Investigaciones Económicas (Segunda época). Vol. X, n.º 2 (1986), págs. 357-378

UNA FUNCION DE EXPORTACION PARA LA ECONOMIA ESPAÑOLA

Iñaki MAULEON*

Banco de España

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 0,5. Los resultados son similares a los obtenidos en trabajos anteriores por J. M. Bonilla.

1. Introducción

El objetivo principal de este trabajo es determinar empíricamente los factores fundamentales que determinan la evolución de las exportaciones de bienes españoles, y sus contribuciones relativas. El análisis se realiza con datos trimestrales comprendidos en el período (74-84), con el fin de determinar si ha existido un cambio estructural respecto al período anterior al año 1974, estudiado por Bonilla (1978). El resultado es que la función de exportaciones es básicamente estable, a diferencia del caso de las importaciones (Mauleón (1985)). Además, la contribución del comercio mundial es la decisiva, y los precios relativos sólo tienen una influencia secundaria.

Una cuestión metodológica importante que surgió en el análisis estadístico de este problema fue la modelización en niveles o diferencias, o una combinación de ambos procedimientos (Granger, Engle (1984)). La sección 3.1 y el Apéndice I, discuten en detalle una serie de criterios útiles desde un punto de vista práctico para determinar la conveniencia de la modelización en una u otra forma. Los resultados principales se presentan en la sección 2. Se ha considerado oportuno incluir las referencias básicas sobre el contraste de raíces unitarias desde un punto de vista teórico, así como algunas referencias metodológicas sobre econometría aplicada, en castellano e inglés.

2. 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 éstas parecen estar explicadas fundamentalmente por la evolución del comercio mundial, y en menor

* Agradezco los comentarios de Ricardo Sanz y de un evaluador anónimo.

medida por las variaciones de un índice de competitividad. La conclusión es, por consiguiente, muy similar a la obtenida por Bonilla (1978) 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:

$$LXR = -0{,}085\ D23 + 1{,}3\ LIMW - 0{,}16\ (PRX_{-1} + PRX_{-2} + PRX_{-3})$$
$$\qquad (3{,}4) \qquad\qquad (18{,}0) \qquad\qquad (5{,}8)$$
$$R^2 = 0{,}92,\ \hat{\sigma} = 0{,}077,\ DW = 1{,}54,\ T = 40(74{,}2 - 84{,}1) \qquad [1]$$

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 un dummy estacional que toma los valores (0, 1, 1, 0) en los correspondientes trimestres del año. (El Apéndice III detalla la fuente de las series.) La dummy estacional $D23$ se ha obtenido imponiendo restricciones lineales sencillas, aceptadas por los datos, sobre una estimación no restringida con las cuatro dummies estacionales usuales. El objetivo de este procedimiento es obtener estimaciones más eficientes. El contraste DW se presenta en todas las regresiones, aunque al no haber una constante, su distribución no es la usual. 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, 0.48.

Hay varias modificaciones posibles de esta ecuación. Sustituyendo la variable $LIMW$ por las importaciones de los países industriales ($LIMI$) se obtiene,

$$LXR = -\ 0{,}08\ \ D23 + \ 1{,}3\ \ LIMI - \ 0{,}16\ (PRX_{-1} + PRX_{-2} + PRX_{-3})$$
$$\qquad (3{,}4) \qquad\qquad (19{,}0) \qquad\qquad (5{,}5)$$
$$R^2 = 0{,}92,\ \hat{\sigma} = 0{,}074,\ DW = 1{,}62,\ T = 40(74{,}2 - 84{,}2) \qquad [2]$$

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 sustituirlos 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:

$$LXR = 3{,}32\ D23 + \ 3{,}4\ \ D14 + \ 1{,}35\ LIMW - \ 0{,}44\ \ LER_{-2}$$
$$\qquad (5{,}6) \qquad\qquad (5{,}8) \qquad\qquad (20{,}4) \qquad\qquad (3{,}5)$$
$$R^2 = 0{,}93,\ \hat{\sigma} = 0{,}074,\ DW = 1{,}7,\ T = 40(74{,}2 - 84{,}2) \qquad [3]$$

Los coeficientes a largo plazo de todas las variables son muy similares al caso anterior y el resto de los criterios estadísticos también. Unicamente cambian sustancialmente 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 el cuadro 1 presenta una muestra de resultados. La conclusión básica es que todos ellos parecen dar el mismo resultado, con coeficientes que van desde 0,44 a 0,65 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 está dedicado a la presentación del análisis estadístico de la ecuación básica, y a la discusión de ciertos problemas econométricos de especificación. El Apéndice II recoge algunos gráficos de variables relevantes.

CUADRO 1
Estimaciones con diferentes tipos de cambio reales

	I	*II*	*III*	*IV*	*V*	*VI*
*D*23	3,3	3,67	3,29	3,6	3,8	2,9
	(5,6)	(4,4)	(3,0)	(4,8)	(3,8)	(2,4)
*D*14	3,4	3,75	3,38	3,7	3,9	2,98
	(5,7)	(4,6)	(3,1)	(4,9)	(3,9)	(2,4)
LIMW	1,35	1,38	1,37	1,38	1,45	1,46
	(20,0)	(19,0)	(17,0)	(17,0)	(16,0)	(14,0)
$TPER_{-2}$	−0,44	−0,54	−0,45	0,53	−0,65	−0,45
	(3,5)	(2,8)	(1,7)	(3,6)	(2,9)	(1,5)
$\bar{R}^2$	0,93	0,92	0,91	0,92	0,91	0,89
DW	1,7	1,6	1,5	1,9	1,7	1,5
$\tilde{\sigma}$	0,073	0,077	0,082	0,073	0,077	0,084
$T = 40(74{,}2 - 84{,}1)$	—	—	—	—	—	—

Definición de los tipos de cambio

TPER	I	Precios de consumo: Mundial
	II	Precios de consumo: Países desarrollados
	III	Precios de consumo: C.E.E
	IV	Precios industriales: Mundial
	V	Precios industriales: Países desarrollados
	VI	Precios industriales: C.E.E.

3. Análisis estadístico

Los gráficos (1 y 2) representan los logaritmos de las exportaciones españolas en términos reales ($L\chi R$) 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

$$\begin{aligned} LXR = &- \underset{(3,6)}{0{,}079}\ D23 + \underset{(4,5)}{0{,}74}\ LIMW - \underset{(6,9)}{0{,}17}\ (PRX_{-1} + PRX_{-2} + PRX_{-3}) \\ &+ \underset{(3,4)}{0{,}5}\ LIMW_{-4} + e \\ &R^2 = 0{,}94,\ \tilde{\sigma} = 0{,}068,\ DW = 1{,}8,\ T = 40(74{,}2 - 84{,}1) \end{aligned} \qquad [4]$$

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.

Bonilla (1978) 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:

$$\begin{aligned} LXR = &- \underset{(1,4)}{1{,}5}\ D23 + \underset{(18,0)}{1{,}28}\ LIMW - \underset{(2,9)}{0{,}29}(PRX_{-1} + PRX_{-2} + PRX_{-3}) \\ &- \underset{(1,3)}{1{,}4}\ D1 + \underset{(0,21)}{0{,}007}\ D2 - \underset{(1,3)}{1{,}4}\ D4 \end{aligned} \qquad [5]$$

El coeficiente a largo plazo de PRX pasa a ser 0,87, 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 PRX. 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 éste es un ejemplo práctico del problema mencionado por K. Wallis.

Para validar una ecuación es necesario someterla a una batería de contrastes que puedan aminorar 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 y 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. Aparentemente, las observaciones 76,2-78,4 plantean un problema, ya que están sistemáticamente por debajo de la media (gráfico 6): esto puede ser un indicativo de correlación serial, y de que la elasticidad de las exportaciones respecto al comercio mundial no es mayor que la unidad. Sin embargo, esto es una impresión errónea, ya que de esos 11 errores, 9 están dentro de la banda $(0, \sigma)$, es decir, que son relativamente insignificantes. De hecho, una estimación de la ecuación [1] en estas 11 observaciones de los resultados siguientes:

$$LXR = -\underset{(2,8)}{0{,}085}\ D23 + \underset{(5,3)}{1{,}3}\ LIMW - \underset{(1,6)}{0{,}15}\ (PRX_{-1} + PRX_{-2} + PRX_{-3})$$

$$R^2 = 9,\ \hat{\sigma} = 0{,}046,\ DW = 1{,}52,\ T = 11(76{,}2 - 78{,}4) \qquad [6]$$

que son prácticamente idénticos a los de [1] obtenidos con toda la muestra. Un contraste de estabilidad basado en la capacidad predictiva, toma el valor 2,8 para una distribución $X^2(11)$, así que se acepta muy holgadamente la estabilidad de la ecuación sobre esta submuestra.

3.1. *¿Niveles o diferencias?*

El problema del contraste de raíces unitarias en modelos dinámicos, ha atraído la atención teórica, por su dificultad. En esta sección, se presenta en primer lugar un breve resumen de los desarrollos teóricos más relevantes, y posteriormente, se discuten criterios prácticos de solución del problema. Fuller (1976) y Dickey y Fuller (1979), consideran el modelo

$$Y_y = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad ; \quad \rho = 1 \qquad [7]$$

y obtienen

$$T(\hat{\rho} - 1) = O_p(1) \qquad [8]$$

donde $\hat{\rho}$ es el estimador mínimo cuadrático de ρ en [8]. El símbolo $O_p(\cdot)$ indica orden en probabilidad y en este caso quiere decir que la expresión [8] tiene una distribución asintótica finita y no trivial. Es decir, este estimador converge al valor del parámetro a una tasa de $O(T^{-1})$, en lugar de $O(T^{-1/2})$ que es la usual. La distribución asintótica no es normal, y la distribución finita se obtiene por métodos de Monte Carlo. Más adelante, Sólo (1984), considera el problema de contrastar una raíz autorregresiva unitaria en un modelo ARMA general con media no cero. Sólo obtiene la distribución asintótica del contraste de Lagrange cuando la hipótesis nula es la existencia de una raíz unitaria, y que resulta ser no normal y no standard, tanto asintóticamente como en muestras finitas. Evans y Savin (1981, 1984) obtienen la distribución de varios estadísticos en el modelo,

$$Y_t = m + \rho Y_{t-1} + u_t \qquad [9]$$

por métodos de Monte Carlo, y en algún caso, la distribución exacta para T finito, por el método de Imhof. En general, las distribuciones dependen de los parámetros del modelo, y son de cálculo complicado. Sargan y Bhargava (1983), consideran alternativamente el contraste de $H_0 : \rho = 1$, en el modelo,

$$\Delta Y_t = \varepsilon_t - \rho \varepsilon_{t-1} \qquad [10]$$

Similarmente al primer desarrollo de Fuller, obtienen,

$$T(\hat{\rho} - 1) = O_p(1) \qquad [11]$$

donde $\hat{\rho}$ es el estimador máximo verosímil de ρ, y la distribución asintótica de [11] no es normal. Sin embargo, Sargan y Bhargava, demuestran que la probabilidad de que el estimador máximo verosímil de ρ sea igual a uno, es no despreciable para T finito, cuando $\rho = 1$. Así, recomiendan el contraste de raíces unitarias en la versión autorregresiva del modelo.

Recientemente Granger y Engle (1984), han sistematizado el concepto de «cointegración», y han estudiado sus implicaciones prácticas. La idea clave es que combinaciones lineales de variables no estacionarias, pueden ser estacionarias. Este hecho puede ser explotado para introducir la relación de equilibrio entre las variables en niveles, en un modelo en diferencias. Más específicamente, si 'X' es un vector de variables en niveles, Granger y Engle proponen estimar por mínimos cuadrados el vector 'a' en

$$a'X = u \qquad [12]$$

para contrastar en el paso siguiente, la existencia de una raíz unitaria autoregresiva en los errores de [12] por medio de varios contrastes. Si se acepta que los errores 'u' son estacionarios, es decir, que el vector 'X' es cointegrado, se puede modelizar ahora,

$$\alpha(L)'X = A'X_{-1} + \varepsilon \qquad [13]$$

por los procedimientos de búsqueda usuales. Esta metodología es interesante en la medida que engloba dos enfoques diferentes (niveles y diferencias). Sin embargo, con T finito, es posible que se llegue a una especificación dinámica incorrecta. Además, los contrastes utilizados para determinar si 'u' es estacionario, tienen un carácter más bien descriptivo, ya que su distribución exacta en cada caso no está disponible.

Aunque la investigación teórica sobre el problema de contrastar raíces unitarias es obvio que debe proseguir, y que dará en un futuro (¿próximo?) resultados muy útiles, hoy día las distribuciones obtenidas son demasiado particulares al modelo escogido, o bien son intratables analíticamente y no accesibles a cualquier investigador. En la práctica, el investigador empírico, hoy día, tiene que recurrir a criterios más bien descriptivos aunque orientados por los resultados teóricos ya disponibles. La discusión que sigue, presenta un criterio que en el caso de las exportaciones, fue decisivo para detectar la necesidad de estimar el modelo en niveles (la metodología de Granger y Engle, se desechó por conducir a resultados ambiguos). Los gráficos 1 y 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 sobre 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,

$$\underset{}{LXR} = \underset{(1,6)}{1,1} + \underset{(9,4)}{0,86}\ LXR_{-1} + e$$

$$R^2 = 0,7,\ DW = 2,8,\ T = 40(74,2 - 84,1),\ \hat{\sigma} = 0,15 \qquad [14]$$

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 sobre cuatro «dummies» estacionales y cuatro retrasos (dado que tratamos datos trimestrales). El resultado de esta estimación es,

$$LXR = \underset{(0,4)}{0,16}\ D1 + \underset{(0,36)}{0,13}\ D2 - \underset{(0,01)}{0,003}\ D3 + \underset{(0,6)}{0,02}\ D4 + \underset{(1,3)}{0,25}\ LXR_{-1} +$$

$$+ \underset{(1,7)}{0,28}\ LXR_{-2} + \underset{(1,8)}{0,31}\ LXR_{-3} + \underset{(0,8)}{0,14}\ LXR_{-4} + e$$

$$R^2 = 0,94,\ DW = 2,0,\ T = 40(74,2 - 84,1),\ \hat{\sigma} = 0,074 \qquad [15]$$

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

$$
\begin{aligned}
\Delta LXR = {} & \underset{(1,9)}{0{,}07}\ D1 + \underset{(1,5)}{0{,}06}\ D2 - \underset{(1,8)}{0{,}07}\ D3 + \underset{(5,0)}{0{,}2}\ D4 - \\
& \underset{(4,7)}{0{,}82}\ \Delta LXR_{-1} - \underset{(3,0)}{0{,}6}\ \Delta LXR_{-2} - \underset{(1,9)}{0{,}37}\ \Delta LXR_{-3} - \underset{(1,9)}{0{,}32}\ \Delta LXR_{-4} \\
& R^2 = 0{,}82,\ DW = 1{,}96,\ T = 40(74{,}2 - 84,\ 1),\ \tilde{\sigma} = 0{,}7
\end{aligned} \qquad [16]
$$

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' sigue un $AR(1)$,

$$u_t = \varepsilon_t/(1 - \alpha L) \quad ; \quad \varepsilon_t - (0, \sigma) \qquad [17]$$

No es difícil ver que (véase Apéndice I)

$$\Delta u_t \simeq -\Sigma p^s \Delta u_{t-s} + \varepsilon_t \qquad [18]$$

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

$$\Delta u_t = \delta_1 \Delta u_{t-1} + \delta_2 \Delta u_{t-2} + v_t \qquad [19]$$

obtenemos (véase Apéndice I)

$$
\begin{aligned}
\text{plim } \delta_1 &= -0{,}66 \\
\text{plim } \delta_2 &= -0{,}33
\end{aligned} \qquad [20]
$$

que empieza a parecerse mucho a la estimación de [16].

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

$$Y = X\beta + \varepsilon \quad ; \quad \varepsilon - (0, I\sigma) \qquad [21]$$

o alternativamente

$$\Delta Y = \Delta X\beta + \Delta\varepsilon \quad ; \quad V(\Delta\varepsilon) = \Omega \neq \text{diagonal} \qquad [22]$$

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 cuadráticos del modelo en diferencias son consistentes, aunque las varianzas usuales dejarán de ser las adecuadas. Por otra parte,

$$E(\Delta\varepsilon,\ \Delta\varepsilon_{-1}) = -0{,}5 \qquad [23]$$

de modo que el DW deberá ser aproximadamente igual a $+3$.

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

$$\begin{array}{llll} \Delta LXR = & 0{,}075 & +\ 1{,}1\ \Delta LIMW & -\ 0{,}2\ (PRX_{-1} + PRX_{-2} + PRX_{-3}) \\ & (3{,}3) & \quad (5{,}0) & \qquad (0{,}6) \end{array}$$

$$DW = 2{,}95,\ T = 40(74{,}2 - 84{,}1) \qquad [24]$$

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

$$Y_t = t + \varepsilon_t \qquad [25]$$

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

$$\frac{\varepsilon_2'\varepsilon_2/(T_2 - K)}{\varepsilon_1'\varepsilon_1/(T_1 - K)} - F_{(T_2 - K,\ T_1 - K)} \qquad [26]$$

siendo ε_i los errores obtenidos al estimar por mínimos cuadrados ordinarios, el modelo [25] en la muestra 'i' (el equivalente asintótico cuando $T_1 \longrightarrow \infty$ 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

$$1{,}3 - F_{(17,\ 17)} \qquad [27]$$

lo que permite aceptar la hipótesis nula de homocedasticidad con gran holgura (el valor de una $F_{(17,\ 17)}$ al 95 por 100 es 2,29). En general, la relevancia de la observación sobre el modelo [25] 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.

3.2. *Contrastes de validación*

a) 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.

correlación de orden	TR^2	valor de una $\chi^2(1)$ al 95 %
1	0,98	3,84
2	1,9	3,84
3	0,4	3,84
4	0,01	3,84

[28]

b) 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:

$$\frac{T-K}{q}\left(\frac{SR-SNR}{SNR}\right) - F_{(q,\ T-K)} \qquad [29]$$

b.1) 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 %
0,68	2,86

b.2) 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

b.3) 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.	0,18	0,12	−0,16	0,55
t	0,75	0,4	−0,7	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 sustancial 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.

b.4) 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

b.5) 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.

c) 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 observac.	0,9	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 1984. 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 *LIMI* (importaciones de los países industriales). Como el test 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.

Período de estimación	Observaciones contrastadas	Valor del contraste	
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	0,75	cota $F_{4,34}$ al 95 % = 2,65
74,2-83,4	84,1-84,3	1,1	cota $F_{4,38}$ al 95 % = 2,62
74,2-81,4	82,1-84,3	1,2	cota $F_{9,28}$ al 95 % = 2,24

Resumiendo los resultados de esta sección, podemos afirmar que la ecuación es 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.

Apéndice I. Algunas consecuencias de una diferenciación innecesaria

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

$$u_t = \varepsilon_t/(1 - \alpha L) \quad ; \quad \varepsilon_t - i \cdot i \cdot d(0, \sigma) \quad 0 < \alpha < 1 \qquad [A1]$$

y que tomamos una primera diferencia lo que da,

$$\Delta u_t = \Delta\varepsilon_t/(1 - \alpha L) \qquad [A2]$$

El polinomio del término de error puede escribirse ahora,

$$\frac{1 - L}{1 - \alpha L} = \sum_{s=0}^{\infty} \theta_s L^s \qquad [A3]$$

de donde obtenemos

$$1 - L = \sum_{s=0}^{\infty} \theta_s L^s - \alpha \sum_{s=0}^{\infty} \theta_s L^{s+1} = \theta_0 + \sum_{s=1}^{\infty} (\theta_s - \alpha\theta_{s-1}) L^s \qquad [A4]$$

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

$$\begin{aligned} \theta_0 &= 1 \\ \theta_1 &= -(1 - \alpha) \\ \theta_s &= \alpha\theta_{s-1} \quad ; \quad s > 1 \end{aligned} \qquad [A5]$$

con lo que podemos escribir

$$\Delta u_t = \varepsilon_t - (1 - \alpha)\varepsilon_{t-1} - \alpha (1 - \alpha)\varepsilon_{t-2} - \alpha^2(1 - \alpha)\varepsilon_{t-3} \dots \qquad [A6]$$

o de un modo más compacto,

$$\Delta u_t = (1 - \rho L)\varepsilon_t - (1 - \alpha)\alpha\varepsilon_{t-2}/(1 - \alpha L) \qquad [A7]$$

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

$$\frac{\Delta u_t}{1 - \rho L} = \varepsilon_t - \alpha(1 - \alpha) \frac{\varepsilon_{t-2}}{(1 - \alpha L)(1 - \rho L)} \qquad [A8]$$

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

$$(1 - \alpha L)(1 - \rho L) = 1 - L + \alpha(1 - \alpha)L^2 \qquad [A9]$$

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

$$L^{-1} = 0{,}5 \pm \delta \quad 0 < \delta < 0{,}5 \qquad [A10]$$

Teniendo en cuenta que el segundo término del lado derecho en [A8] está multiplicado por $\alpha(1 - \alpha) < 0{,}25$ y dado [A10], podemos despreciarlo y aproximar [A8] como sigue

$$\Delta u_t \simeq - \sum_{s=1}^{m} \rho^s \Delta u_{t-s} + \varepsilon_t \qquad [A11]$$

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

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

$$\Delta u_t = \varepsilon_t - \varepsilon_{t-1} \qquad [A12]$$

y sustituyendo recursivamente:

$$\Delta u_t = -\Delta u_{t-1} - \Delta u_{t-2} \cdots - \Delta u_{t-s-1} + \varepsilon_t - \varepsilon_{t-s} \qquad [A13]$$

Si estimamos por mínimos cuadrados el modelo

$$\Delta u_t = \sum_{p=1}^{s=1} \beta_s \Delta u_{t-p} + v_t \qquad [A14]$$

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, notamos que:

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

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

$$E\Delta u_t \varepsilon_{t-p} = \begin{cases} +\sigma^2, & p = 0 \\ 0, & p > 1 \end{cases} \qquad [A15]$$

Escribiendo el modelo [A14] como

$$\Delta u_t = z_t'\beta + v_t \qquad [A16]$$

obtenemos

$$\hat{\beta} = \beta + (z'z)^{-1}(z'v/T)$$
$$\operatorname{plim} \hat{\beta} = \beta + (\operatorname{plim} z'z/T)^{-1} \quad \operatorname{plim}(z'v/T) \qquad [A17]$$

Como Δu_t, ε_t, son variables estacionarias, las covarianzas muestrales serán estimadoras consistentes de sus contrapartidas verdaderas. Utilizando [A15] podemos escribir

$$\operatorname{plim} (z'z/T)^{-1} \quad \operatorname{plim}(z'V/T) =$$
$$\begin{bmatrix} 2 & -1 & 0 & \cdots & 0 \\ -1 & -2 & -1 & 0\ldots & 0 \\ 0 & -1 & 2 & -1,0 & 0 \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ 0 & \cdots & 0 & -1 & 2 \end{bmatrix}^{-1} \cdot \begin{bmatrix} 0 \\ \vdots \\ \vdots \\ 1 \end{bmatrix} \qquad [A18]$$

En el caso de que $s = 1$ en [A14] obtenemos

$$\text{plim } \beta_1 = -0{,}5 \qquad [A19]$$

y, por esto el *DW* 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

[A20]

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

Apéndice II. Definición de las variables utilizadas

LχR: 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:

$$\frac{\text{Precios de las exportaciones españolas}}{\text{Tipo pta/dólar* precios de las exportaciones mundiales}}$$

(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.

*D*1, *D*2, *D*3, *D*4: Dummies estacionales para los cuatro trimestres del año.

$$D23 = D2 + D3$$
$$D14 = D1 + D4$$

Fuentes:
— Banco de datos del S. E. B. E.
— Ministerio de Comercio.
— Series obtenidas a partir de las publicaciones del Fondo Monetario Internacional, por Pilar L'Hotellerie.

Apéndice III. Gráficos

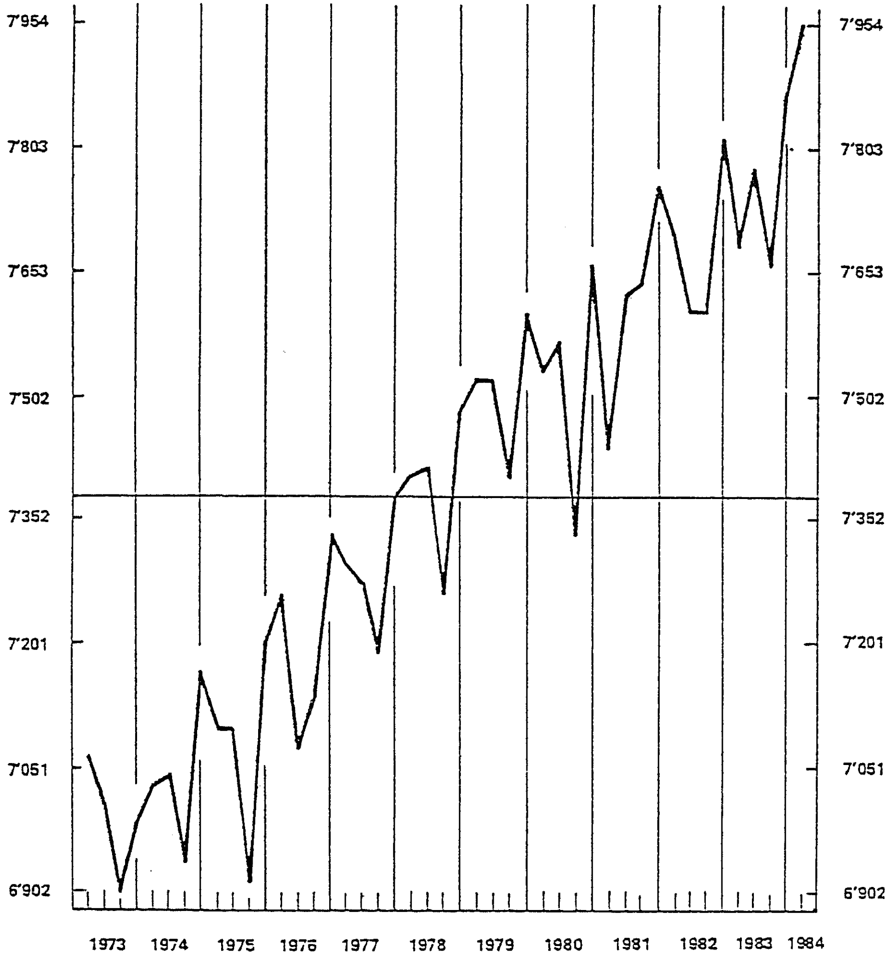


Gráfico 1. Exportaciones españolas en términos reales (logaritmos)

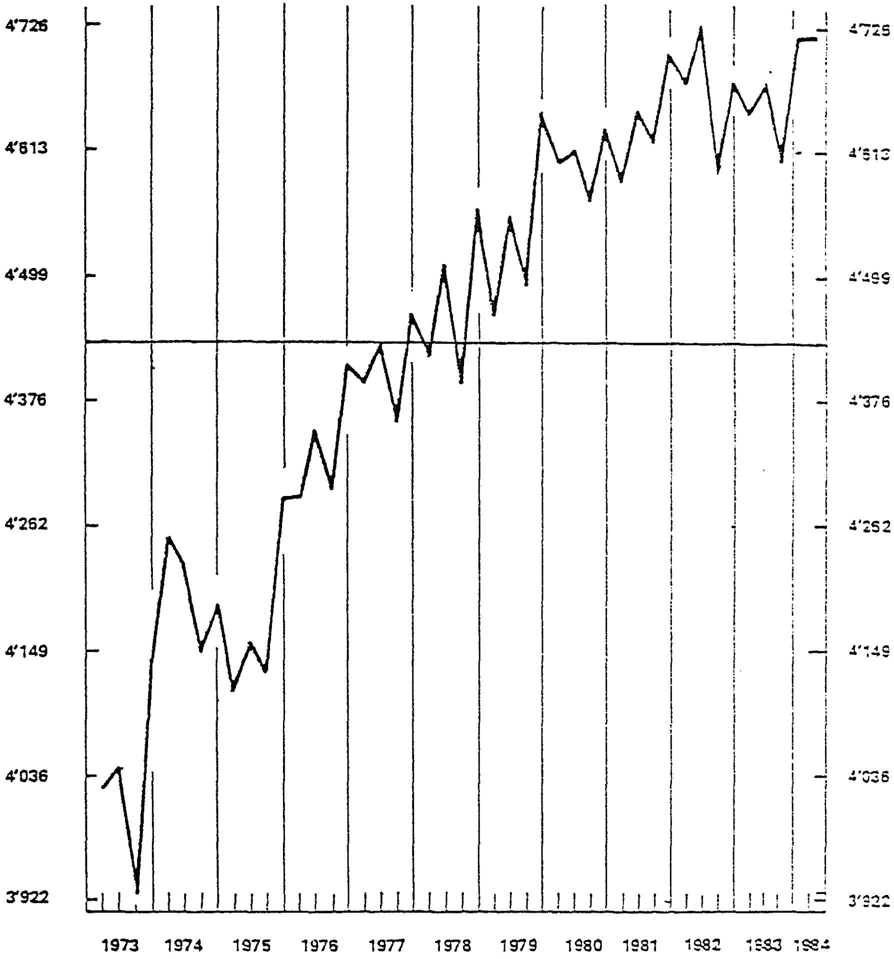


Gráfico 2. Importaciones mundiales en términos reales (logaritmos).

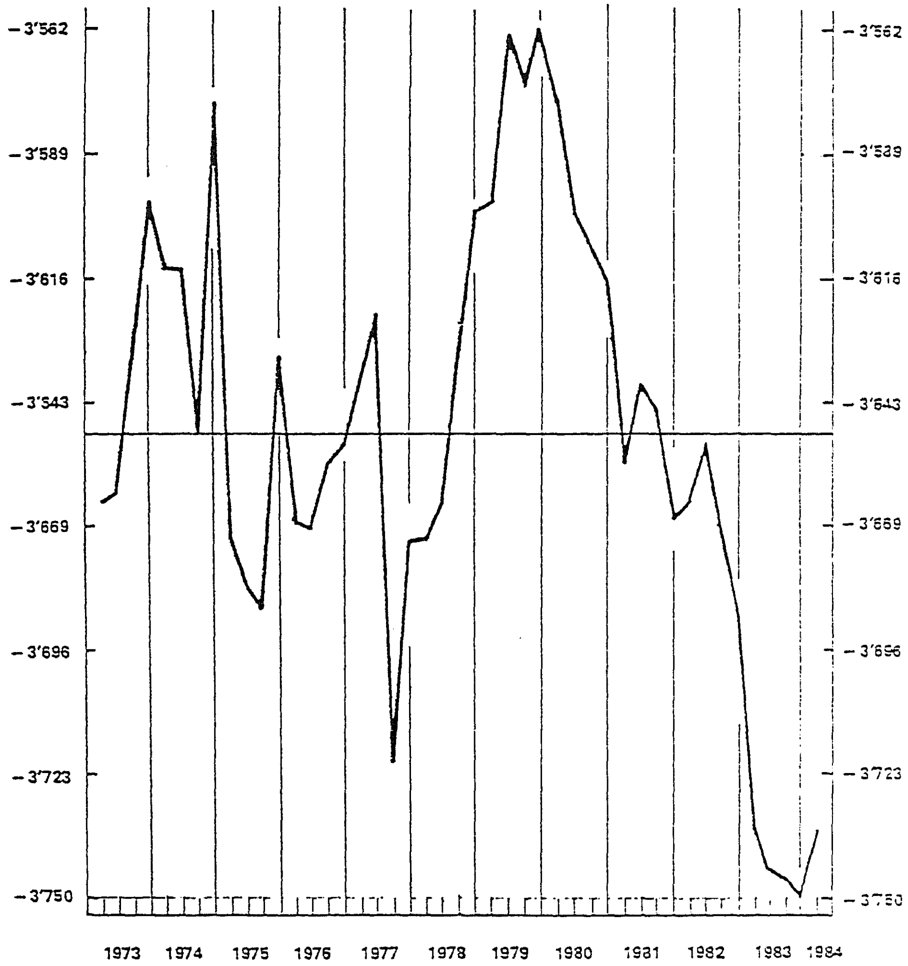
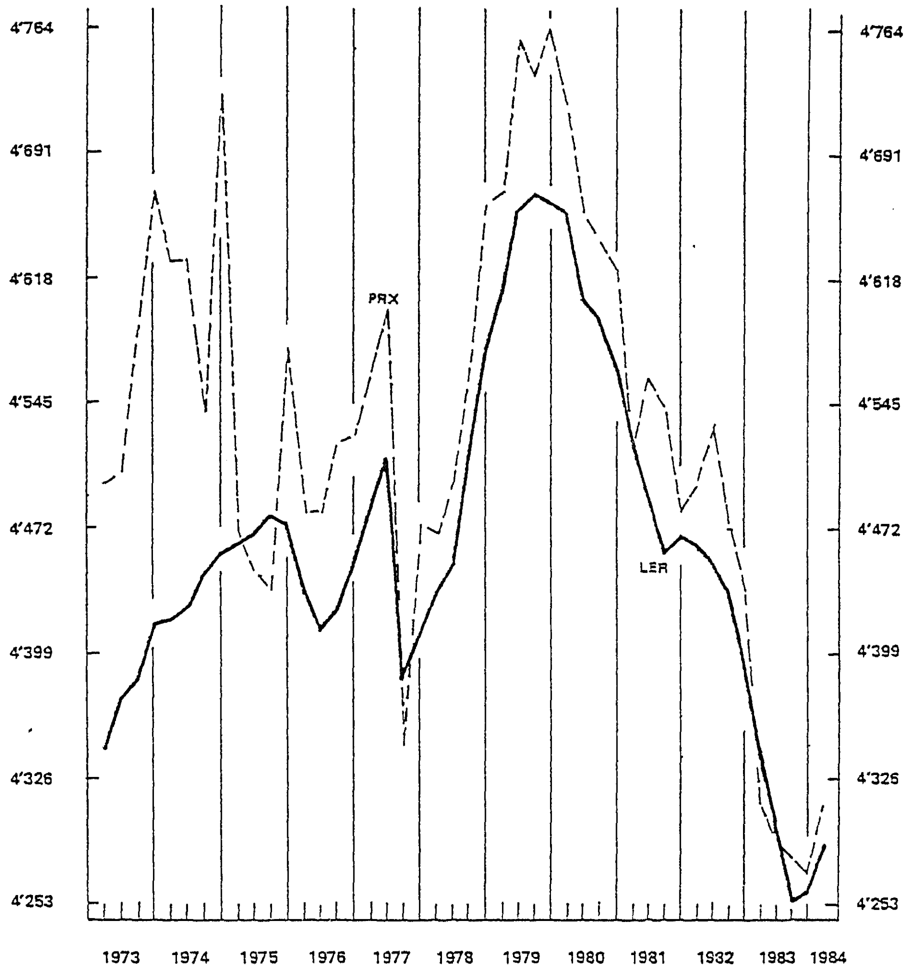


Gráfico 3. Precios relativos de las exportaciones españolas (logaritmos).
(Una caída implica una mejora de la competitividad.)



Ver apéndice II.

Gráfico 4. Comparación de índices de competitividad

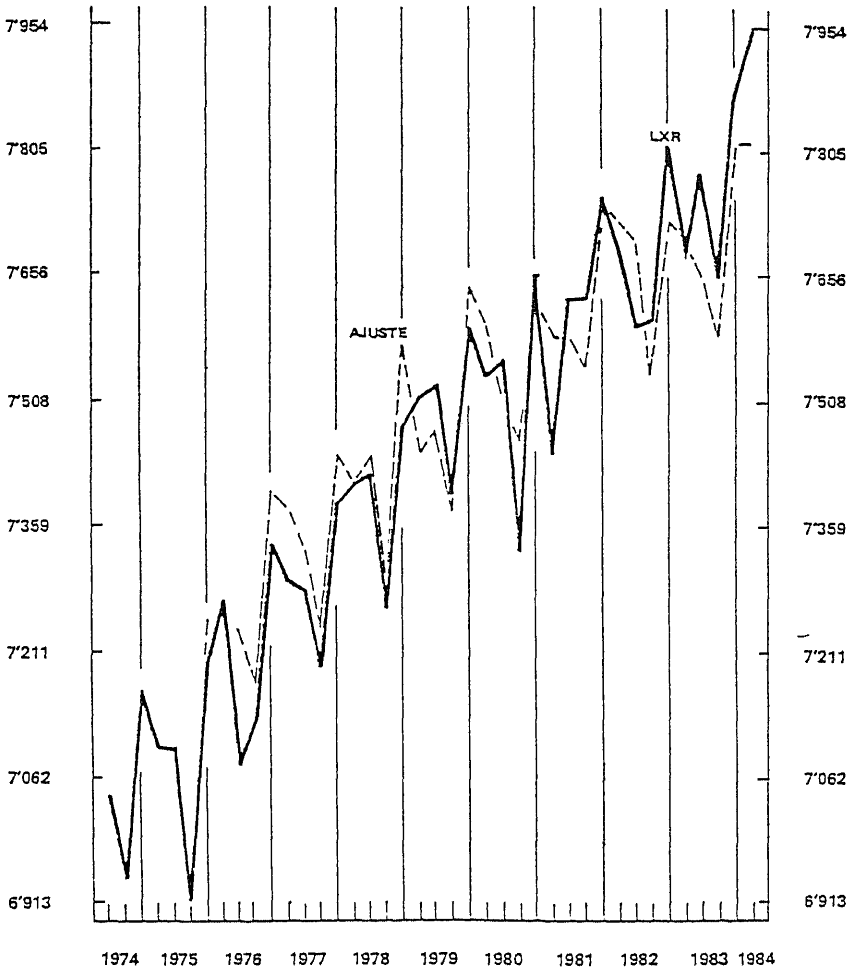


Gráfico 5. Ajuste de la ecuación (1.1).

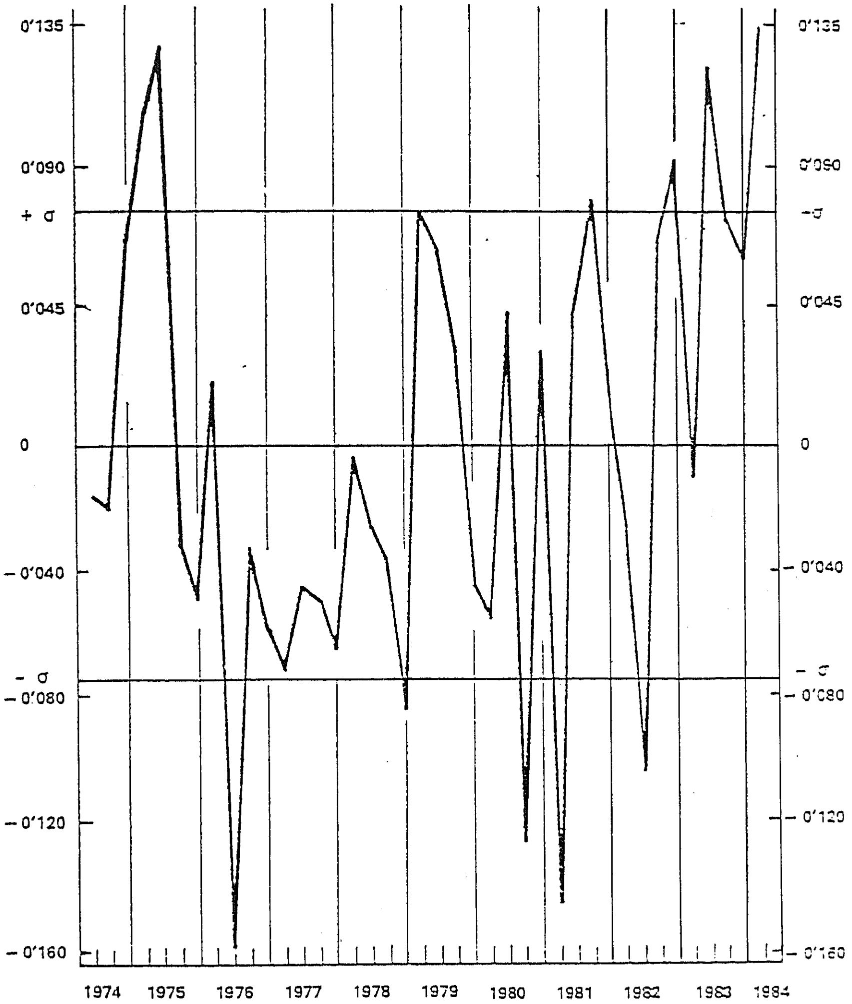


Gráfico 6. Errores de la ecuación (1,1).

Referencias

Bonilla, J. M. (1978): «Funciones de importación y exportación para la economía española», *Estudios Económicos, núm. 14*, Banco de España.

Evans, G. B. A. y Savin , M. M. (1981): «Testing for unit roots: *1*». *Econométrica.*

Evans, G. B. A. (1984): «Testing for unit roots: *2*». *Econométrica.*

Fuller, W. A. (1976): *Introduction to statistical time series*, J. Wiley.

Fuller y Dickey, D. A. (1979): «Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root», *JASA.*

Granger, C. W. J. y Engle, R. F. (1984): «Dynamic model specification with equilibrium constraints: co-integration and error correction», Universidad de California, San Diego (Mimeo).

Hendry, D. F., Pagan, A. R. y Sargan, J. D. (1982): «Dynamic specification», *Discussion paper A26*, London School of Economics.

Leamer, E. E. (1978): *Specification searches*, Willey, Nueva York.

Maravall, A. (1984): «Análisis de las series de comercio exterior», *Documentos de trabajo 8.405, 8.409*, Banco de España.

Mauleon, I. (1985): «Análisis econométrico de las importaciones españolas», *Documento interno*, Servicio de Estudios, Banco de España.

Raymond, J. L. (1984): «La especificación de modelos dinámicos y el problema de la regresión espuria», *Papers de Treball G. 84*, Universidad Autónoma de Barcelona.

Sargan, J. D. y Bhargava, A. (1983): «Maximum likelihood estimation of regression models with first order moving average erros when the root lies on the unit circle», *Econométrica.*

Sólo, V. (1984): «The order of differencing in ARIMA models», *JASA.*

Wallis, K. F. (1974): «Seasonal adjustment and relations between variables», *JASA.*

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. Teh elasticity of real exports w.r.t. the first variable is 1,3 y w.r.t. the second, 0,05.

Recepcion del original, septiembre de 1985.
Versión final, enero de 1986.