añadiéndole un ARMA(1,1) y, de esta manera, obtendremos finalmente un ARMA(1,2) para el factor regular como en el modelo (6).

Es importante observar que, para la serie diferenciada, el comportamiento oscilatorio domina cualquer posible estabilidad subyacente. En consecuencia, el correlograma en esta parte regular, está dominado por un valor negativo en el primer retardo, aún cuando se puedan dar valores positivos después de él. Por lo tanto, cuando tratamos de modelizar una serie de estas características, lo que parece más relevante es captar la susodicha autocorrelación negativa y esto se realiza con un factor MA(1). Habiendo incluido un MA(1), si queremos

calcular un tipo de estabilidad secundaria en la serie, reflejada en valores positivos en el correlograma después del primer retardo, necesitaremos un factor que pueda inducir alguna estructura en el correlograma, es decir, necesitaremos un factor AR(1) con una raíz positiva (*). Pero este factor AR debe actuar en el correlograma a partir de un valor positivo y no de uno negativo y, por tanto, necesitamos otro MA(1) para cambiar el valor del correlograma de negativo, en el primer retardo, a positivo, en el segundo. En esta línea finalizaremos con un ARMA(1,2):

$$\frac{(1-\theta_1 L - \theta_2 L^2)}{(1-\phi_1 L)} \quad . \qquad (7)$$

Si, como ya se ha mencionado, los posibles factores de estabilidad en una serie diferenciada son de magnitud inferior que los factores que imprimen una evolución oscilante, será dificil en la práctica estimar el factor ARMA(1,2), y muy frecuentemente detectaremos únicamente el componente MA(1). Pero llegado a este punto, es importante considerar qué factor deberá ser más deseable para las series reales. A este respecto, podemos decir que el ARMA(1,2) incorpora una estabilidad que parece razonable y, por tanto, podemos concluir que el modelo (6) es más robusto que el modelo (1). Capta los principales aspectos del (1) y, además, tiene un factor de segundo orden de importancia. Esto puede explicar la robustez del método X-11.

(*) La autocorrelación negativa está reflejada en el espectro por la importante contribución de las frecuencias entre $\pi/2$, y π, y la correlación positiva por la contribución de las frecuencias en torno al valor cero.

III.- Implicaciones para la modelización y para el ajuste estacional.-

La discusión anterior tiene algunas implicaciones para la modelización de series mensuales y para la estimación de sus componentes estacionales. El primer principio en modelización implica que se debe captar los aspectos importantes, en nuestra discusión "aspectos dinámicos", de una serie y para cada uno de estos aspectos se debe emplear instrumentos apropiados. Denominamos a este principio, principio de adecuación, si, y sólo si, éste se ha cumplido se debe considerar un segundo principio: el de parquedad o parsimonia. En este contexto, se debe de especificar en primer lugar las características esenciales que un modelo debe tener y después intentar formularlas de la forma más simple. Intentar la simplicidad sin haber especificado los aspectos esenciales que no se deben omitir puede ser peligroso. Así, con un factor MA(1) únicamente podemos aproximar el comportamiento dinámico reflejado en el primer valor de la función de autocorrelación y, si la parte regular de la función de autocorrelación es esencialmente más compleja, como en el caso del cuadro 2, con el modelo (1) violaremos el principio de adecuación. Por otra parte, (2) con $\Psi(L)$ de orden 14 o mayor no se puede considerar como un modelo sencillo. La adecuación y la sencillez aparentemente se pueden obtener con el modelo (6).

Se debe de observar que una secuencia de valores positivos del correlograma después del retardo dos no se puede captar con un factor MA(2), ni con un ARMA(1,1) si el primer retardo de la función de autocorrelación tiene un valor negativo. Necesitaremos un ARMA(1,2). Hasta qué punto el valor negativo del retardo uno puede ser debido a

la aplicación de un operador $(1-L)^2$ en lugar de un $(1-L)^d$ con una fracción d inferior a 2 es una pregunta abierta que no se ha tenido en cuenta en este trabajo.

En el ajuste estacional, las ventajas teóricas de los métodos basados en los modelos están bien demostradas. El problema con ellos es que no conocemos los modelos y necesitamos estimarlos y, si la muestra no es lo suficientemente informativa, será difícil captar factores tales como el mencionado ARMA (1,2), debido a la alta correlación entre los coeficientes AR y MA.

Una solución en este caso es estimar modelos (6) fijando el valor de ϕ_1 y buscando el valor de ϕ_1 para el cual se obtiene el mejor ajuste. La fijación de ϕ_1 no tiene por qué ser necesariamente peor que la de $\Delta\Delta_{12}$ en los modelos (1) a (6). Una vez que hemos estimado el modelo (6), podemos examinar las raíces del factor MA(1,2) y observar si son reales o complejas. Si son reales con una raíz positiva dominante, esta raíz tenderá a cancelarse con la raíz autorregresiva y finalmente obtendremos el modelo (1). En este caso, si el coeficiente ρ_2 de la función de autocorrelación correspondiente al filtro estacionario del modelo (6) es también negativo, tendremos que la contribución del filtro estacionario del modelo (1) en frecuencias bajas será mayor que la correspondiente contribución del modelo (6)(*). Pero si las raíces del factor MA son complejas,

---

(*) Para la serie de las líneas aéreas del texto de Box-Jenkins, el modelo estimado (6) sin fijar ningún coeficiente es ϕ_1=0'81(0'09), θ_1=1'23(0'11), θ_2=-0'29(0'10) y θ_{12}=0'56(0'08). La varianza residual, 0'001316, es un 3'3% inferior a la varianza residual del modelo de las líneas aéreas. El estadístico de Whittle, $\chi^2(2)$=4'11, no rechaza (1) en favor de (6), demostrando que la raíz MA de 0'92 tiende a cancelarse con la raíz AR de 0'81.

será conveniente calcular el valor del coeficiente de la parte imaginaria y tomar éste como una medida contra la cancelación. Cuanto mayor sea el valor absoluto de este coeficiente, mejor será la utilización del modelo (6) para la extracción de señales como tendencia y estacionalidad.

Cuando, para una serie temporal específica, tenemos evidencia de que no existe cancelación entre las raíces del modelo (6), será mejor obtener los componentes estacional y tendencial utilizando un método basado en el modelo (6), o mediante el procedimiento X-11, que con un método basado en el modelo (1).

Con respecto al diseño a priori de modelos para los componentes de una serie, nuestros resultados demuestran que la caracterización de la tendencia por modelos ARMA con factor autorregresivo $(1-L)^2$ puede no ser suficiente.

Podemos concluir diciendo que nosotros apoyamos la utilización de los métodos de ajuste estacional basados en modelos pero, en su aplicación, los investigadores deben tener mucho cuidado en que el modelo empleado sea el adecuado en el sentido de que no debe omitir factores de interés para una caracterización apropiada de la dinámica del proceso. Para la predicción a corto plazo, alguno de estos factores puede ser de segundo orden de importancia y en la práctica muy difíciles de estimar. Pero, si el investigador sospecha que el modelo estimado no cumple completamente el principio de adecuación, entonces métodos ad hoc basados en modelos cuya robustez ha sido comprobada, tales como el X-11, son aconsejables.

REFERENCIAS

BOX, G.E.P. y Jenkins, G.M. (1970), Time Series Analysis, Forecasting and Control, San Francisco: Holden Day.

BURRIDGE, P. y WALLIS, K.F. (1984), "Unobserved-Components Models for Seasonal Adjustment Filters", Journal of Business and Economic Statistics, v.2, n.r, Octubre, pp. 350-9.

CLEVELAND, W.P. (1972), Analysis and Forecasting of Seasonal Time Series, Tesis doctoral. Universidad de Wisconsin.

CLEVELAND, W.P. y TIAO, G.C. (1976) "Descomposition of Seasonal Time Series: A Model for the Census X-11 Program", Journal of the American Statistical Association, 79,581-7.

DOCUMENTOS DE TRABAJO:

7801 **Vicente Poveda y Ricardo Sanz**: Análisis de regresión: algunas consideraciones útiles para el trabajo empírico (*).

7802 **Julio Rodríguez López**: El PIB trimestral de España, 1958-1975. Avance de cifras y comentarios (*). (Publicadas nuevas versiones en Documentos de Trabajo núms. 8211 y 8301).

7803 **Antoni Espasa**: El paro registrado no agrícola 1964-1976: un ejercicio de análisis estadístico univariante de series económicas (*). (Publicado en Estudios Económicos n.° 15).

7804 **Pedro Martínez Méndez y Raimundo Poveda Anadón**: Propuestas para una reforma del sistema financiero.

7805 **Gonzalo Gil**: Política monetaria y sistema financiero. Respuestas al cuestionario de la CEE sobre el sistema financiero español (*). Reeditado con el número 8001.

7806 **Ricardo Sanz**: Modelización del índice de producción industrial y su relación con el consumo de energía eléctrica.

7807 **Luis Angel Rojo y Gonzalo Gil**: España y la CEE. Aspectos monetarios y financieros (*).

7901 **Antoni Espasa**: Modelos ARIMA univariantes, con análisis de intervención para las series de agregados monetarios (saldos medios mensuales) M_3 y M_2.

7902 **Ricardo Sanz**: Comportamiento del público ante el efectivo (*).

7903 **Nicolás Sánchez-Albornoz**: Los precios del vino en España, 1861-1890. Volumen I: Crítica de la fuente.

7904 **Nicolás Sánchez-Albornoz**: Los precios del vino en España, 1861-1890. Volumen II: Series provinciales.

7905 **Antoni Espasa**: Un modelo diario para la serie de depósitos en la Banca: primeros resultados y estimación de los efectos de las huelgas de febrero de 1979.

7906 **Agustín Maravall**: Sobre la identificación de series temporales multivariantes.

7907 **Pedro Martínez Méndez**: Los tipos de interés del Mercado Interbancario.

7908 **Traducción de E. Giménez-Arnau**: Board of Governors of the Federal Reserve System-Regulations AA–D–K–L–N–O–Q (*).

7909 **Agustín Maravall**: Effects of alternative seasonal adjustment procedures on monetary policy.

8001 **Gonzalo Gil**: Política monetaria y sistema financiero. Respuestas al cuestionario de la CEE sobre el sistema financiero español (*).

8002 **Traducción de E. Giménez-Arnau**: Empresas propietarias del Banco. Bank Holding Company Act-Regulation «Y» (*).

8003 **David A. Pierce, Darrel W. Parke, and William P. Cleveland, Federal Reserve Board and Agustín Maravall, Bank of Spain**: Uncertainty in the monetary aggregates: Sources, measurement and policy effects.

8004 **Gonzalo Gil**: Sistema financiero español (*). (Publicada una versión actualizada en Estudios Económicos n.° 29).

8005 **Pedro Martínez Méndez**: Monetary control by control of the monetary base: The Spanish experience (la versión al español se ha publicado como Estudio Económico n.° 20).

8101 **Agustín Maravall, Bank of Spain and David A. Pierce, Federal Reserve Board**: Errors in preliminary money stock data and monetary aggregate targeting.

8102 **Antoni Espasa**: La estimación de los componentes tendencial y cíclico de los indicadores económicos.

8103 **Agustín Maravall**: Factores estacionales de los componentes de M_3. Proyecciones para 1981 y revisiones, 1977-1980.

8104 **Servicio de Estudios**: Normas relativas a las operaciones bancarias internacionales en España.

8105 **Antoni Espasa**: Comentarios a la modelización univariante de un conjunto de series de la economía española.

8201 **Antoni Espasa**: El comportamiento de series económicas: Movimientos atípicos y relaciones a corto y largo plazo.

8202 **Pedro Martínez Méndez e Ignacio Garrido**: Rendimientos y costes financieros en el Mercado Bursátil de Letras.

8203 **José Manuel Olarra y Pedro Martínez Méndez**: La Deuda Pública y la Ley General Presupuestaria.
8204 **Agustín Maravall**: On the political economy of seasonal adjustment and the use of univariate time-series methods.
8205 **Agustín Maravall**: An application of nonlinear time series forecasting.
8206 **Ricardo Sanz**: Evaluación del impacto inflacionista de las alzas salariales sobre la economía española en base a las tablas input-output.
8207 **Ricardo Sanz y Julio Segura**: Requerimientos energéticos y efectos del alza del precio del petróleo en la economía española.
8208 **Ricardo Sanz**: Elasticidades de los precios españoles ante alzas de diferentes inputs.
8209 **Juan José Dolado**: Equivalencia de los tests del multiplicador de Lagrange y F de exclusión de parámetros en el caso de contrastación de perturbaciones heterocedásticas.
8210 **Ricardo Sanz**: Desagregación temporal de series económicas (*).
8211 **Julio Rodríguez y Ricardo Sanz**: Trimestralización del producto interior bruto por ramas de actividad. (Véase Documento de Trabajo n.º 8301).
8212 **Servicio de Estudios. Estadística**: Mercado de valores: Administraciones Públicas. Series históricas (1962-1981).
8213 **Antoni Espasa**: Una estimación de los cambios en la tendencia del PIB no agrícola, 1964-1981.
8214 **Antoni Espasa**: Problemas y enfoques en la predicción de los tipos de interés.
8215 **Juan José Dolado**: Modelización de la demanda de efectivo en España (1967-1980).
8216 **Juan José Dolado**: Contrastación de hipótesis no anidadas en el caso de la demanda de dinero en España.
8301 **Ricardo Sanz**: Trimestralización del PIB por ramas de actividad series revisadas
8302 **Cuestionario OCDE. Servicio de Estudios. Estadística.** Cuadro de flujos financieros de la economía española (1971-1981) (*).
8303 **José María Bonilla Herrera** y **Juan José Camio de Allo**: El comercio mundial y el comercio exterior de España en el período 1970-1981: Algunos rasgos básicos.
8304 **Eloísa Ortega**: Indice de precios al consumo e índice de precios percibidos.
8305 **Servicio de Estudios. Estadística**: Mercado de Valores: Instituciones financieras. Renta fija. Series históricas (1962-1982).
8306 **Antoni Espasa**: Deterministic and stochastic seasonality: an univariate study of the Spanish Industrial Production Index.
8307 **Agustín Maravall**: Identificación de modelos dinámicos con errores en las variables.
8308 **Agustín Maravall, Bank of Spain and David A. Pierce, Federal Reserve Board**: The transmission of data noise into policy noise in monetary control.
8309 **Agustín Maravall**: Depresión, euforia y el tratamiento de series maníaco-depresivas: el caso de las exportaciones españolas.
8310 **Antoni Espasa**: An econometric study of a monthly indicator of economic activity.
8311 **Juan José Dolado**: Neutralidad monetaria y expectativas racionales: Alguna evidencia en el caso de España.
8312 **Ricardo Sanz**: Análisis cíclicos. Aplicación al ciclo industrial español.
8313 **Ricardo Sanz**: Temporal disaggregation methods of economic time series.
8314 **Ramón Galián Jiménez**: La función de autocorrelación extendida: Su utilización en la construcción de modelos para series temporales económicas.
8401 **Antoni Espasa y María Luisa Rojo**: La descomposición del indicador mensual de cartera de pedidos en función de sus variantes explicativas.
8402 **Antoni Espasa**: A quantitative study of the rate of change in Spanish employment.
8403 **Servicio de Producción y Demanda Interna**: Trimestralización del PIB por ramas de actividad, 1975-1982.
8404 **Agustín Maravall**: Notas sobre la extracción de una señal en un modelo ARIMA.
8405 **Agustín Maravall**: Análisis de las series de comercio exterior —I—.
8406 **Ignacio Mauleón**: Aproximaciones a la distribución finita de criterios Ji- cuadrado: una nota introductoria.
8407 **Agustín Maravall**: Model-based treatment of a manic-depressive series.
8408 **Agustín Maravall**: On issues involved with the seasonal adjustment of time series.

8409 **Agustín Maravall**: Análisis de las series de comercio exterior –II–.
8410 **Antoni Espasa**: El ajuste estacional en series económicas.
8411 **Javier Ariztegui y José Pérez**: Recent developments in the implementation of monetary policy.
8412 **Salvador García-Atance**: La política monetaria en Inglaterra en la última década.
8413 **Ignacio Mauleón**: Consideraciones sobre la determinación simultánea de precios y salarios.
8414 **María Teresa Sastre y Antoni Espasa**: Interpolación y predicción en series económicas con anomalías y cambios estructurales: los depósitos en las cooperativas de crédito.
8415 **Antoni Espasa**: The estimation of trends with breaking points in their rate of growth: the case of the Spanish GDP *(versión inglés)*. La estimación de tendencias con puntos de ruptura en sus tasas de crecimiento: el caso del PIB español *(versión español)*.
8416 **Antoni Espasa, Ascensión Molina y Eloísa Ortega**: Forecasting the rate of inflation by means of the consumer price index.
8417 **Agustín Maravall**: An application of model-based signal extraction.
8418 **John T. Cuddington y José M. Viñals**: Budget deficits and the current account in the presence of classical unemployment.
8419 **John T. Cuddington y José M. Viñals**: Budget deficits and the current account: An intertemporal disequilibrium approach.
8420 **Ignacio Mauleón y José Pérez**: Interest rates determinants and consequences for macroeconomic performance in Spain.
8421 **Agustín Maravall**: A note on revisions in arima-based signal extaction.
8422 **Ignacio Mauleón**: Factores de corrección para contrastes en modelos dinámicos.
8423 **Agustín Maravall y Samuel Bentolila**: Una medida de volatilidad en series temporales con una aplicación al control monetario en España.
8501 **Agustín Maravall**: Predicción con modelos de series temporales.
8502 **Agustín Maravall**: On structural time series models and the characterization of components.
8503 **Ignacio Mauleón**: Predicción multivariante de los tipos interbancarios.
8504 **José Viñals**: El déficit público y sus efectos macroeconómicos: algunas reconsideraciones.
8505 **José Luis Malo de Molina y Eloísa Ortega**: Estructuras de ponderación y de precios relativos entre los deflactores de la Contabilidad Nacional.
8506 **José Viñals**: Gasto público, estructura impositiva y actividad macroeconómica en una economía abierta.
8507 **Ignacio Mauleón**: Una función de exportaciones para la economía española.
8508 **J. J. Dolado, J. L. Malo de Molina y A. Zabalza**: Spanish industrial unemployment: some explanatory factors *(versión inglés)*. El desempleo en el sector industrial español: algunos factores explicativos *(versión español)*.
8509 **Ignacio Mauleón**: Stability testing in regression models.
8510 **Ascensión Molina y Ricardo Sanz**: Un indicador mensual del consumo de energía eléctrica para usos industriales, 1976-1984.
8511 **J. J. Dolado y J. L. Malo de Molina**: An expectational model of labour demand in Spanish industry.
8512 **J. Albarracín y A. Yago**: Agregación de la Encuesta Industrial en los 15 sectores de la Contabilidad Nacional de 1970.
8513 **Juan J. Dolado, José Luis Malo de Molina y Eloísa Ortega**: Respuestas en el deflactor del valor añadido en la industria ante variaciones en los costes laborales unitarios.
8514 **Ricardo Sanz**: Trimestralización del PIB por ramas de actividad, 1964-1984.
8515 **Ignacio Mauleón**: La inversión en bienes de equipo: determinantes y estabilidad.
8516 **A. Espasa y R. Galián**: Parsimony and omitted factors: The airline model and the census X-11 assumptions *(versión inglés)*. Parquedad en la parametrización y omisiones de factores: el modelo de las líneas aéreas y las hipótesis del census X-11 *(versión español)*.
8517 **Ignacio Mauleón**: A stability test for simultaneous equation models.
8518 **José Viñals**: ¿Aumenta la apertura financiera exterior las fluctuaciones del tipo de cambio? *(versión español)*. Does financial openness increase exchange rate fluctuations? *(versión inglés)*.

8519 **José Viñals**: Deuda exterior y objetivos de balanza de pagos en España: Un análisis de largo plazo.

8520 **José Marín Arcas**: Algunos índices de progresividad de la imposición estatal sobre la renta en España y otros países de la OCDE.

8601 **Agustín Maravall**: Revisions in ARIMA signal extraction.

8602 **Agustín Maravall y David A. Pierce**: A prototypical seasonal adjustment model.

8603 **Agustín Maravall**: On minimum mean squared error estimation of the noise in unobserved component models.

8604 **Ignacio Mauleón**: Testing the rational expectations model.

8605 **Ricardo Sanz**: Efectos de variaciones en los precios energéticos sobre los precios sectoriales y de la demanda final de nuestra economía.

8606 **F. Martín Bourgón**: Indices anuales de valor unitario de las exportaciones: 1972-1980 (*).

8607 **José Viñals**: La política fiscal y la restricción exterior. (Publicada una edición en inglés con el mismo número).

8608 **José Viñals y John Cuddington**: Fiscal policy and the current account: what do capital controls do?

8609 **Gonzalo Gil**: Política agrícola de la Comunidad Económica Europea y montantes compensatorios monetarios.

8610 **José Viñals**: ¿Hacia una menor flexibilidad de los tipos de cambio en el sistema monetario internacional?

8701 **Agustín Maravall**: The use of ARIMA models in unobserved components estimation: an application to spanish monetary control.

8702 **Agustín Maravall**: Descomposición de series temporales: especificación, estimación e inferencia (Con una aplicación a la oferta monetaria en España).

8703 **José Viñals y Lorenzo Domingo**: La peseta y el sistema monetario europeo: un modelo de tipo de cambio peseta-marco.

---

* *Las publicaciones señaladas con un asterisco se encuentran agotadas.*

Información: Banco de España
Publicaciones. Negociado de Distribución y Gestión
Teléfono 446 90 55, ext. 2180
Alcalá, 50. 28014 Madrid