ANALISIS DE LAS SERIES DE COMERCIO EXTERIOR

—II—

Agustín Maravall

Banco de España. Servicio de Estudios
Documento de Trabajo n.º 8409

ISBN: 84-500-9999-4

Depósito legal: M. 17630 - 1984

Talleres Gráficos del Banco de España

DESESTACIONALIZACION DE LA SERIE EXPORTACIONES (II)

1. INTRODUCCION
2. DESESTACIONALIZACION BASADA EN UN MODELO ARIMA: EL METODO
3. EJEMPLO: DESESTACIONALIZACION DE UN ARIMA "PURAMENTE ESTACIONAL"
4. DESESTACIONALIZACION DE LAS EXPORTACIONES POR EL METODO DE BURMAN
5. DESESTACIONALIZACION INDIRECTA
6. UNAS CONSIDERACIONES FINALES.

El presente documento complementa dos anteriores (Maravall, 1984a y b). Presenta la desestacionalización basada en un modelo ARIMA y se compara ésta con la obtenida por medio de X11 ARIMA. Puesto que la conclusión final es que la serie desestacionalizada ofrece una medición muy poco satisfactoria de la evolución subyacente de la serie, en documentos posteriores se analizarán otras posibles mediciones y la estimación de las mismas. Como sucedía en los dos documentos mencionados, las referencias que contiene se especificarán en el último de los documentos de la serie

1. INTRODUCCION

En Maravall (1984b) analizamos la estructura estocástica de la serie de exportaciones totales, para el período enero 74 - diciembre 82, y procedimos a su desestacionalización por medio de X11 ARIMA.

La serie desestacionalizada que resultaba nos dejó insatisfechos. Por una parte presentaba un comportamiento excesivamente errático. Por otra parte, la estacionalidad se medía con poca precisión y las revisiones en la serie desestacionalizada eran tales que prácticamente invalidaban el uso del factor estacional contemporáneo en el seguimiento de la serie.

Una de las conclusiones que habíamos obtenido era que la estructura estocástica de la serie difería algo de aquella para la que los filtros de X11 resultan específicamente adecuados. Se plantea pues la posibilidad de mejorar la desestacionalización de la serie por medio de unos filtros más acordes con su estructura estocástica.

Un método general para desestacionalizar una serie partiendo del modelo ARIMA identificado para la misma ha sido desarrollado por Box-Hillmer-Tiao (1978), Hillmer (1976), Hillmer-Tiao (1982) y Burman (1980), entre otros, y aunque existen ciertas diferencias entre ellos en lo que concierne a la caracterización de los componentes, se trata fundamentalmente del mismo método. Burman, en el Banco de Inglaterra, ha desarrollado un programa que permite una aplicación rutinaria y eficiente de este método de desestacionalización. En este capítulo presentamos las características del mismo y los resultados que se obtienen al aplicarlo a la serie de exportaciones.

2. DESESTACIONALIZACION BASADA EN UN MODELO ARIMA:

El método de BURMAN desestacionaliza la serie por medio de unos filtros que se derivan de la estructura ARIMA especificada. El método descompone la serie en tendencia, componente estacional e irregular. Esquemáticamente, los filtros que proporcionan los componentes se obtienen del siguiente modo. Sea:

$$z_t = [\theta(L)/\phi(L)]a_t \qquad (2.1)$$

el modelo ARIMA identificado para la serie. En general, el polinomio $\phi(L)$ será del tipo:

$$\phi(L) = \phi_1(L)\ \phi_s(L^s)\ \nabla^d\ \nabla_s^D, \qquad (2.2)$$

donde $\phi_1(L)$ y $\phi_s(L^s)$ son polinomios finitos con las raices fuera del círculo unitario. El espectro de z_t vendrá dado por:

$$g_z(\omega) = [\theta(e^{i\omega})\theta(e^{-i\omega})/\phi(e^{i\omega})\phi(e^{-i\omega})]\sigma_a^2 \quad . \qquad (2.3)$$

Sin pérdida de generalidad y para simplificar la discusión analítica, supongamos $\sigma_a^2 = 1$. Se pretende descomponer la serie en:

$$z_t = p_t + s_t + u_t \quad , \qquad (2.4)$$

donde p_t, s_t y u_t representan la tendencia, el componente estacional y el componente irregular, respectivamente. Puesto que los componentes deben ser ortogonales, se cumplirá que:

$$g_z(\omega) = g_p(\omega) + g_s(\omega) + g_u(\omega) \quad . \qquad (2.5)$$

donde g_p, g_s y g_u son los espectros de p_t, s_t y u_t, respectivamente. Dado que, en general, $\phi(L)$ contendrá raíces unitarias, se trata de "pseudo-espectros". La validez del análisis de las páginas que siguen para el caso de pseudo-espectros puede verse en Cleveland y Tiao (1976) y Bell (1984). Se trata de expresar (2.3) en forma de una suma del tipo (2.5), donde los componentes tengan las características espectrales adecuadas. Estas características son, básicamente, que g_p refleje el pico que se produce en el espectro para el origen y para frecuencias bajas, que g_s refleje los picos espectrales en las frecuencias estacionales, y que g_u corresponda -más o menos- a un ruido blanco.

Sea m_t un componente cualquiera (p_t, s_t o u_t), en general un proceso lineal del tipo:

$$m_t = f_m(L)\, b_t \quad ,$$

con b_t ruido blanco. Su espectro vendrá dado por(*):

$$g_m(\omega) = f_m(e^{i\omega})\, f_m(e^{-i\omega})\, \sigma_b^2 \quad ,$$

que se puede expresar como:

$$g_m(\omega) = h_m(x) \quad ,$$

donde $x = \cos \omega$. De este modo, (2.5) se transforma en

$$h_z(x) = h_p(x)+h_s(x)+h_u(x) \quad , \qquad (2.6)$$

(*) Para simplificar, expresamos los espectros en unidades de 2π. La discusión subsiguiente no resulta afectada para nada.

y (2.3) en:

$$h_z(x) = U(x)/V(x) \quad . \qquad (2.7)$$

Efectuando la división polinomial, (2.7) puede expresarse como:

$$h_z(x) = Q(x) + R(x)/V(x) \quad , \qquad (2.8)$$

donde Q(x) es el cociente y R(x) el resto. Q(x) en general irá asociado con las características de ruido blanco, o de una media móvil de orden bajo.

El polinomio $\phi(L)$, dado por (2.2), puede expresarse como:

$$\phi(L) = \Phi_p(L)\ \Phi_s(L) \quad , \qquad (2.9)$$

donde $\Phi_p(L)$ incluye las raices asociadas con los movimientos tendenciales y $\Phi_s(L)$ las asociadas con movimientos estacionales. Se sigue que V(x) de (2.7) puede expresarse, de modo similar, como:

$$V(x) = V_p(x)\ V_s(x) \quad . \qquad (2.10)$$

Por ejemplo, para el modelo que identificamos para la serie de exportaciones (Maravall, 1984b, sección 2), resultaba:

$$\phi(L) = (1-\phi L)(1-L^{12}) =$$

$$= (1-\phi L)(1-L)(1+L+\ldots+L^{11}).$$

En este caso,

$$\Phi_p(L) = (1-\phi L)(1-L) \qquad (2.11)$$

recoge las raices asociadas a la tendencia, y

$$\Phi_s(L) = 1+L+\ldots+L^{11}$$

tiene como raices L=-1 y los 5 pares de complejos conjugados que completan las 12 raices del círculo unitario, asociadas todas ellas a movimientos sinusoidales con frecuencias estacionales.

Considerando (2.11), sustituyendo L por $e^{-i\omega}$ en $\Phi_p(L)$ $\Phi_p(L^{-1})$, y dado que:

$$x = \cos\omega = (1/2)(e^{i\omega} + e^{-i\omega}) \quad , \qquad (2.12)$$

resulta en este caso:

$$V_p(x) = 2[1 + \phi^2 - (1 + \phi)^2 x + 2\phi x^2] \ ,$$

es decir, un polinomio de 2° grado. Operando en forma similar, para $V_s(x)$ resulta un polinomio en x de grado 11.

Volviendo al caso general, (2.8) puede pues escribirse como:

$$h_z(x) = Q(x) + R(x)/V_p(x)\ V_s(x) =$$

$$= Q(x) + R(x)[\mu(x)/V_p(x) + \lambda(x)/V_s(x)], \qquad (2.13)$$

donde $\mu(x)$ y $\lambda(x)$ se determinan a partir de la identidad:

$$1/[V_p(x)\ V_s(x)] \equiv \mu(x)/V_p(x) + \lambda(x)/V_s(x). \qquad (2.14)$$

Finalmente, $h_z(x)$ puede expresarse como:

$$h_z(x) = R_p(x)/V_p(x) + R_s(x)/V_s(x) + Q(x) \quad , \qquad (2.15)$$

donde la primera, la segunda y la tercera fracción representen el filtro correspondiente a la tendencia, a la estacionalidad y al irregular, respectivamente, es decir los tres componentes de la expresión (2.6). Una vez conocido el filtro h_z, y a partir de él, h_p, h_s y h_u, se deshace la transformación $x \rightarrow \cos \omega$ y se obtienen los espectro de p_t, s_t y u_t. Sean estos $\tilde{g}_p(\omega)$, $\tilde{g}_s(\omega)$ y $\tilde{g}_u(\omega)$. Supondremos que este último es constante (es decir, se trataría de un modelo (2.1) en el que el orden de $\phi(L)$ es mayor o igual que el de $\theta(L)$ y, en consecuencia, u_t ruido blanco (r.b.). Sean:

$$\bar{g}_p = \min. \tilde{g}_p(\omega)$$

$$\bar{g}_s = \min. \tilde{g}_s(\omega)$$

para $0 \leq \omega \leq \pi$ y supongamos que la suma $\bar{g}_p + \bar{g}_s \geq 0$. Si se asignan $\bar{g}_p$ y $\bar{g}_s$ al irregular, la descomposición canónica (ver Maravall, 1984a) vendrá dada por:

$$g_p(\omega) = \tilde{g}_p(\omega) - \bar{g}_p$$

$$g_s(\omega) = \tilde{g}_s(\omega) - \bar{g}_s$$

$$g_u(\omega) = \tilde{g}_u(\omega) + \bar{g}_p + \bar{g}_s = \text{constante},$$

y presentará las siguientes propiedades:

a) la varianza del irregular alcanza su valor máximo,

b) cualquier otra descomposición admisible (es decir, con $g_p(\omega)$, $g_s(\omega)$ y $g_u(\omega)$ no-negativos para todo ω) cumple que el componente tendencial y estacional asociados son iguales a los correspondientes a la descomposición canónica a los que se les añade ruido blanco.

Deshaciendo la transformación cos $\omega \rightarrow e^{-i\omega} \rightarrow L$, se podrán obtener los modelos implícitos para los tres componentes sean estos:

$$p_t = H_p(L)\ c_t$$
$$s_t = H_s(L)\ b_t$$
$$u_t \sim \text{r.b.}$$

y sea $H_z(L) = \theta(L)/\phi(L)$.

El estimador lineal de la tendencia con error cuadrático medio mínimo viene dado por:

$$\hat{p}_t = k_1[H_p(L)\ H_p(L^{-1})/H_z(L)\ H_z(L^{-1})]z_t \qquad (2.16)$$

y, del componente estacional, por:

$$\hat{s}_t = k_2[H_s(L)\ H_s(L^{-1})/H_z(L)\ H_z(L^{-1})]z_t. \qquad (2.17)$$

siendo ambos filtros centrados y simétricos, $k_1 = \sigma_c^2/\sigma_a^2$ y $k_2 = \sigma_b^2/\sigma_a^2$.

Por último, estas expresiónes sólo son aplicables para los años centrales de la serie. Para el cálculo de la tendencia o la estacionalidad en los años extremos se obtiene la serie extendida, en forma análoga a como se hacía con X11 ARIMA, por medio de las predicciones ARIMA, y a esta se le aplican (2.16) o (2.17).

3. EJEMPLO: DESCOMPOSICION DE UN ARIMA "PURAMENTE ESTACIONAL".

Con frecuencia se utiliza como modelo para un componente puramente estacional:

$$\nabla_{12} z_t = a_t \qquad (3.1)$$

(ver, por ejemplo, Harvey (1981), Pierce-Grupe-Cleveland (1983), Nerlove-Grether-Carvalho (1979), entre otros muchos). Expresando (3.1) en forma de MA:

$$z_t = a_t + a_{t-12} + a_{t-24} + \ldots,$$

se observa que z_{t-j} no estará correlacionado con z_t a menos que $j=12k$ ($k=0, 1, 2,\ldots$). Esta es la razón por la que (3.1) se interpreta como un modelo puramente estacional.

Sin embargo esta interpretación es incorrecta y, como veremos, una serie que sigue el proceso (3.1) puede descomponerse en tendencia, estacionalidad y componente irregular. Sea:

$$S(L) = 1 + L + L^2 + \ldots + L^{11}.$$

Las 11 raíces de $S(L)=0$ son $L=-1$ y cinco pares de raíces complejas conjugadas, de módulo la unidad y frecuencias 1, 2, 3, 4 y 5 veces al año. La raíz $L=-1$ corresponde a un movimiento de frecuencia 6 veces al año. Luego $S(L)$ contiene raíces que todas ellas se asocian con movimientos estacionales. Puesto que:

$$\nabla_{12} = (1-L)\, S(L) \quad ,$$

∇_{12} contiene las raíces estacionales de S(L) y una raíz unitaria que corresponde a una tendencia. Esta raíz provocará un pico en el espectro de z_t para $\omega = 0$.

De hecho, el espectro de (3.1) es igual a:

$$g_z(\omega) = \sigma_a^2/(1-e^{-12i\omega})(1-e^{12i\omega}) \quad ,$$

que finalmente se expresa (haciendo $\sigma_a^2=1$)

$$g_z(\omega) = 1/2(1-\cos 12\omega).$$

Este espectro aparece representado en la figura 1 para $0 \leq \omega \leq \pi$(*). La tendencia se asociaría con el pico en el origen, la estacionalidad con los picos para las 6 frecuencias estacionales, y el irregular podría asociarse con un valor constante entre 0 y el mínimo de $g_z(\omega)$.

La descomposición del espectro que producirá finalmente el método de Burman será:

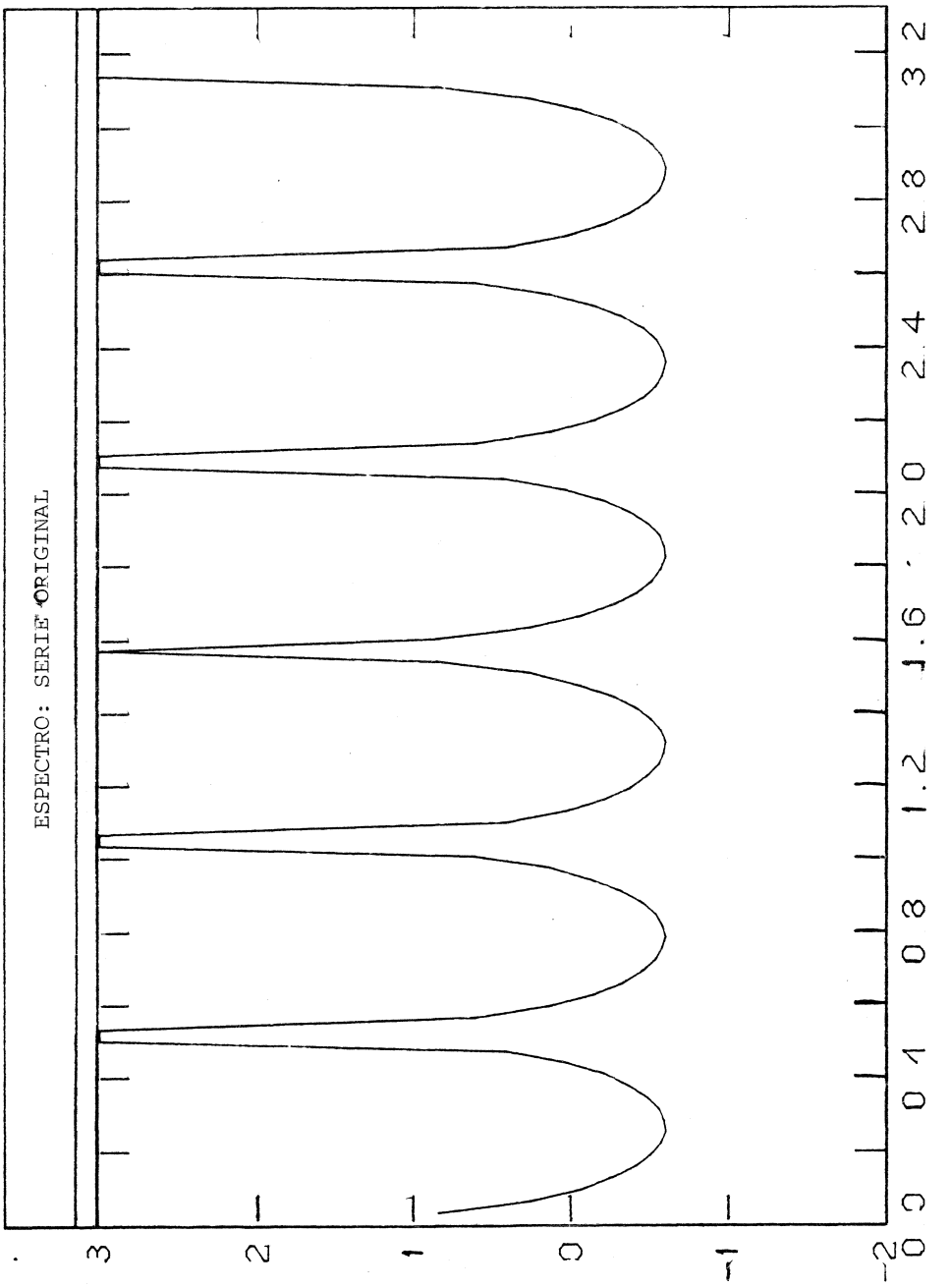
$$h_z(x) = \text{cte.} + R_p(x)/V_p(x) + R_s(x)/V_s(x).$$

En esta expresión, $V_p(x)$, asociado a la raíz (1-L), será igual a:

$$V_p(x)=2(1-x).$$

(*) Los espectros se representan para el logaritmo de $g(\omega)$.

Figura 1



Para obtener $V_s(x)$, puesto que:

$$(1+L+\ldots+L^{11})(1+L^{-1}+\ldots+L^{-11})=$$

$$=L^{-11}+2L^{10}+\ldots+11L^{-1}+12+11L+\ldots+L^{11},$$

operando como ya vimos, resulta como denominador del espectro del componente estacional:

$$12 + 2[11 \cos \omega + 10 \cos 2\omega + \ldots + \cos 11\omega] .$$

Sustituyendo:

$$\cos 2\omega = 2 x^2 - 1$$

$$\cos 3\omega = 4 x^3 - 3 x$$

$$\cos 4\omega = 8 x^4 - 8 x^2 + 1$$

---

y en general:

$$\cos n\omega = (2x)^n - n(2x)^{n-2} + \frac{n}{2}\binom{n-3}{1}(2x)^{n-4} +$$

$$+ \frac{n}{3}\binom{n-4}{2}(2x)^{n-6} + \ldots\ldots ,$$

Resultará finalmente:

$$V_s(x) = \sum_{j=0}^{11} a_j x^j ,$$

es decir, un polinomio de orden 11. En cuanto a $R_p(x)$, es fácil ver qué será un polinomio en x de orden 1 y $R_s(x)$ un polinomio en x de orden 11. En consecuencia, la descomposición que produce el método de Burman será del tipo:

$$\nabla p_t = (1 - \alpha L)c_t \qquad (3.2)$$

$$S(L)s_t = \lambda_{11}(L)b_t \qquad (3.3)$$

$$u_t \sim r.b.$$

Puesto que esta se corresponde con la descomposición canónica, se puede ver que tanto $(1-\alpha L)$ como $\lambda_{11}(L)$ contienen (al menos) una raiz unitaria. En concreto $\alpha = -1$ (ver Maravall, 1984a.) Los espectros $g_p(\omega)$ y $g_s(\omega)$ correspondientes a (3.2) y (3.3) se representan en las figuras 2 y 3. El cero de $g_p(\omega)$ para $\omega = \pi$ produce la raiz $L = -1$ en el polinomio $(1-\alpha L)$. A su vez, el cero de $g_s(\omega)$ para $\omega = 0$ implica que $\lambda_{11}(1) = 0$, es decir que $L = 1$ es una raiz de $\lambda_{11}(L)$.

Si en lugar de (3.1) consideramos --más generalmente--

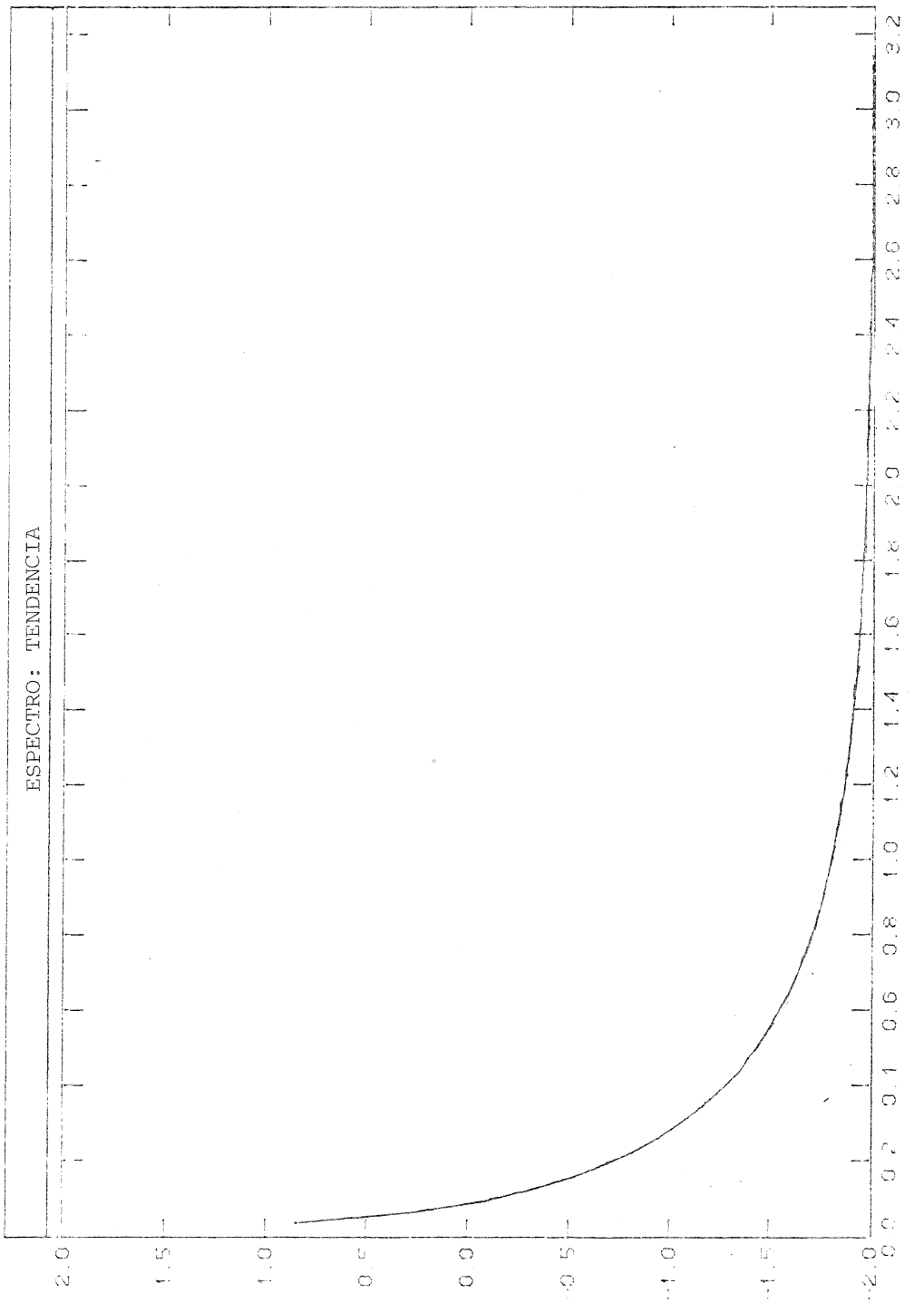
$$(1-\phi L^{12})z_t = a_t.$$

con $\phi > 0$, la conclusión anterior sigue siendo válida. Si $\alpha = \phi^{1/12}$, el polinomio AR se factoriza como:

$$(1-\phi L^{12}) = (1-\alpha L)(1+\alpha L+\alpha^2 L^2+\ldots+ \alpha^{11} L^{11})$$

y $(1-\alpha L)$ se corresponderá con la tendencia. Nótese que, aún cuando ϕ tenga un valor bajo, α podrá ser elevado. Por ejemplo, si $\phi = .3$, resulta $\alpha = .9$, con lo cual el componente tendencial será relativamente importante.

Figura 2


ESPECTRO: TENDENCIA
2.0
1.5
1.0
0.5
0.0
-0.5
-1.0
-1.5
-2.0
0.0
0.2
0.4
0.6
0.8
1.0
1.2
1.4
1.6
1.8
2.0
2.2
2.4
2.6
2.8
3.0
3.2

4.- DESESTACIONALIZACION DE LAS EXPORTACIONES POR EL METODO DE BURMAN.

Desestacionalizamos la serie de exportaciones para el período 1974-1982 por medio del programa de Burman utilizando como especificación ARIMA el modelo que denominamos A en la sección 2 de Maravall (1984b). Este viene dado por:

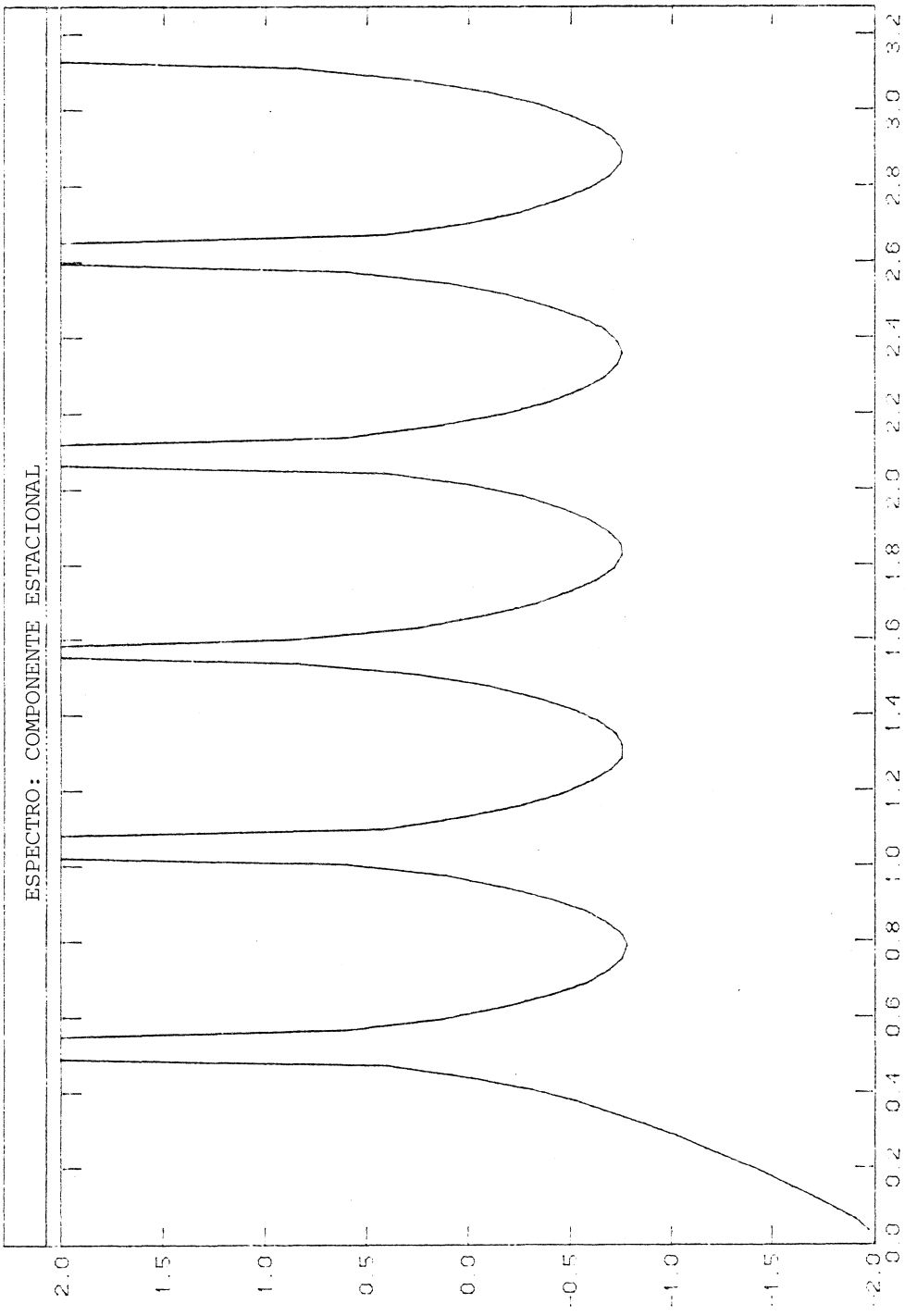
$$(1-\phi L)\nabla_{12} \log x_t = (1-\theta_{12} B^{12})a_t+c.$$

4.1. Observaciones atípicas

Al igual que X11, el método de Burman contiene también dos iteraciones, que se diferencian entre sí porque en la segunda se han modificado observaciones atípicas. Sobre la serie del componente irregular obtenido en la primera iteración, el programa identifica valores atípicos, que pueden darse aislados o en grupos de 2 y 3, y que pueden ser tratados como valores atípicos parciales o plenos. La identificación de observaciones atípicas es un proceso iterativo, en el que éstas se estiman por medio de regresiones sucesivas. Una descripción del método se encuentra en Burman (1980), aunque con posterioridad se han ampliado las posibles maneras de tratar observaciones atípicas, separando las observaciones atípicas "aditivas" de las "innovativas", de acuerdo con el método de Bell-Hillmer-Tiao (1981). De todos modos, esta parte del programa se encuentra todavía en período de experimentación.

Para la opción de defecto, con un valor del test de 3 , las observaciones atípicas modificadas fueron las

Figura 3


ESPECTRO: COMPONENTE ESTACIONAL
2.0
1.5
1.0
0.5
0.0
-0.5
-1.0
-1.5
-2.0
0.0 0.2 0.4 0.6 0.8 1.0 1.2 1.4 1.6 1.8 2.0 2.2 2.4 2.6 2.8 3.0 3.2

correspondientes a Agosto 1975 y Diciembre 1980. Estas modificaciones afectan poco a los factores estacionales estimados, como se observa al comparar el cuadro 1 con el 2. Pero, en ocasiones, la opción de defecto introduce saltos en los valores que se modifican, lo que produce cierta inestabilidad en los factores estacionales estimados. Puesto que análisis más complejos de observaciones atípicas se sale fuera de nuestro objetivo, nos centraremos en lo que resta del trabajo en la estimación obtenida en la primera iteración, es decir, en la obtenida por medio de filtros lineales. (Incidentalmente, al modificar las observaciones atípicas detectadas, el modelo ARIMA estimado variaba ligeramente ($\hat{\phi}$ pasaba de .24 a .22 y $\hat{\theta}_{12}$ de .606 a .585). Terminando la serie en cada uno de los meses de 1982, se calcularon los errores de predicción (un período por delante) para dicho año. El error cuadrático medio del error para el modelo correspondiente a la segunda iteración era un 5% más elevado.

Cuadro 1

Factores Estacionales (Primera Parte)

YEAR	JAN	FEB	MAR	APR	MAY	JUN	JUL	AUG	SEP	OCT	NOV	DEC
1	109.91	100.28	96.99	99.16	103.24	95.39	91.08	75.92	90.20	108.52	107.98	118.96
2	108.76	103.43	97.58	97.60	102.35	96.01	93.76	75.70	88.54	105.06	106.45	120.70
3	105.97	106.49	99.93	96.15	101.36	96.37	96.78	78.72	87.09	100.38	104.96	123.77
4	101.25	107.40	101.79	96.78	102.43	96.34	97.62	81.19	85.20	97.98	104.06	125.14
5	97.65	107.95	102.86	98.00	103.23	98.17	99.38	82.39	82.63	95.62	104.22	126.96
6	93.86	107.53	103.88	98.06	103.54	99.99	101.39	83.08	81.50	94.28	104.57	131.02
7	89.33	106.35	104.86	97.66	103.99	100.73	103.86	82.35	81.81	94.00	104.41	135.14
8	85.75	105.34	104.69	96.15	103.89	100.62	109.29	81.64	82.11	92.36	104.90	135.97
9	85.00	106.88	105.70	95.76	103.33	98.43	111.09	79.64	82.90	91.23	106.15	136.20
10	85.10	107.42	106.03	95.84	103.43	97.99	111.58	79.11	83.22	90.89	106.40	136.11
11	85.09	107.42	106.03	95.84	103.44	97.99	111.58	79.11	83.23	90.89	106.41	136.11

Cuadro 2

Factores Estacionales (Segunda Parte)

YEAR	JAN	FEB	MAR	APR	MAY	JUN	JUL	AUG	SEP	OCT	NOV	DEC
1	109.69	99.06	96.03	98.61	102.55	94.56	89.80	83.58	89.75	108.34	107.28	117.32
2	108.39	102.43	96.43	96.71	101.36	95.01	92.87	84.12	88.09	104.47	105.53	119.18
3	105.57	105.84	99.16	95.29	100.49	95.71	96.16	84.83	86.70	99.80	104.37	123.03
4	100.91	107.14	101.47	96.33	102.07	95.85	97.18	85.07	84.94	97.65	103.64	124.53
5	97.50	107.95	102.71	97.94	103.08	98.04	99.13	84.81	82.32	95.34	104.04	126.38
6	93.73	107.59	103.91	98.11	103.52	100.12	101.26	84.72	81.22	94.08	104.56	130.64
7	89.03	106.34	105.02	97.76	104.08	101.00	103.84	83.36	81.71	94.01	104.33	135.03
8	85.23	105.26	104.82	96.11	104.01	100.86	109.89	82.31	82.06	92.25	104.94	135.87
9	84.59	107.05	105.94	95.71	103.39	98.34	111.82	79.87	83.01	91.00	106.37	136.15
10	84.76	107.66	106.31	95.82	103.50	97.88	112.31	79.30	83.35	90.65	106.63	136.07
11	84.75	107.66	106.31	95.82	103.50	97.88	112.31	79.30	83.35	90.65	106.63	136.07

4.2. Los resultados.

Estimamos los factores estacionales por el método de BURMAN como los proporcionados por la primera iteración, con la especificación ARIMA $(1,0,0)(0,1,1)_{12}$ que ya mencionamos. Los factores estimados aparecen en el cuadro 1; los años 1 a 9 corresponden al período 74-82, y las dos últimas filas proporcionan componentes estacionales proyectados para los dos años siguientes. La serie original, la desestacionalizada, y la serie de los factores estacionales aparecen en las figuras 4, 5 y 6.

Se observa, al igual que sucedía con X11 ARIMA, el carácter cambiante de la estacionalidad. En el período considerado, el factor para enero oscila entre 110 y 85; el de febrero, de 100 a 107; el de marzo de 97 a 106, etc.

El cuadro 3 compara los factores proyectados para 1983 por los dos métodos.

Cuadro 3

FACTORES ESTACIONALES, 1983

	Ene.	Feb.	Mar.	Abr.	Mayo	Jun.
X11 ARIMA	84.4	106.7	107.3	95.9	104.6	100.4
BURMAN	85.1	107.4	106.1	95.8	103.4	98.0

	Jul.	Ago.	Sep.	Oct.	Nov.	Dic.
X11 ARIMA	107.3	81.8	83.2	89.8	105.2	133.6
BURMAN	111.1	79.1	83.2	90.9	106.4	136.1

Figura 4

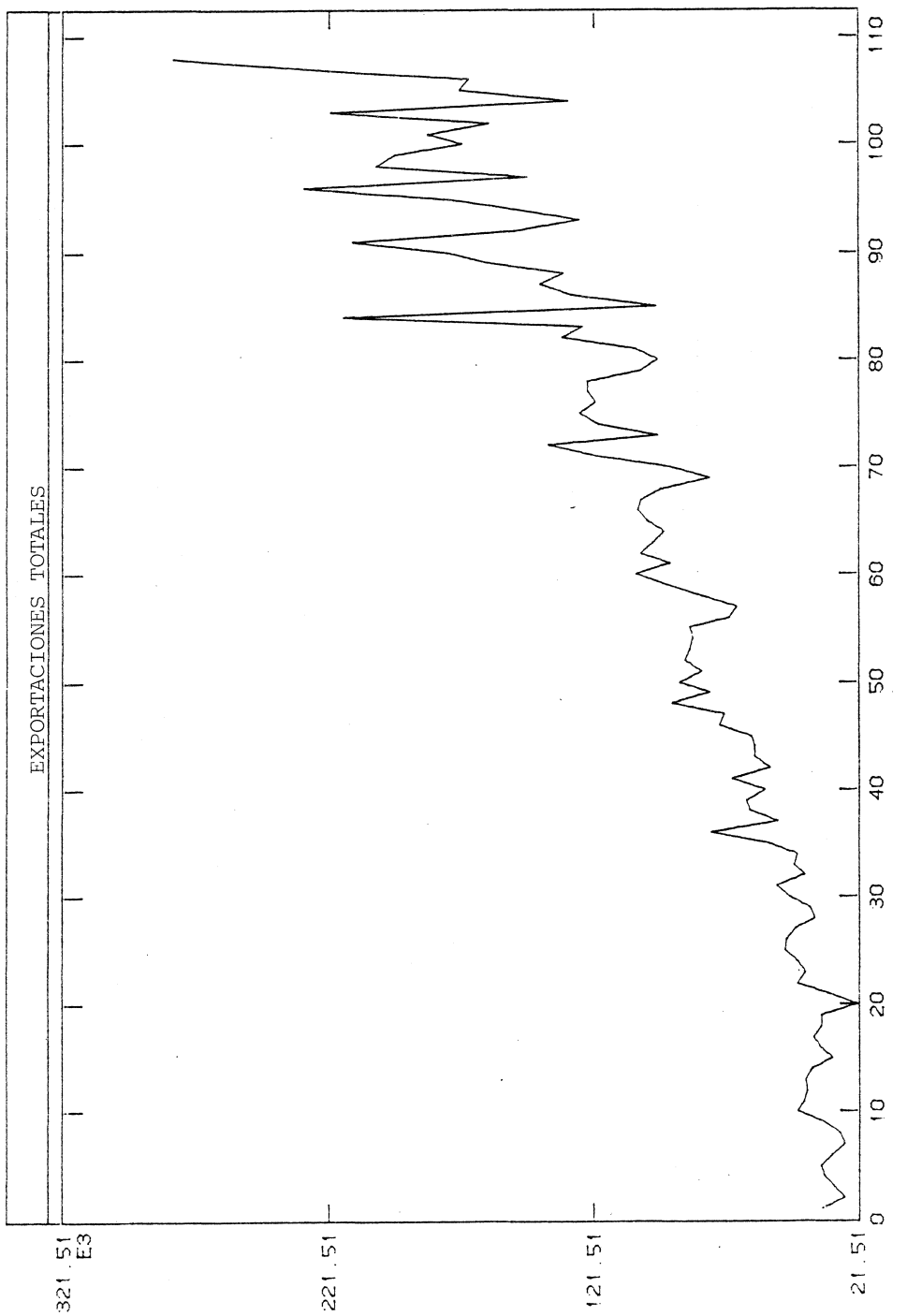

EXPORTACIONES TOTALES
321.51
E3
221.51
121.51
21.51
0
10
20
30
40
50
60
70
80
90
100
110

Figura 5

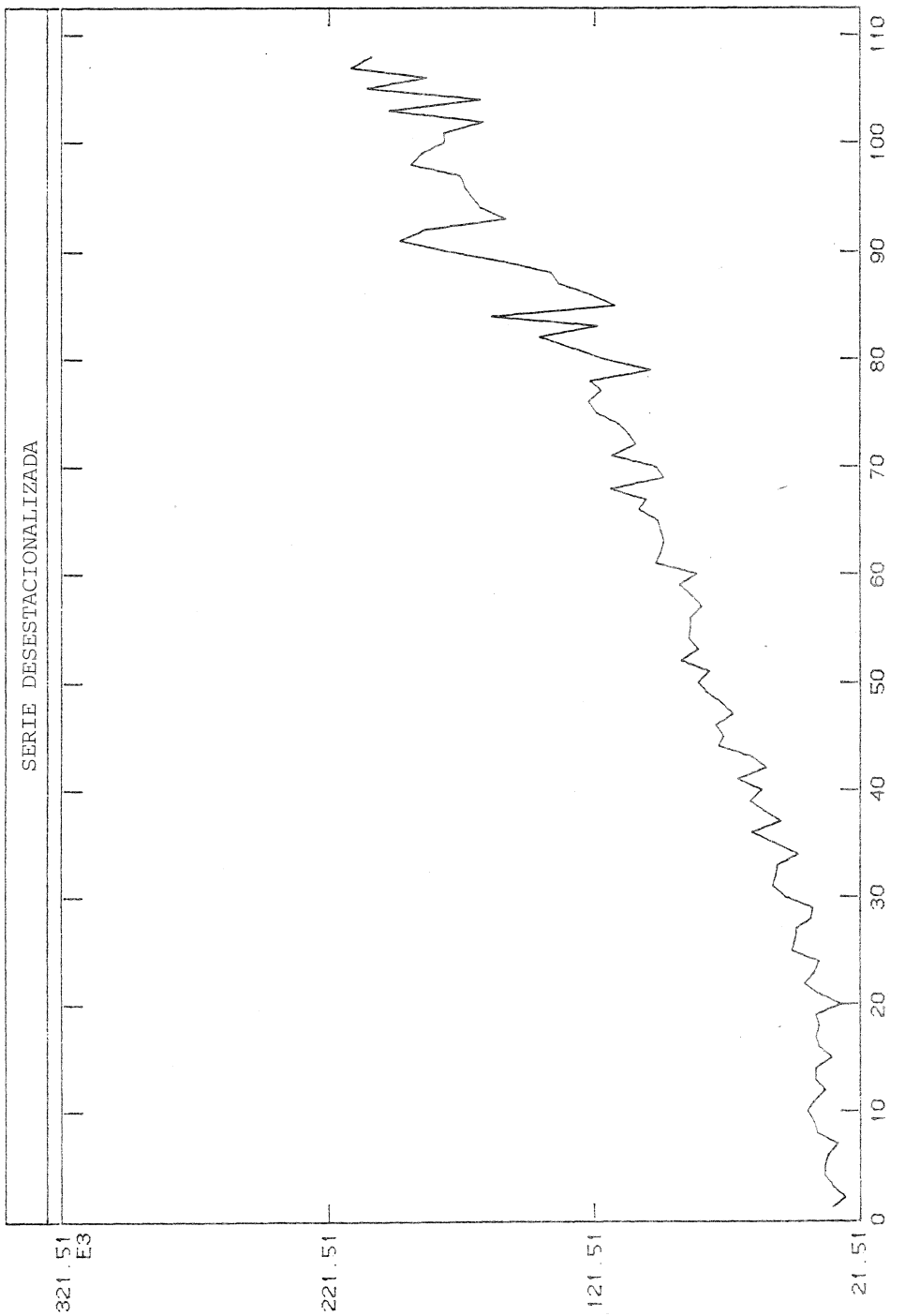
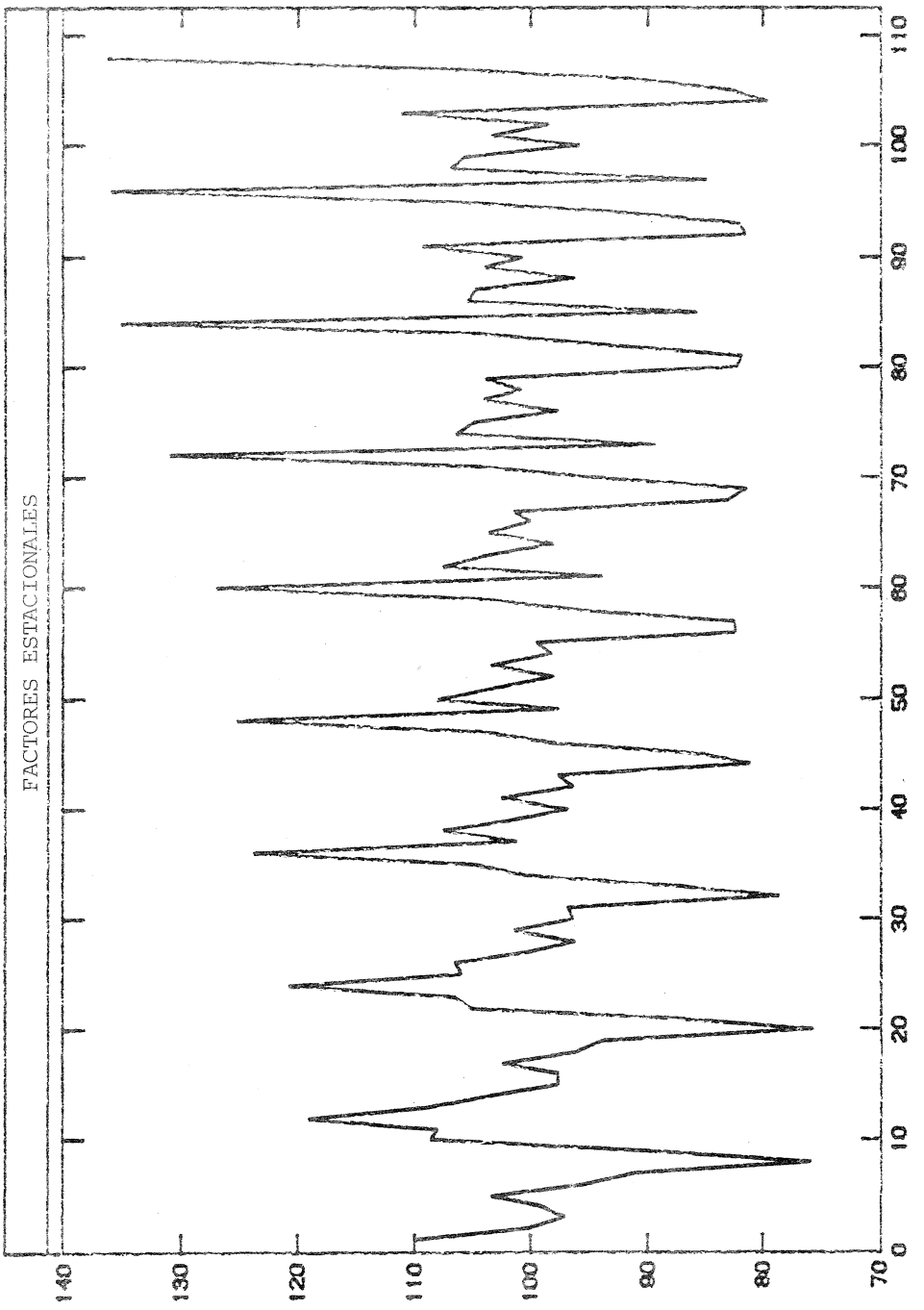

SERIE DESESTACIONALIZADA
321.51
E3
221.51
121.51
21.51
0
10
20
30
40
50
60
70
80
90
100
110

Figura 6


FACTORES ESTACIONALES
140
130
120
110
100
90
80
70
0
10
20
30
40
50
60
70
80
90
100
110

Cuadro 4

FAC de ∇ log (Serie desestacionalizada)

AUTOCORRELATION FUNCTION

LAGS	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	N*SUM R(K)**2 Q-STATISTIC	ERROR
1- 12	-0.42	-0.04	-0.04	-0.05	0.11	0.00	-0.14	0.12	0.10	-0.06	-0.04	-0.21	30.779	0.10
13- 24	0.13	0.19	-0.20	0.07	0.03	-0.06	0.10	-0.16	0.01	0.08	0.14	-0.24	54.219	0.12
25- 36	0.09	-0.10	0.15	-0.01	-0.13	0.10	-0.06	0.11	-0.05	-0.14	0.11	0.03	66.766	0.14

MEAN = .17475D-01
SUM OF SQUARES = 1.5478
VARIANCE = .14602D-01
DURBIN-WATSON = 2.818

PARTIAL AUTOCORRELATION FUNCTION

LAGS	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	ERROR
1- 12	-0.42	-0.27	-0.23	-0.27	-0.12	-0.05	-0.22	-0.09	0.13	0.12	0.08	-0.21	0.10
13- 24	-0.17	0.08	-0.12	-0.08	0.07	-0.02	0.04	-0.01	0.02	-0.03	0.17	-0.14	0.10
25- 36	-0.05	-0.08	-0.02	0.03	-0.01	0.03	-0.09	0.04	0.01	-0.12	-0.03	-0.17	0.10

Se aprecia que las diferencias son relativamente moderadas. El cuadro 4 presenta la FAC de la tasa de crecimiento mes a mes de la serie desestacionalizada mediante el método de BURMAN. Comparándola con la correspondiente a X11 ARIMA (ver Maravall, 1984b), se observa que ambas FAC son considerablemente parecidas. Comparando las varianzas, el método de BURMAN parece extraer de la serie más estacionalidad que X11 ARIMA. Sin embargo, los valores negativos relativamente altos para ρ_{12} y ρ_{24} (aunque no lleguen a ser significativos) sugieren que el método de BURMAN puede haber tratado demasiada variación de la serie como variación estacional.

Similarmente a como hicimos con X11 ARIMA, calculamos las revisiones de los factores proyectados un año por delante y de los obtenidos al desestacionalizar contemporáneamente. El cuadro 5 ofrece la media y la desviación típica de las revisiones en (100 x S_t), para el año 1979.

Cuadro 5

ERRORES DE REVISION EN FACTORES

	Una vez al año	Desestacionalización Contemporánea
μ	.25	.01
σ	6.06	4.05

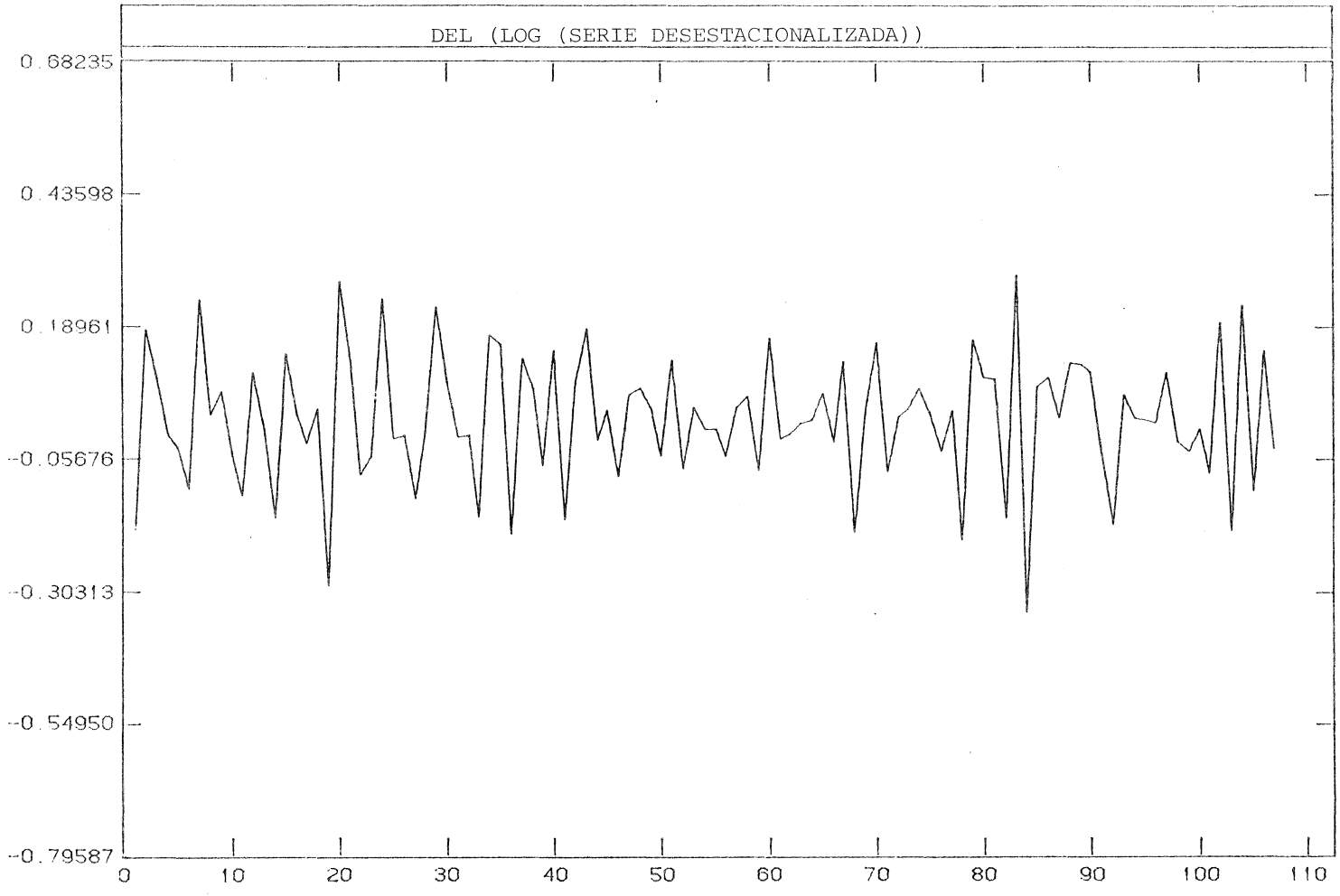
La ganancia obtenida al desestacionalizar contemporáneamente es todavía mayor que con X11 ARIMA: Al desestacionalizar una vez al año el factor aumenta su imprecisión en casi un 50%.

En general, los dos métodos ofrecen revisiones del mismo orden. Las medias son cero, y un intervalo de confianza del 95% alrededor de un factor abarca 16 puntos.

Las conclusiones a las que llegamos en Maravall (1984b) sobre la desestacionalización obtenida con X11 ARIMA se modifican poco: al margen de un valor negativo de ρ_1 (como ya explicamos, fundamentalmente espúreo), la serie desestacionalizada se comporta en forma errática (figura 7). La desviación típica de las desviaciones mes a mes es del orden de 12.3% del nivel de la serie. Por otra parte, la desviación típica de las revisiones inducidas en las tasas mensuales desestacionalizadas por las revisiones en los factores (cuando se desestacionaliza contemporáneamente) es de 5.73 puntos porcentuales, que, para las tasas desestacionalizadas mensuales anualizadas, se transforman en 70 puntos porcentuales de crecimiento (de nuevo, la anualización se realiza simplemente multiplicando por 12).

En consecuencia, análogamente a lo que sucedía con X11 ARIMA, las series desestacionalizadas por el método BURMAN, tal como lo hemos ejecutado, contienen dos serios problemas. Por un lado, siguen presentando un comportamiento fuertemente errático; es decir, presentan un alto componente de ruido y están pues dominadas a corto plazo por el componente irregular. Por otro lado, la estimación de la estacionalidad sigue siendo muy poco precisa, debido al carácter cambiante de la misma.

Figura 7


DEL (LOG (SERIE DESESTACIONALIZADA))
0.68235
0.43598
0.18961
-0.05676
-0.30313
-0.54950
-0.79587
0
10
20
30
40
50
60
70
80
90
100
110

Con respecto al carácter errático de la serie desestacionalizada, puesto que la serie analizada contiene la desestacionalización preliminar para los últimos años, se plantea la cuestión de si la serie desestacionalizada final atenuará algo dicho carácter errático. Como veremos en la sección siguiente, precisamente sucede lo contrario. Por una parte, la estimación final de s_t tiene que presentar más variación puesto que incluye el efecto de las innovaciones posteriores a t. Por otra parte, la erraticidad es una propiedad no-estacional de la serie, y debe ser transmitida, por tanto, a la serie desestacionalizada.

4.3. Una nota sobre revisiones.

Sea $\nu(L)$ el filtro que proporciona los factores estacionales, es decir:

$$\hat{s}_t = \nu(L)\, x_t = \sum_{i=-T}^{T} \nu_i \, x_{t+i} \quad , \qquad (4.1)$$

donde T representará un período de varios años. En t, (4.1) no puede aplicarse ya que los valores x_{t+i}, $i > 0$, son desconocidos. El estimador contemporáneo de s_t ($\hat{s}_t^{(o)}$) se computa sustituyendo esos valores futuros por predicciones, es decir:

$$\hat{s}_t^{(0)} = \sum_{i=-T}^{0} \nu_i \, x_{t+i} + \sum_{i=1}^{T} \nu_i \, \hat{x}_t(i) \quad , \qquad (4.2)$$

donde $\hat{x}_t(i)$ es la predicción de x_{t+i} hecha en t. La revisión total en el estimador de s_t vendrá dada por:

$$d_t = \hat{s}_t - \hat{s}_t^{(0)} = \sum_{i=1}^{T} \nu_i \, (x_{t+i} - \hat{x}_t(i)) \quad ,$$

y por tanto:

$$d_t = \sum_{i=1}^{T} \nu_i \, e_t(i) \quad , \qquad (4.3)$$

donde $e_t(i)$ es el correspondiente error de predicción de la serie x. Así pues, la revisión depende de los pesos ν_i -del filtro que se utiliza para desestacionalizar- y de los errores de predicción de la serie.

Como ya vimos dentro de un contexto de desestacionalización estocástica univariante de series temporales, $\hat{s}_t$ representará un estimador con error cuadrático medio mínimo cuando:

$$\nu(L) = k\ (\gamma_s(L)/\gamma_x(L)) \quad ,$$

donde $\gamma_s(L)$ y $\gamma_x(L)$ son las funciones generadoras de covarianzas de s_t y x_t, respectivamente, y k el cociente de las varianzas de sus innovaciones(*).

Por otra parte, sea x_t el resultado del proceso estocástico:

$$x_t = \psi_x(L)\ \varepsilon_t \quad , \qquad (4.4)$$

donde ε_t es ruido blanco. Si la predicción de x_t es óptima, resultará:

$$e_t(i) = \varepsilon_{t+i} + \psi_1 \varepsilon_{t+i-1} + \ldots + \psi_{i-1}\ \varepsilon_{t+1} \ . \qquad (4.5)$$

Sustituyendo en (4.3) y considerando que T=36 es una aproximación razonable, resulta:

$$d_t = \sum_{i=1}^{36} \pi_i\ \varepsilon_{t+i} \quad , \qquad i > 0 \quad . \qquad (4.6)$$

Sea x_t^D la serie desestacionalizada "final", y $\hat{x}_t^D$ la desestacionalizada contemporáneamente. Es decir:

(*) Esta expresión es válida también cuando existen raíces unitarias no estacionarias.

$$x_t^D = x_t - \hat{s}_t$$

$$\hat{x}_t^D = x_t - \hat{s}_t^{(o)} \quad , \qquad (4.7)$$

donde las variables pueden representar niveles o logaritmos; tendremos que:

$$x_t^D = \hat{x}_t^D - d_t \quad . \qquad (4.8)$$

Teniendo en cuenta (4.2) y (4.4) es inmediato que x_t y $\hat{s}_t^{(o)}$ sólo dependen de innovaciones presentes y pasadas de x. Por el contrario, (4.6) indica que d_t sólo depende de innovaciones futuras. En consecuencia, d_t es ortogonal a $\hat{x}_t^D$. Por tanto:

$$\text{Var } (x_t^D) = \text{Var } (\hat{x}_t^D) + \text{Var } (d_t) \quad ,$$

de manera que Var (x_t^D) > Var $(\hat{x}_t^D)$. Es por esta razón por la que mencionamos anteriormente que la erraticidad de la serie desestacionalizada no disminuye con las sucesivas revisiones.

Otro punto que queremos comentar es el uso de los errores de revisión para comparar distintos métodos de desestacionalización. Si, por ejemplo, se compara el método X11 con X11 ARIMA, en ambos casos los pesos ν_i son iguales y, en general, diferirán las predicciones. Puesto que X11 ARIMA utiliza predicciones óptimas, los errores de predicción serán en general más reducidos. Será, pues, de esperar que X11 ARIMA produzca revisiones más pequeñas. En este caso, fijados los ν_i y variando las predicciones, el tamaño de las revisiones sí que proporciona un criterio adecuado para comparar métodos de desestacionalización distintos. En efecto, la opción Autoarima ofrecía revisiones mayores que la opción que utilizaba el modelo $(1,0,0)x(0,1,1)_{12}$.

Pero si se comparan métodos que implican pesos ν_i distintos, el tamaño de las revisiones resulta un criterio inadecuado (por ejemplo, en Maravall, 1984 a, se demuestra cómo, fijado un modelo ARIMA para la serie, la descomposición canónica maximiza las revisiones).

En el caso que nos ocupa, vimos que la serie de exportaciones totales no presenta exactamente una estructura estocástica del tipo para el cual los filtros de X11 son óptimos. Sean, por tanto,

$$s_t^B = \nu^B(L)\ x_t$$

$$s_t^A = \nu^A(L)\ x_t$$

los filtros que utilizan el método de BURMAN y X11, respectivamente. X11 ARIMA utiliza el filtro de X11 a una serie extendida por medio del modelo ARIMA. Es decir, tanto el método de BURMAN como X11 ARIMA utilizan las mismas predicciones. Sustituyendo (4.4) en (4.3), se obtendrían expresiones de d_t para los dos métodos, del tipo:

$$d_t^B = \pi_1^B\ \varepsilon_{t+T} + \pi_2^B \varepsilon_{t+T-1} + \ldots + \pi_T^B \varepsilon_{t+1} = \pi^B(L^{-1})\varepsilon_t \quad ,$$

$$d_t^A = \pi_1^A\ \varepsilon_{t+T} + \pi_2^A\ \varepsilon_{t+T-1} + \ldots + \pi_T^A\ \varepsilon_{t+1} = \pi^A(L^{-1})\varepsilon_t ,$$

donde los superíndices B y A corresponden al método de BURMAN y a X11 ARIMA, respectivamente. Ambos son procesos MA(T-1), con las mismas innovaciones y distintos parámetros. (Nótese que puesto que ε_t representa el error de predicción un período por delante, y dado que ambos métodos

utilizan las mismas predicciones, los ε_t son los mismos en ambas ecuaciones)(*). Los coeficientes son función de los coeficientes de (4.3) y de (4.5). Por lo tanto, la diferencia entre $\pi^B(L^{-1})$ y $\pi^A(L^{-1})$ será debida solamente a la diferencia en los coeficientes ν_i. Se tiene, pues:

$$\text{Var } (d_t^B) = \sigma_\varepsilon^2 \sum_{i=1}^{T} (\pi_i^B)^2$$

$$\text{Var } (d_t^A) = \sigma_\varepsilon^2 \sum_{i=1}^{T} (\pi_i^A)^2 \quad .$$

Y sucederá, por tanto, que:

$$V(d_t^B) \gtrless V(d_t^A)$$

según que los coeficientes ν_i impliquen que:

$$\sum_{i=1}^{T} (\pi_i^B)^2 \gtrless \sum_{i=1}^{T} (\pi_i^A)^2 \quad .$$

Por tanto, aún cuando $\pi^B(L)$ esté más cercano al óptimo que $\pi^A(L)$, los errores de revisión podrían ser mayores para el método que estimase mejor s_t.

(*) De todos modos, no es del todo cierto que los programas de BURMAN y X11 ARIMA utilizan las mismas predicciones. Mientras que el primero utiliza dos años de predicciones, el segundo solamente uno.

5. DESESTACIONALIZACION INDIRECTA.

Dos características importantes de la serie son su elevado componente errático y el caracter fuertemente móvil de su estacionalidad. Quizás separando parte del componente errático sería posible mejorar la estimación de la serie desestacionalizada.

Existe de hecho un componente, relativamente importante, que presenta un comportamiento particularmmente errático: La exportación de buques. La serie para el período 1974-82 aparece representada en la figura 8. Su logaritmo presenta la FAC del cuadro 6, en consonancia con la de un ruido blanco, y en la que no se detecta estacionalidad alguna(*). Teniendo en cuenta que:

$$x_t = \tilde{x}_t + x_t^B \quad , \qquad (5.1)$$

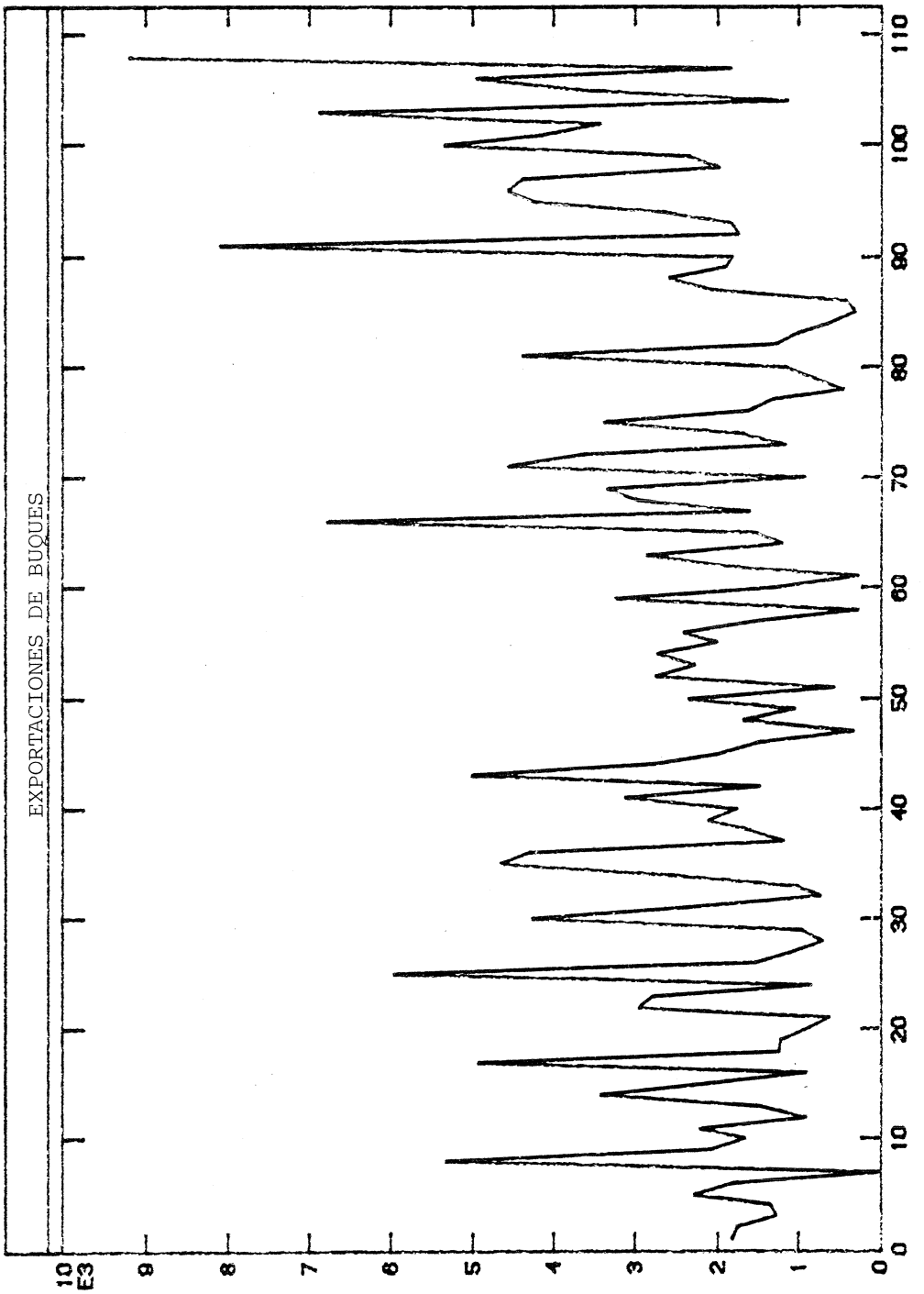
donde x_t, $\tilde{x}_t$ y x_t^B son, respectivamente, exportaciones totales, exportaciones totales sin buques y exportaciones de buques, es posible desestacionalizar x_t desestacionalizando el lado derecho de (5.1).

Puesto que log x_t^B se comporta como ruido blanco, no es preciso desestacionalizarlo. En cuanto a $\tilde{x}_t$, su estructura estocástica se encuentra muy cerca de la de x_t. La FAC de ∇_{12} log $\tilde{x}_t$ aparece en el cuadro 7, y la serie puede desestacionalizarse por el método de BURMAN, partiendo de un modelo semejante al utilizado para las exportaciones totales. La estimación de dicho modelo produce los siguientes parámetros:

$$\underset{(.098)}{\tilde{\phi} = .285} \quad , \quad \underset{(.088)}{\hat{\theta}_{12} = .541} \quad ES(a_t) = .1408.$$

(*) La serie, por otra parte, parece claramente no lineal.

Figura 8


EXPORTACIONES DE BUQUES
10
E3
9
8
7
6
5
4
3
2
1
0
0
10
20
30
40
50
60
70
80
90
100
110

Cuadro 6

FAC de Exportaciones de Buques

AUTOCORRELATION FUNCTION

LAGS	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	N*SUM R(K)**2 Q-STATISTIC	ERROR
1- 12	0.06	0.01	0.15	0.01	0.09	0.11	-0.02	0.00	0.14	-0.09	-0.05	0.01	8.442	0.10
13- 24	-0.01	0.02	-0.11	-0.08	-0.06	-0.12	-0.01	-0.02	0.02	-0.03	-0.12	-0.07	14.767	0.10
25- 36	0.11	0.05	0.04	0.03	0.01	-0.03	0.08	0.04	-0.02	-0.01	0.03	-0.07	18.090	0.11

MEAN = 7.4897
SUM OF SQUARES = 77.093
VARIANCE = .72049
DURBIN-WATSON = 1.847

PARTIAL AUTOCORRELATION FUNCTION

LAGS	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	ERROR
1- 12	0.06	0.01	0.15	-0.00	0.09	0.07	-0.03	-0.02	0.12	-0.11	-0.06	-0.03	0.10
13- 24	0.02	0.02	-0.13	-0.03	-0.05	-0.11	0.04	0.02	0.08	-0.03	-0.11	-0.02	0.10
25- 36	0.12	0.05	0.07	-0.01	0.02	-0.09	0.07	0.05	-0.06	-0.11	0.02	-0.07	0.10

Cuadro 7

FAC de $\nabla_{12} \log \tilde{x}_t$

AUTOCORRELATION FUNCTION

LAGS	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	N*SUM R(K)**2 Q-STATISTIC	ERROR
1- 12	0.32	0.14	0.08	0.03	0.14	0.15	0.08	0.19	0.11	-0.04	-0.23	-0.29	35.175	0.10
13- 24	0.01	0.12	-0.05	-0.01	-0.03	-0.11	-0.03	-0.13	-0.10	0.01	0.03	-0.16	43.330	0.13
25- 36	-0.16	-0.17	-0.06	-0.11	-0.13	-0.08	-0.14	-0.08	-0.16	-0.18	-0.01	0.07	61.235	0.14

MEAN = .21762
SUM OF SQUARES = 2.5149
VARIANCE = .26472D-01
DURBIN-WATSON = 1.351

PARTIAL AUTOCORRELATION FUNCTION

LAGS	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	ERROR
1- 12	0.32	0.04	0.03	-0.01	0.14	0.08	-0.01	0.16	0.00	-0.13	-0.27	-0.20	0.10
13- 24	0.17	0.12	-0.15	0.05	0.10	-0.08	0.03	-0.03	-0.05	-0.12	-0.03	-0.21	0.10
25- 36	0.02	-0.03	-0.02	-0.05	0.01	-0.00	-0.11	0.03	-0.16	-0.04	0.06	0.01	0.10

Los factores estimados resultan muy parecidos a los obtenidos anteriormente con el método BURMAN. Por ejemplo, el cuadro 8 presenta los factores para 1982 que ofrece en este caso la desestacionalización directa e indirecta. Los factores para esta última vienen dados por:

$$s_t = x_t / (\tilde{x}_t^D + x_t^B) \quad ,$$

donde $\tilde{x}_t^D$ es la serie de exportaciones totales sin buques desestacionalizada. Se observa que la diferencia entre las dos desestacionalizaciones es muy pequeña. No se aprecia ninguna mejoría con respecto a las revisiones obtenidas en la desestacionalización directa, y la tasa de crecimiento de la serie desestacionalizada sigue presentando revisiones con una desviación típica de casi 70 puntos porcentuales (en términos anualizados).

Así pues, cuando se desestacionaliza la serie por el método de BURMAN, la eliminación del componente que representa la exportación de buques no parece mejorar los resultados. En lo que se refiere a X11 ARIMA se obtiene una conclusión semejante, en consonancia con el hecho de que las predicciones no mejoran tampoco con la vía indirecta. De hecho, para 1982, prediciendo $\tilde{x}_t(1)$ por medio del modelo mencionado, y $x_t^B(1)$ por medio de la media de los últimos 4 años, la desviación típica del error cometido al predecir el agregado aumentaba un 3%.

Cuadro 8

FACTORES ESTACIONALES, 1982

	Ene.	Feb.	Mar.	Abr.	Mayo	Jun.
Directa	85.0	106.9	105.7	95.8	103.3	98.4
Indirecta	84.5	108.1	106.7	95.6	103.6	98.4

	Jul.	Ago.	Sep.	Oct.	Nov.	Dic.
Directa	111.1	79.7	82.9	91.2	106.2	136.2
Indirecta	111.4	79.9	83.1	91.1	106.8	135.1

6. UNAS CONSIDERACIONES FINALES.

En las secciones anteriores hemos llegado a conclusiones, algunas de las cuales vamos a resumir.

En relación con el período muestral, enero 1974 parecía ser un mes adecuado para comenzar la muestra. La estacionalidad que la serie presenta se presta a su modelización como estacionalidad estocástica. Sin embargo, la estructura estocástica de la serie es algo distinta de aquella para la cual X11 resulta (aproximadamente) óptimo. Consideramos, pues, dos métodos de desestacionalización: X11 ARIMA y el método de BURMAN.

El modelo: $(1-\phi L)\nabla_{12} \log x_t = (1-\theta_{12} L^{12})a_t + c$ ofrecía una identificación razonable. Dicho modelo, y los resultados de su estimación indican que se trata de una serie con tendencia localmente lineal (en los logaritmos), con un fuerte comportamiento estacional, y considerablemente errática. Por otra parte, la estabilidad del modelo era alta para períodos muestrales alternativos.

Los dos procedimientos que hemos discutido X11 ARIMA y el método de Burman parecen ofrecer desestacionalizaciónes similares, razonables, triviales de ejecutar, y la sustitución del método utilizado hasta ahora en el BE por uno de ellos es aconsejable. Un punto importante es que dada, por un lado, la mejora que se produce en la estimación del factor al desestacionalizar contemporáneamente, y dada, por otro lado, la sencillez computacional de hacerlo de este modo, no se justifica la utilización de factores proyectados un año por delante. Sólamente consideraremos, pues, desestacionalizaciones contemporáneas.

¿Que serie resulta de la desestacionalización (por cualquiera de los dos métodos) de la serie original? Primero, hemos visto que se trata de una serie muy errática. Segundo, hemos visto también que la estacionalidad se mide contemporáneamente mal; dado que las fluctuaciones estacionales son grandes, esto se traduce en imprecisión en la medición de la serie desestacionalizada y de su tasa de crecimiento. En resumen, ambos métodos nos dicen que se mide mal algo muy errático.

Las conclusiones son las mismas para una y otra estimación: las tasas desestacionalizadas son demasiado erráticas e imprecisas para poder ser utilizadas en el seguimiento de la serie. Pero estos problemas no parecen atribuíbles al método de desestacionalización, sino que se derivan de la estructura misma de la serie: si el componente irregular es importante, la serie desestacionalizada tendrá que ser errática. Si el error de predicción es alto y la estacionalidad cambia rápidamente, las revisiones habrán de ser también altas.Esto, obviamente, sugiere el interés de buscar mediciones más satisfactorias a emplear en el seguimiento de la serie; medidas que resulten más estables y precisas. En un próximo documento analizaremos esta cuestión.

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.º 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.º 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.º 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—.

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

Información: Banco de España, Servicio de Publicaciones. Alcalá, 50. Madrid-14.