

**UNA FUNCION DE EXPORTACIONES PARA LA
ECONOMIA ESPAÑOLA**

Ignacio Mauleón

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: 84-505-1384-7

Depósito legal: M.13033 - 1985

Talleres Gráficos del Banco de España

I N D I C E

Resumen

I - La función de exportaciones

II - Análisis estadístico

2.1. ¿Niveles o diferencias?

2.2. Contrastes de validación

III - Apéndice I: Algunas consecuencias de una
diferenciación innecesaria.

IV - Apéndice II: Gráficos y Tablas

Referencias



Resumen

Este trabajo presenta una estimación econométrica de la función de exportaciones española. Las variables explicativas parecen ser el nivel de comercio mundial, y en menor medida, un índice de competitividad. La elasticidad de la primera variable es 1.3 y la de la segunda $-.5$. Los resultados son similares a los obtenidos en trabajos anteriores por J.M. Bonilla.

Palabras clave

Exportaciones, comercio mundial, índice de competitividad, niveles o diferencias.

Abstract

This paper presents an estimation of the exports function for the spanish economy. Real exports are made to depend on an index of world trade (real terms) and a real effective exchange rate. The elasticity of real exports w.r.t. the first variable is 1.3 and w.r.t. the second, $-.5$.

Keywords

Exports, world trade, real effective exchange rate, levels or first differences.

I . La función de exportaciones

La conclusión fundamental obtenida a través de un análisis estadístico de las exportaciones españolas en los últimos diez años, es que estas parecen estar explicadas fundamentalmente por la evolución del comercio mundial, y en menor medida por las variaciones de un índice de competitividad. La conclusión es por consiguiente muy similar a la obtenida en (1) con una muestra que llegaba hasta el año 1973. Es evidente que esta coincidencia, da mayor validez a ambas estimaciones. Sin embargo, hay alguna diferencia en el valor estimado para el índice de competitividad, cuyo origen se discute más adelante, y que en este trabajo se considera que es menor.

La función básica estimada es

$$\text{LXR} = -0.85 \text{ D23} + 1.3 \text{ LIMW} - .16 (\text{PRX}_{-1} + \text{PRX}_{-2} + \text{PRX}_{-3})$$

(3.4) (18.) (5.8)

(1.1)

$$R^2 = .92, \quad \hat{\sigma} = .077, \quad \text{DW} = 1.54, \quad \text{T}=40(74.2 - 84.1)$$

donde LXR son las exportaciones españolas en términos reales, LIMW las importaciones mundiales reales, PRX los precios relativos de las exportaciones españolas, y D23 es una dummy estacional que toma los valores (0,1,1,0) en los correspondientes trimestres del año. Todas las variables están en logaritmos de modo que los coeficientes miden elasticidades. La elasticidad respecto al índice de competitividad a largo plazo es por lo tanto -.52.

Hay varias modificaciones posibles de esta ecuación. Substituyendo la variable LIMW por las

importaciones de los países industriales (LIMI) se obtiene,

$$LXR = -.08D23 + 1.3 LIMI -.16(PR\bar{X}_{-1} + PR\bar{X}_{-2} + PR\bar{X}_{-3})$$

(3.4) (19.) (5.5)

$$R^2 = .92, \quad \hat{\sigma} = .074, \quad DW = 1.62, \quad T = 4D(74.2-84.2)$$

(1.2)

que es igual a la anterior a todos los efectos prácticos. En segundo lugar, y dado que los índices de precios de las exportaciones españolas parecen plantear ciertos problemas, se ha probado a substituirlos por el índice del tipo de cambio efectivo real frente al resto del mundo, deflactado por los respectivos índices de precios al consumo (LER). Los resultados de esta estimación son

$$LXR = 3.32 D23 + 3.4 D14 + 1.35 LIMW -.44 LER_{-2}$$

(5.6) (5.8) (20.4) (3.5)

$$R^2 = .93, \quad \hat{\sigma} = .074, \quad DW = 1.7, \quad T = 40(74.2-84.2) \quad (1.3)$$

Los coeficientes a largo plazo de todas las variables son muy similares al caso anterior y el resto de los criterios estadísticos también. Únicamente cambian substancialmente las dummies estacionales, pero esto es consecuencia de que captan la estacionalidad de todas las variables de la ecuación.

En principio, la variable correcta a utilizar es el índice de precios relativos de exportación, y dado que esa variable entra en la ecuación

con una estructura dinámica más coherente, se ha preferido seleccionar como ecuación básica la presentada al principio. En todo caso, es interesante analizar el comportamiento de otros tipos de cambio reales en la ecuación de exportaciones, y la Tabla 1 del Apéndice II, presenta una muestra de resultados. La conclusión básica es que todos ellos parecen dar el mismo resultado, con coeficientes que van desde -.44 a -.65 y razones 't' de (1.5) a (3.6). Esta coincidencia, refuerza la estimación inicial presentada en este trabajo, para el efecto del índice de competitividad en las exportaciones.

Finalmente, es interesante observar que la ecuación predice razonablemente la evolución del año 1984. El resto del documento esta dedicado a la presentación del análisis estadístico de la ecuación básica, y a la discusión de ciertos problemas económicos de especificación. El Apéndice II recoge algunos gráficos de variables relevantes.

II. Análisis estadístico

Los gráficos (1,2) representan los logaritmos de las exportaciones españolas en términos reales (LXR) y de las importaciones mundiales (LIMW). Las series presentan una tendencia bastante marcada, por lo que en principio parece conveniente tomar una primera diferencia. Sin embargo, como se analiza en el siguiente apartado, lo adecuado en este caso es analizar directamente los niveles.

Dos ecuaciones alternativas a la escogida como preferible, han sido ya presentadas en el apartado anterior. Hay otras especificaciones posibles que se presentan a continuación. Si se añade el retraso cuarto de LIMW se obtiene

$$LXR = -.079 D23 + .74 LIMW - .17 (PRX_{-1} + PRX_{-2} + PRX_{-3})$$

(3.6) (4.5) (6.9)

$$+ .5 LIMW_{-4} + \hat{e}$$

(3.4)

$$R^2 = .94, \quad \hat{\sigma} = 0.068, \quad DW = 1.8, \quad T=40 \quad (74.2-84.1)$$

(2.1.)

En primer lugar, observamos que las elasticidades a largo de todas las variables permanecen prácticamente inalteradas. En segundo lugar el coeficiente de LIMW₋₄ parece implicar una estructura estacional cuando menos, extraña. Finalmente, este coeficiente no es demasiado estable, al estimar la muestra en diferentes períodos, así que se decidió eliminarlo de la ecuación básica presentada en la sección anterior.

En (1) se obtuvo con una muestra casi totalmente diferente , una estimación bastante similar a la aquí presentada. Sin embargo, el coeficiente del índice de competitividad era casi el doble que el obtenido en este trabajo. La diferencia parece estribar en el tratamiento dado a la estacionalidad en uno y otro caso. En el estudio citado se trabajó con series desestacionalizadas por medio del método X-11. Introducir un conjunto de dummies estacionales no restringidas en una regresión también tiene como efecto desestacionalizar todas las variables. Los resultados de esta regresión son

$$L\chi R = -1.5 D23 + 1.28 LIMW - .29 (PR\chi_{-1} + PR\chi_{-2} + PR\chi_{-3})$$

(1.4) (18.) (2.9)

$$-1.4 D1 + .007 D2 - 1.4 D4 \qquad (2.2)$$

(1.3) (.21) (1.3)

El coeficiente a largo plazo de PR χ pasa a ser .87, es decir casi el doble, aunque su significatividad cae mucho, indicando que su valor ha sido estimado con mucha menor precisión. Además todas las dummies aparecen como no significativas, lo que es indicación automática de que se debe buscar algún tipo de restricción. La estimación con desestacionalización previa, parece ser por lo tanto la causa de la discrepancia en el coeficiente de PR χ . Por los motivos que se acaban de comentar, en este trabajo se ha considerado más correcta la ecuación obtenida con las variables originales. Puede ser de interés notar que este es un ejemplo práctico del problema mencionado por K-Wallis.

Para validar una ecuación es necesario someterla a una batería de contrastes que puedan ami

norar el carácter más o menos arbitrario que inevitablemente conlleva un proceso de especificación econométrico. Un conjunto bastante completo de contrastes está dado por los siguientes:

- a) estabilidad
- b) ausencia de correlación serial en los residuos
- c) no omisión de variables significativas
- d) ausencia de datos atípicos

En ocasiones , es importante también llevar a cabo contrastes de normalidad y heterocedasticidad. La propia naturaleza del problema económico que se investiga suele sugerir naturalmente, otros contrastes importantes que deben llevarse a cabo. En las secciones siguientes se presentan los resultados (resumidos) de los contrastes aplicados a esta ecuación. Los gráficos (5,6) presentan la variable original junto con la ajustada, y los residuos de la estimación. El ajuste es bueno, y no se detecta la presencia de ningún dato atípico.

2.1. ¿Niveles o diferencias?

Los gráficos (1,2) muestran una tendencia clara en las variables LX , LIMW, por lo que una reacción automática en muchos casos es tomar primeras diferencias de las variables. Regresando la variable dependiente en una constante y un retraso, el estimador del coeficiente de la variable retrasada es consistente bajo condiciones bastante generales, y es por lo tanto una primera indicación sobre la conveniencia o no de diferenciar. La estimación mínimo cuadrática da como resultado,

$$LXR = 1.1 + .86 LXR_{-1} + \hat{e}$$

(1.6) (9.4)

$$R^2 = .7, \quad DW = 2.8, \quad T=40(74.2-84.1), \quad \tilde{\sigma} = .15$$

(2.3)

Aunque el coeficiente es alto, es dudoso que pueda tomarse igual a la unidad. Una estimación algo más potente consiste en regresar la variable dependiente en cuatro 'dummies' estacionales y cuatro retrasos (dado que tratamos datos trimestrales). El resultado de esta estimación es,

$$LXR = .16 D1 + .13 D2 - .003 D3 + .02 D4$$

(1.3) (1.7) (1.8) (1.8)

$$+ .25 LXR_{-1} + .28 LXR_{-2} + .31 LXR_{-3} + .14 LXR_{-4} + \hat{e}$$

(2.4)

$$R^2 = .94, \quad DW = 2.0, \quad T=40(74.2-84.1), \quad \tilde{\sigma} = .074$$

donde D1, D2, D3, D4, son dummies estacionales para los cuatro trimestres.

Los resultados de esta estimación, ponen seriamente en cuestión la conveniencia de tomar diferencias, ya que la estimación de las raíces unitarias de un modelo de este tipo es consistente. Sin embargo, ningún coeficiente es significativo y todos ellos toman valores muy bajos.

En todo caso es interesante realizar el ejercicio último, con las variables en diferencias, lo que da

$$\Delta LXR = .07 D1 + .06 D2 - .07 D3 + .2 D4$$

(1.9) (1.5) (1.8) (5.0)

$$-.82 \Delta LXR_{-1} - .6 \Delta LXR_{-2} - .37 \Delta LXR_{-3} - .32 \Delta LXR_{-4}$$

(4.7) (3.0) (1.9) (1.9)

$$R^2 = .82, \quad DW = 1.96, \quad T = 40(74.2 - 84.1), \quad \hat{\sigma} = 0.7$$

(2.5)

En esta última estimación, la estructura de retrasos es cuando menos chocante. De hecho, este resultado puede explicarse como una consecuencia de una diferenciación no necesaria. Supongamos que el proceso 'u_t' sigue un AR (1),

$$u_t = \varepsilon_t / (1 - \alpha L), \quad \varepsilon_t \sim (0, \sigma) \quad (2.6)$$

No es difícil ver que (ver Apéndice)

$$\Delta u_t \approx - \sum p^s \Delta u_{t-s} + \varepsilon_t \quad (2.7)$$

donde $p = (1-\alpha)$, y esto es una posible explicación para los resultados anteriores. Alternativamente, si $\alpha = 0$ y estimamos el modelo siguiente por mínimos cuadrados

$$\Delta u_t = \delta_1 \Delta u_{t-1} + \delta_2 \Delta u_{t-2} + v_t \quad (2.8)$$

obtenemos (ver Apéndice)

$$\begin{aligned} \text{plim } \delta_1 &= -.66 \\ \text{plim } \delta_2 &= -.33 \end{aligned} \quad (2.9)$$

que empieza a parecerse mucho a la estimación de (2.5)

Consideremos ahora que ocurre si estimamos la ecuación presentada al comienzo en diferencias. En primer lugar, sea el modelo de regresión usual

$$Y = \chi\beta + \varepsilon \quad \varepsilon \sim (0, I\sigma^2) \quad (2.10)$$

o alternativamente

$$\Delta Y = \Delta\chi\beta + \Delta\varepsilon \quad V(\Delta\varepsilon) = \Omega \neq \text{diagonal} \quad (2.11)$$

Si no hay variables dependientes retrasadas entre los regresores, el único problema que esta transformación plantea es la introducción de correlación serial en los residuos. Pero los estimadores mínimo cuadrados del modelo en diferencias son consistentes, aunque las varianzas usuales dejarán de ser las adecuadas. Por otra parte,

$$E(\Delta\varepsilon, \Delta\varepsilon_{-1}) = -0.5 \quad (2.11)$$

de modo que el D.w. deberá ser aproximadamente igual a +3.

Los resultados de estimar la ecuación de exportaciones en diferencias son los siguientes:

$$\Delta LXR = -.075 + 1.1 \Delta LIMW - .2 (PRX_{-1} + PRX_{-2} + PRX_{-3}) \quad (3.3) \quad (5.0) \quad (.6)$$

$$DW = 2.95, \quad T = 40 \quad (74.2 - 84.1) \quad (2.12)$$

es decir, que ocurre exactamente, lo previsto bajo el supuesto de que el modelo en niveles sea el correcto.

Una forma alternativa de detectar la conveniencia de una diferenciación es contrastar la heterocedasticidad de las perturbaciones. Supongamos que la variable ' Y_t ' sigue el modelo

$$Y_t = t + \varepsilon_t \quad (2.13)$$

Si la varianza de ε_t es constante, con el paso del tiempo, el comportamiento de ' Y_t ' es completamente determinístico. La experiencia rechaza en general este modelo para las series económicas. Es más lógico por consiguiente, suponer que la varianza de ' ε_t ' es una función creciente del tiempo, y así, los errores son heterocedásticos. Consecuentemente, es necesario llevar a cabo un contraste de la homocedasticidad de las perturbaciones del modelo en niveles, lo que puede hacerse por medio de la expresión

$$\frac{\hat{\varepsilon}_2, \hat{\varepsilon}_2 / T_2 - K}{\hat{\varepsilon}_1, \hat{\varepsilon}_1 / T_1 - K} - F_{(T_2 - k), (T_1 - K)} \quad (2.14)$$

siendo $\hat{\varepsilon}_i$ los errores obtenidos al estimar por mínimos cuadrados ordinarios, la muestra ' i ' (el equivalente asintótico cuando $T_i \rightarrow \infty$ se obtiene al multiplicar la expresión por T_2 , estimando los parámetros con toda la muestra).

En la ecuación que nos ocupa, el contraste después de dividir la muestra en dos puntos iguales da como resultado

$$1.3 - F_{(17,17)} \quad (2.15)$$

lo que permite aceptar la hipótesis nula de homocedasticidad con gran holgura (el valor de una $F_{(17,17)}$ al 95 % es 2.29). En general, la relevancia de la observación sobre el modelo (2.13) es indiscutible. Sin embargo, en casos concretos cuando la tendencia es suave, para un período de tiempo corto, la aproximación en niveles puede ser más adecuada. Este es el caso de las exportaciones.

2.2. Contrastes de validación

Contrastes de correlación serial

Como la variable retrasada no aparece entre los regresores los contrastes de correlación serial se pueden llevar a cabo sencillamente calculando el R^2 obtenido al regresar los errores en sus retrasos. La corrección por grados de libertad en este caso es irrelevante.

<u>correlación de orden</u>	<u>T R²</u>	<u>Valor de una $\chi^2(1)$ al 95 %</u>
1	.98	3.84
2	1.9	3.84
3	.4	3.84
4	.01	3.84

(2.16)

Contrastes de variables excluidas

Excepto en el caso en que se contrastan los retrasos de la variable dependiente, puede utilizarse un contraste F convencional, que es

$$\frac{T-K}{q} \left(\frac{SR - SNR}{SNR} \right) - F(q, T-K) \quad (2.17)$$

dummies estacionales:

El modelo no restringido se obtiene al añadir, por ejemplo, las dummies D1, D2, D4.

Valor del contraste	cota $F_{3,34}$ al 95 %
.68	2.86

Retrasos de la variable dependiente:

El contraste F en este caso es conveniente utilizarlo, como una buena aproximación a la distribución finita desconocida. El contraste se realiza añadiendo cuatro retrasos de la variable dependiente.

Valor del contraste	cota $F_{4,33}$ al 95 %
2.4	2.67

Retrasos de la variable LIMW:

Se lleva a cabo añadiendo cuatro retrasos del comercio mundial

Valor del contraste	cota $F_{4,33}$ al 95 %
2.9	2.67

En este caso el contraste es rechazado formalmente, aunque los valores estimados son

	LIMW ₋₁	LIMW ₋₂	LIMW ₋₃	LIMW ₋₄
coef.	.18	.12	-.16	.55
t	.75	.4	-.7	2.76

El problema parece provenir claramente del cuarto retraso. En la sección anterior se ha presentado la ecuación estimada añadiendo ese retraso, y se comprueba que nada substancial cambia. En todo caso,

ese coeficiente supone un comportamiento estacional poco creíble y es muy probable que sea una correlación espúrea provocada por la dudosa calidad de algunas series.

Retrasos del tipo de cambio real:

Dado que esta variable entra de forma restringida, una forma posible de contrastar la exclusión de otros retardos, es añadir los retardos 2,3,4 y el valor corriente.

Valor del contraste	cota $F_{4,33}$ al 95 %
0.28	2.67

Especificación general:

Es útil también considerar un contraste global de todas las variables anteriores excluidas. Añadiendo todas las mencionadas anteriormente, excepto los retrasos de la propia variable dependiente, obtenemos:

Valor del contraste	cota $F_{15,22}$ al 95 %
1.0	2,18

Es curioso observar que en esta última regresión, (40 observaciones, 18 variables), ni una sola de las variables exógenas es significativa. Esto es una simple muestra de que la significatividad de una variable que finalmente aparece de modo tan claro (LIMW: $t = 20$), no se detecta en absoluto en un modelo 'general'. La metodología de especificación de lo general a lo particular presenta con frecuencia

problemas de este tipo, lo que introduce ciertas dudas sobre su validez.

Contrastes de estabilidad

En primer lugar, se ha contrastado la estabilidad de la ecuación básica estimada por medio del test de Chow, eliminando observaciones al principio y al final de la muestra. Los resultados son los siguientes:

Valor del contraste		
6 últimas observac.	2.0	cota $F_{6,31}$ al 95% = 2.42
4 primeras "	.9	cota $F_{4,33}$ al 95% = 2.67

En segundo lugar, se ha llevado a cabo un contraste de estabilidad para el último período de la muestra, y especialmente para los tres primeros trimestres del año 84. Dado que los datos de la variable LIMW no estaban disponibles para este período, ha sido necesario realizar este ejercicio con la ecuación estimada, utilizando la variable LIM1 (importaciones de los países industriales). Como el tes de Chow es interpretable como un test de predicción exacto en este caso, los contrastes de este tipo son equivalentes a una simulación. A continuación se presentan una serie de contrastes para períodos seleccionados.

<u>Período de es</u> <u>timación</u>	<u>Observaciones</u> <u>contrastadas</u>	<u>Valor del</u> <u>contraste</u>
74.2 - 81.4	82.1-82.4	1.3 cota $F_{4,28}$ al 95%=2.7
74.2 - 82.4	83.1-83.4	.75 cota $F_{4,33}$ al 95%=2.67
74.2 - 83.4	84.1-84.3	1.1 cota $F_{4,37}$ al 95%=2.48
74.2 - 81.4	82.1-84.3	1.2 cota $F_{4,28}$ al 95%=2.57

Resumiendo los resultados de esta sección, podemos afirmar que la ecuaciónes muy estable, incluso en los períodos más volátiles, como es el año 1984. Asimismo los coeficientes de las variables explicativas, son individualmente muy estables, aunque sus valores se omiten para simplificar la presentación.

III. Apéndice I. Algunas consecuencias de una diferenciación innecesaria.

Supongamos que la variable 'u_t' sigue un proceso AR(1),

$$u_t = \varepsilon_t / (1 - \alpha L), \quad \varepsilon_t \sim \text{i.i.d}(0, \sigma) \quad 0 < \alpha < 1 \quad (\text{A.1.})$$

y que tomamos una primera diferencia lo que da,

$$\Delta u_t = \Delta \varepsilon_t / (1 - \alpha L) \quad (\text{A.2.})$$

El polinomio del término de error puede escribirse ahora,

$$\frac{1-L}{1-\alpha L} = \sum_{s=0}^{\infty} \theta_s L^s \quad (\text{A.3.})$$

de donde obtenemos

$$\begin{aligned} 1-L &= \sum_{s=0}^{\infty} \theta_s L^s - \alpha \sum_{s=0}^{\infty} \theta_s L^{s+1} \\ &= \theta_0 + \sum_{s=1}^{\infty} (\theta_s - \alpha \theta_{s-1}) L^s \end{aligned} \quad (\text{A.4})$$

e igualando potencias de L en ambos lados de esta última expresión,

$$\begin{aligned} \theta_0 &= 1 \\ \theta_1 &= -(1-\alpha) \\ \theta_s &= \alpha \theta_{s-1} \quad s > 1 \end{aligned} \quad (\text{A.5})$$

con lo que podemos escribir

$$\Delta u_t = \varepsilon_t - (1-\alpha) \varepsilon_{t-1} - \alpha(1-\alpha) \varepsilon_{t-2} - \alpha^2(1-\alpha) \varepsilon_{t-3} \dots (\text{A.6})$$

o de un modo más compacto,

$$\Delta u_t = (1 - \rho L) \varepsilon_t - (1 - \alpha) \alpha \varepsilon_{t-2} / (1 - \alpha L) \quad (\text{A.7})$$

donde $\rho = 1 - \alpha$. Alternativamente esta última expresión puede reescribirse como

$$\frac{\Delta u_t}{1 - \rho L} = \varepsilon_t - \alpha (1 - \alpha) \frac{\varepsilon_{t-2}}{(1 - \alpha L)(1 - \rho L)} \quad (\text{A.8.})$$

Consideremos ahora el polinomio que divide a ε_{t-2} , y que desarrollando da

$$(1 - \alpha L)(1 - \rho L) = 1 - L + \alpha (1 - \alpha) L^2 \quad (\text{A.9.})$$

Es fácil comprobar que las raíces de este último polinomio pueden escribirse como sigue

$$L^{-1} = 0.5 \pm \delta \quad 0 < \delta < 0.5 \quad (\text{A.10})$$

Teniendo en cuenta que el segundo término del lado derecho en (A.8) está multiplicado por $\alpha(1 - \alpha) < 0.25$ y dado (A.10), podemos despreciarlo y aproximar (A.8) como sigue

$$\Delta u_t \approx - \sum_{s=1}^m \rho^s \Delta u_{t-s} + \varepsilon_t \quad (\text{A.11})$$

para algún 'm' tal que $\rho^{m+1} \approx 0$

Si $\alpha = 0$ el análisis puede llevarse a cabo de otro modo más sencillo. En primer lugar tenemos,

$$\Delta u_t = \varepsilon_t - \varepsilon_{t-1} \quad (\text{A.12})$$

y substituyendo recursivamente,

$$\Delta u_t = -\Delta u_{t-1} - \Delta u_{t-2} \dots - \Delta u_{t-s-1} + \varepsilon_t - \varepsilon_{t-s} \quad (\text{A.12})$$

Si estimamos por mínimos cuadrados el modelo

$$\Delta u_t = \sum_{p=1}^{s-1} \beta_s \Delta u_{t-p} + v_t \quad (\text{A.13})$$

dado que $E \Delta u_{t-s-1} \varepsilon_{t-2} \neq 0$ obtendremos un sesgo en el coeficiente estimado para β_s , y por lo tanto, en todos los demás. Es interesante analizar el sesgo asintótico en casos concretos. En primer lugar, nota mos que

$$E (\Delta u_t \Delta u_{t-p}) = \begin{cases} 2 \sigma^2 & , \quad p=0 \\ \sigma^2 & \quad p= \pm 1 \\ 0 & \quad |p| > 1 \end{cases}$$

$$E \Delta u_{t-p} \varepsilon_t = 0 \quad p > 1$$

$$E \Delta u_t \varepsilon_{t-p} = \begin{cases} -\sigma^2 & \quad p=0 \\ 0 & \quad p>1 \end{cases} \quad (\text{A.14})$$

Escribiendo el modelo (A.13) como

$$\Delta u_t = z_t' \beta + v_t \quad (\text{A.15})$$

obtenemos

$$\hat{\beta} = \beta + (z'z)^{-1} z'v$$

$$\text{plim } \hat{\beta} = \beta + (\text{plim } z'z/T)^{-1} \text{plim } (z'v/T) \quad (\text{A.16})$$

Como $\Delta u_t, \varepsilon_t$, son variables estacionarias, las covarianzas muestrales serán estimadores consistentes de sus contrapartidas verdaderas. Utilizando (A.14) podemos escribir

$$\text{plim } (z'z/T)^{-1} \text{plim } (z'V/T) =$$

$$\begin{bmatrix} 2 & -1 & 0 & \dots & 0 \\ -1 & -2 & -1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & -1 & 2 & -1 & 0 & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & \dots & \dots & 0 & -1 & 2 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} 0 \\ . \\ . \\ \dots \\ 1 \end{bmatrix} \quad (\text{A.17})$$

En el caso de que $s=1$ en (A.13) obtenemos

$$\text{plim } \beta_1 = -0.5 \quad (\text{A.18})$$

y por esto el D.W. en este caso deberá ser aproximadamente igual a +3. Para otros 's', los límites en probabilidad obtenidos son los siguientes

s	β_{1p}	β_{2p}	β_{3p}	β_{4p}	
2	-0.5				
3	-0.66	-0.33			
4	-0.75	-0.5	-0.25		
5	-0.8	-0.6	-0.4	-0.2	(A.19)

$$(\beta_{ip} = \text{plim } \hat{\beta}_i).$$

IV. Apéndice II. Gráficos y Tablas

Definición de las variables utilizadas

- L X R : Logaritmo de las exportaciones españolas en términos reales.
- LIMW : Logaritmo de las importaciones mundiales en términos reales.
- LIMI : Logaritmo de las importaciones de los países industriales.
- PRX : Precios relativos de las exportaciones españolas respecto a los precios de las exportaciones mundiales construido como

Precios de las exportaciones españolas

Tipo pta/dólar * Precios de las exportaciones mundiales
(medido en logaritmos)

- LER : Logaritmo del tipo de cambio efectivo real frente al resto del mundo deflactado con los índices de precios al consumo. Una caída indica una mejora de la competitividad.

D1, D2, D3, D4: dummies estacionales para los cuatro trimestres del año

$$D_{23} = D_2 + D_3$$

$$D_{14} = D_1 + D_4$$

Fuentes: Banco de datos del SEBE
Ministerio de Comercio

Series obtenidas a partir de las publicaciones del Fondo Monetario Internacional, por Pilar L'Hotellerie.

Tabla 1
Estimaciones con diferentes
tipos de cambio reales

	I	II	III	IV	V	VI
D 23	3.3 (5.6)	3.67 (4.4)	3.29 (3.0)	3.6 (4.8)	3.8 (3.8)	2.9 (2.4)
D 14	3.4 (5.7)	3.75 (4.6)	3.38 (3.1)	3.7 (4.9)	3.9 (3.9)	2.98 (2.4)
LIMW	1.35 (20.)	1.38 (19.)	1.37 (17.)	1.38 (17.)	1.45 (16.)	1.46 (14.)
TPER ₋₂	-.44 (3.5)	-.54 (2.8)	-.45 (1.7)	-.53 (3.6)	-.65 (2.9)	-.45 (1.5)
R ²	.93	.92	.91	.92	.91	.89
D.W.	1.7	1.6	1.5	1.9	1.7	1.5
	.073	.077	.082	.073	.077	.084
T	4 (74.2- -84.1)	—	—	—	—	—

Definición de los tipos de cambio

TPER	I	Precios de consumo :	Mundial
	II	"	" : Países Desarrollados
	III	"	" : CEE
	IV	Precios industriales:	Mundial
	V	"	" : Países desarrollados
	VI	"	" : CEE

Gráfico 1.

EXPORTACIONES ESPAÑOLAS EN TERMINOS REALES
(Logaritmos)

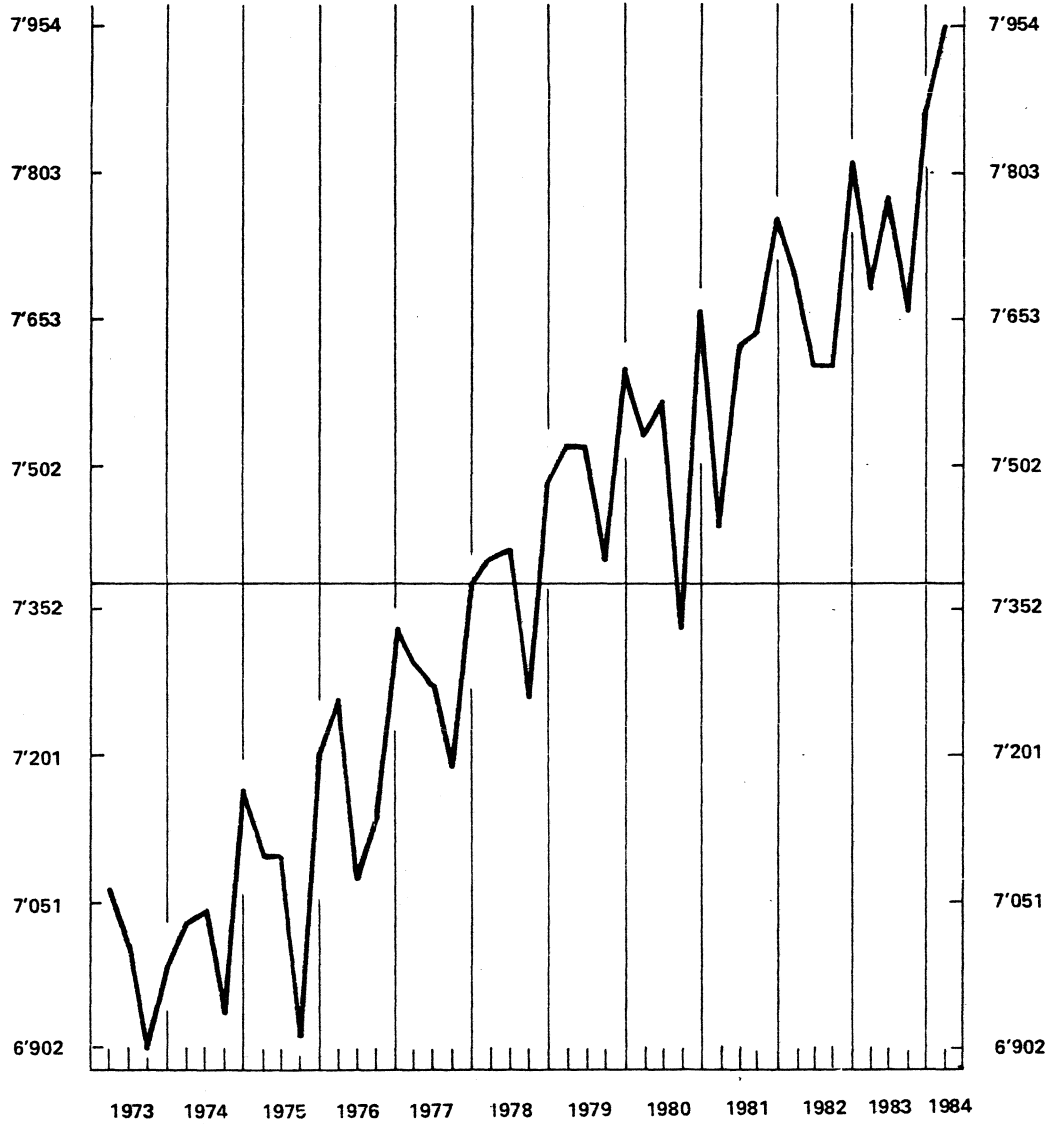


Gráfico 2.

IMPORTACIONES MUNDIALES EN TERMINOS REALES
(Logaritmos)

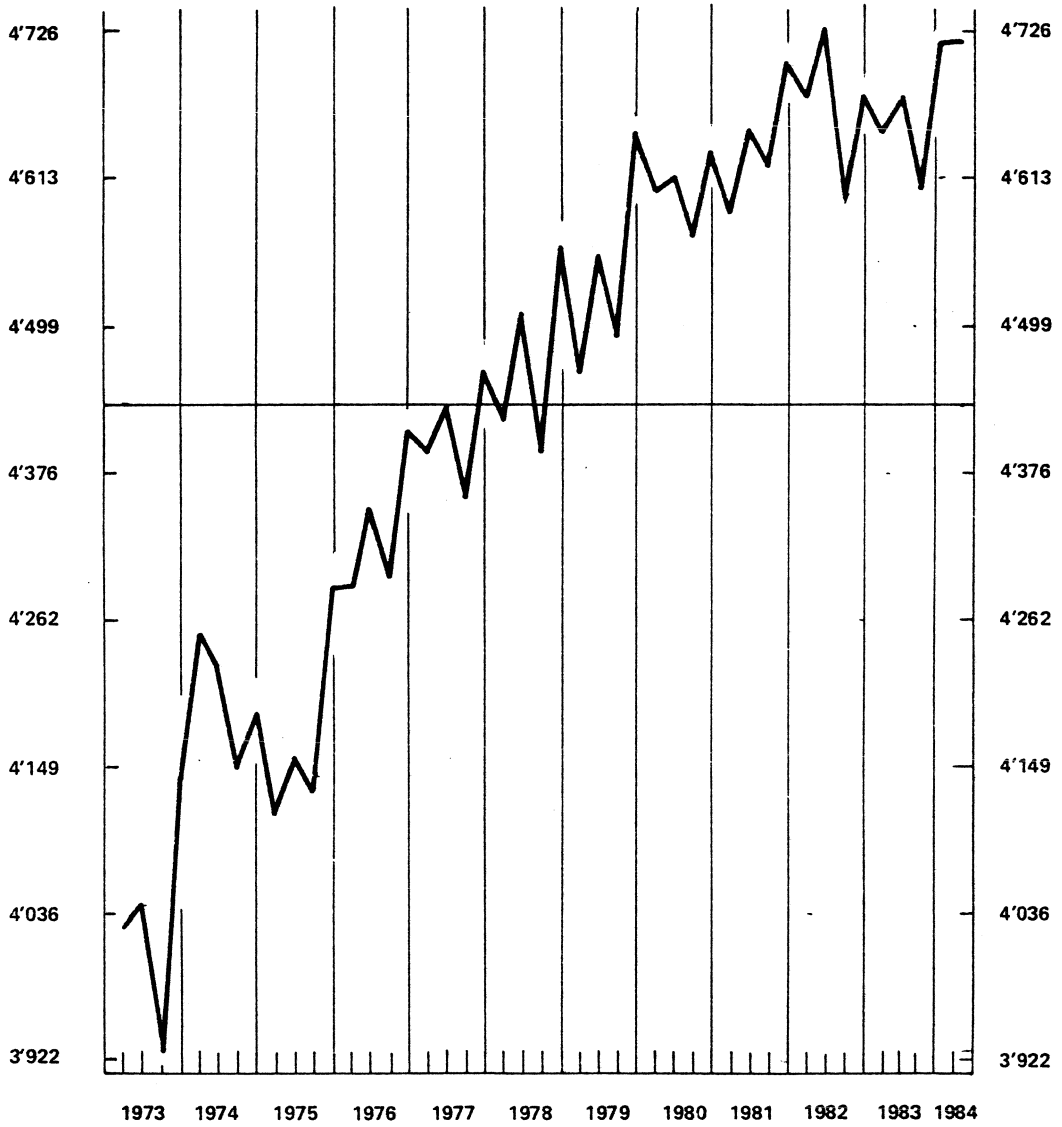


Gráfico 3.

PRECIOS RELATIVOS DE LAS EXPORTACIONES ESPAÑOLAS
(Logaritmos)
(Una caída implica una mejora de la competitividad)

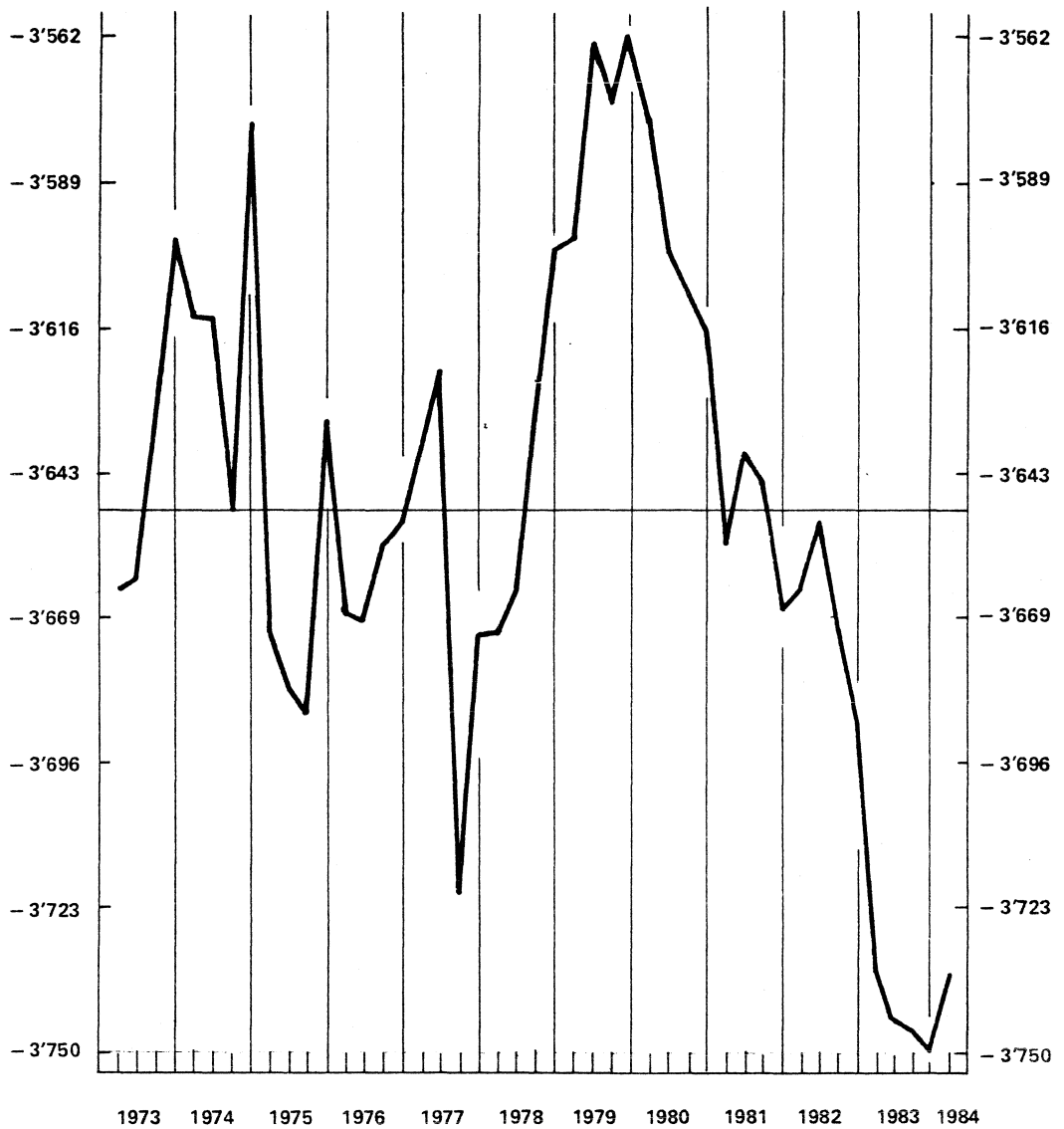
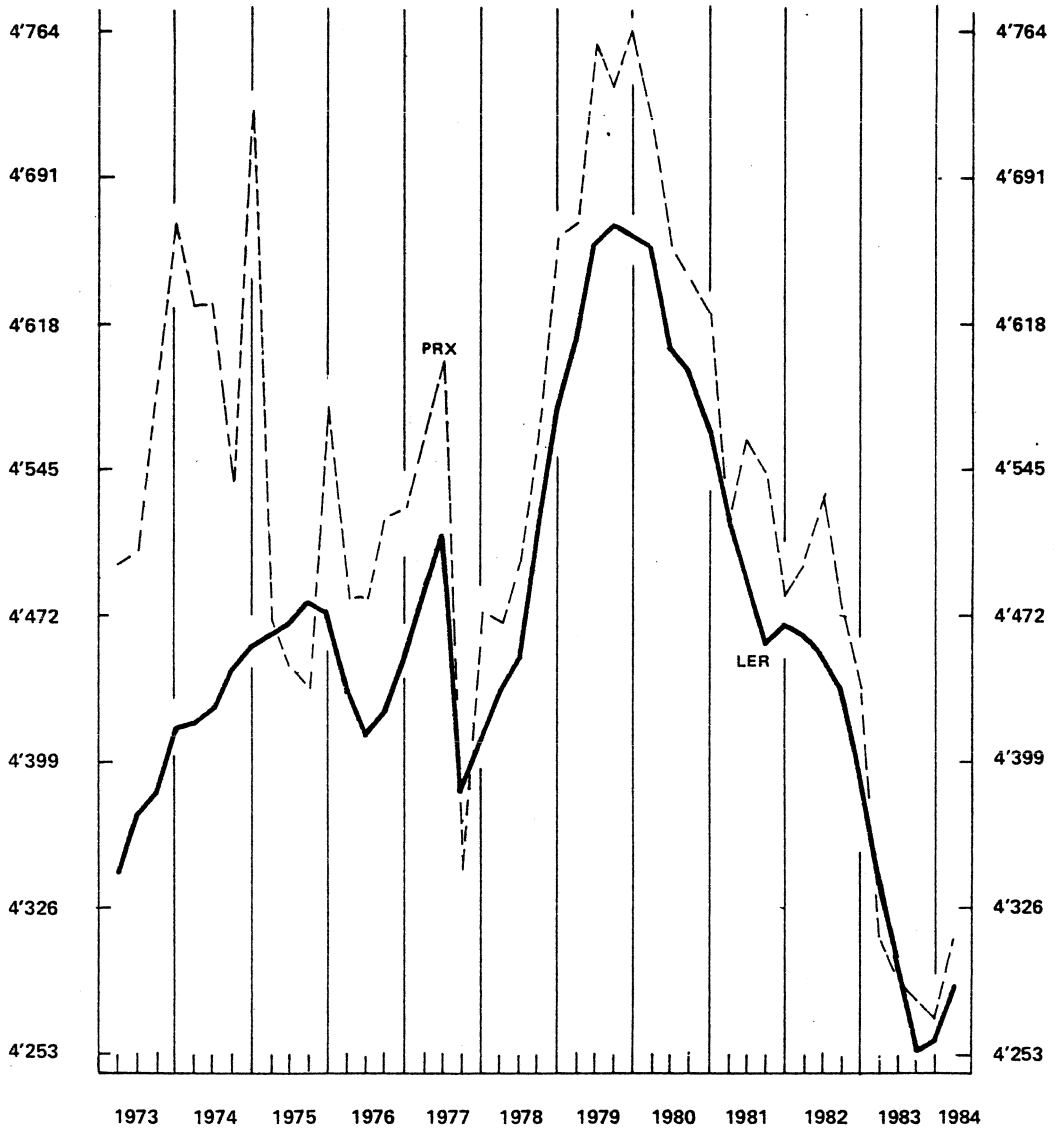


Gráfico 4.

COMPARACION DE INDICES DE COMPETITIVIDAD



Ver apéndice II.

Gráfico 5.

AJUSTE DE LA ECUACION (1,1)

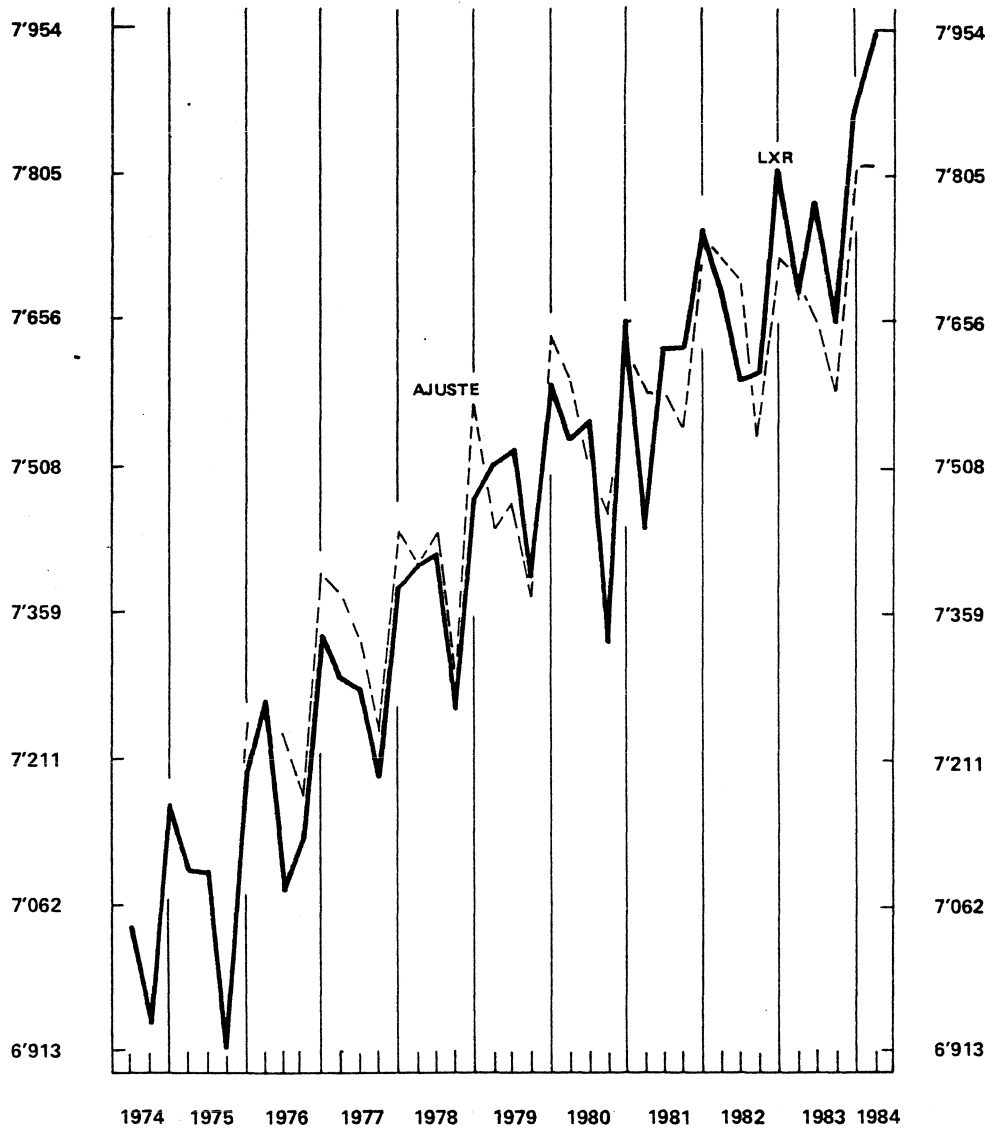
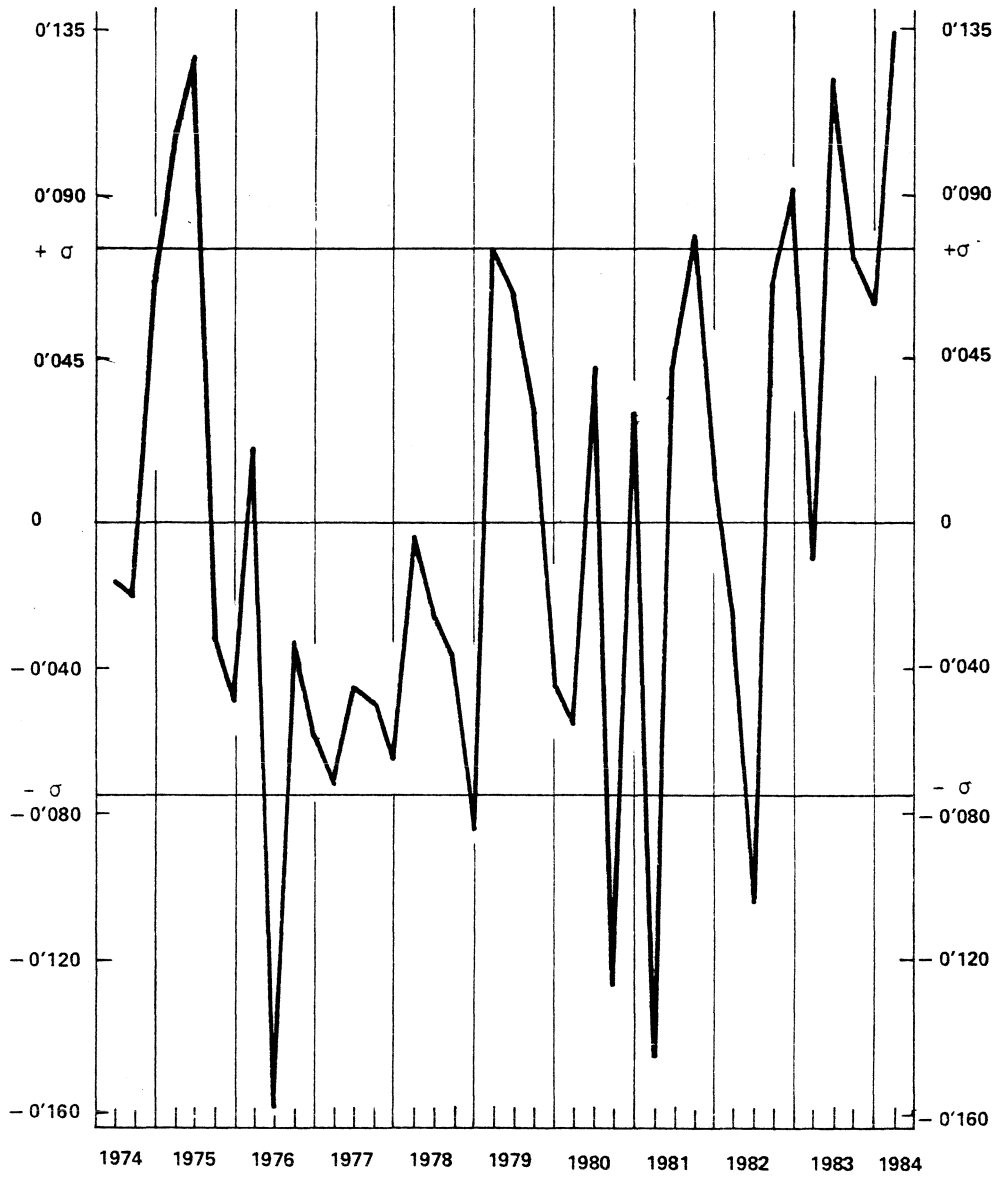


Gráfico 6.

ERRORES DE LA ECUACION (1.1)



Referencias

J.M. Bonilla 'Funciones de importación y exportación para la economía española'. Estudios Económicos n°14. Banco de España (1978).

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 y 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:** Índice 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 maniaco-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.
- 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 inter-temporal disequilibrium approach.
- 8420 **Ignacio Mauleón y José Pérez**: Interest rates determinants and consequences for macro-economic performance in Spain.
- 8421 **Agustín Maravall**: A note on revisions in arima-based signal extraction.
- 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 deflatores 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.

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

Información: Banco de España, Servicio de Publicaciones. Alcalá, 50. 28014 Madrid.

