

Luis Sastre Jiménez*

SIMULTANEIDAD EXPORTACIONES E IMPORTACIONES, CURVA J Y CONDICIÓN DE MARSHALL-LERNER, EN ESPAÑA

En este trabajo se presenta una reestimación del modelo para la balanza comercial española, presentado en Sastre (2005). Los resultados se utilizan para explicar la evolución de las exportaciones, importaciones y déficit comercial en el período 1967-2003, así como para simular el impacto que alteraciones del tipo de cambio, la inversión o el consumo, tendrían sobre el déficit comercial. El modelo planteado sirve para reformular la condición de Marshall-Lerner para economías abiertas.

Palabras clave: balanza comercial, curva J, condición de Marshall-Lerner, España, 1968-2003.

Clasificación JEL: F11, F14.

1. Introducción

El propósito de este artículo es presentar y discutir la reestimación, para el período 1968-2003, de un modelo biecualcional simultáneo, con objeto de intentar explicar los flujos de exportaciones e importaciones de bienes y servicios (excluyendo turismo), para España¹ teniendo en cuenta estimaciones anteriores (Sastre, 2005). Este modelo debería poder explicar satisfactoriamente, además de los tradicionales determinantes

del comportamiento de estos flujos, las características más importantes que han marcado la evolución de la balanza comercial en el período 1968-2003, como consecuencia del paso de una economía fuertemente protegida a una economía con un elevado grado de apertura e integración en el sistema económico europeo: la elevada correlación entre los flujos de exportación e importación de bienes y servicios y el carácter fuertemente anticíclico de la balanza comercial que ha terminado por estrangular las fases de crecimiento de la economía española.

Convencionalmente se admite medir el grado de apertura de una economía a través de la ratio exportaciones más importaciones en relación con el PIB. En el Gráfico 1 podemos observar la tendencia creciente de

* Profesor Titular. Departamento de Análisis Económico. UNED

¹ Para comparar estimaciones anteriores, ver MAULEÓN y SASTRE (1994 y 1996).

GRÁFICO 1

**GRADO DE APERTURA DE LA ECONOMÍA ESPAÑOLA, 1965-2003
(En %)**

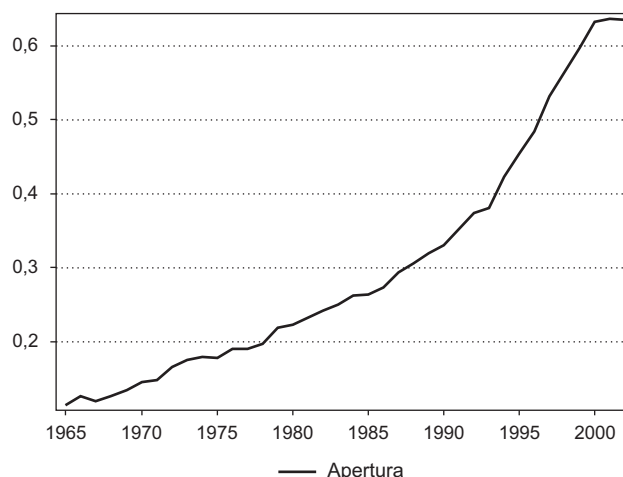
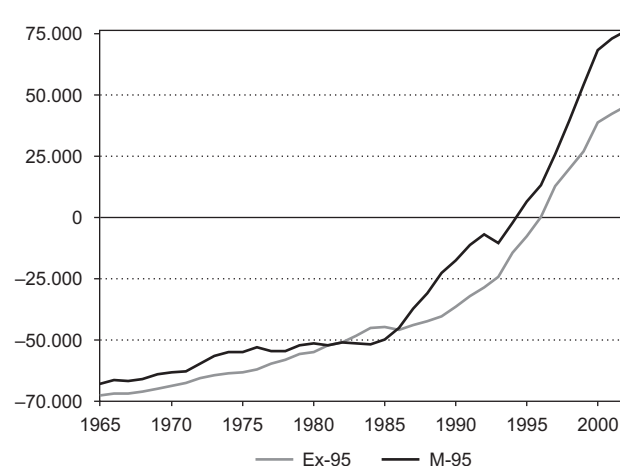


GRÁFICO 2

**EXPORTACIONES VERSUS IMPORTACIONES
(1968-2002)**



esta ratio que presenta la economía española, en el periodo 1965-2003, pasando de poco más del 10 por 100, en 1965, a cerca del 64 por 100 a partir del 2000.

La fuerte correlación entre exportaciones e importaciones, para el periodo 1968-2002, queda reflejada en el Gráfico 2.

Este gráfico muestra la fuerte correlación entre exportaciones e importaciones expresadas en términos reales que caracteriza el comportamiento de la balanza comercial española en el periodo analizado.

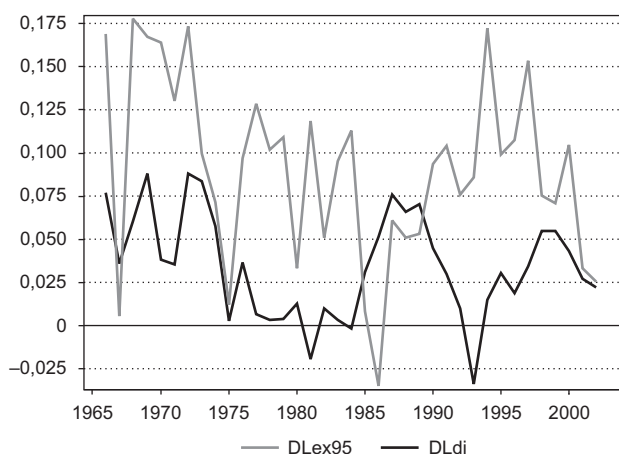
Por ultimo, los analistas del sector exterior español han puesto de manifiesto el impacto anticíclico que la balanza comercial española ha tenido sobre el crecimiento económico. Este efecto se produce, fundamentalmente, como pondremos en evidencia mediante el análisis econométrico, no sólo por el impacto del PIB sobre las importaciones sino, también, a través del impacto de la demanda interna sobre el flujo de exportaciones.

En el Gráfico 3 se muestra, para el periodo 1965-2003, la evolución de los flujos de exportaciones de bienes y servicios y la demanda interna expresados en tasas de variación logarítmica. En este periodo podemos observar que a partir de 1976, año en que se produce el cambio en el sistema político y se inicia la apertura profunda del sistema económico, la evolución de los flujos de exportaciones en tasas de variación, reflejan una imagen especular de la evolución de la demanda interna, lo que implicaría que las empresas exportadoras mantienen un comportamiento más activo cuando el mercado interior está más debilitado.

Con el fin de abordar estos temas, el trabajo se ha estructurado de la siguiente manera: en el apartado dos se plantea un modelo teórico para la balanza comercial, analizando las implicaciones que dicho modelo tendría para la redefinición de la condición de Marshall-Lerner. En el apartado tercero, planteamos la estimación econométrica, para España, del modelo teórico, así como el contraste de los residuos. En el cuarto apartado, anali-

GRÁFICO 3

**DEMANDA INTERNA Y EXPORTACIONES
EN ESPAÑA, 1965-2003
(Tasas de variación)**



zamos la estabilidad del modelo econométrico mediante un test de predicción extramuestral. En el apartado quinto, simulamos el efecto que, alteraciones en el tipo de cambio o variaciones en diferentes componentes de la demanda interna, tienen sobre la balanza comercial. En el sexto apartado, describimos las principales conclusiones que se pueden establecer de este trabajo.

2. El modelo teórico

En España ha habido numerosos trabajos intentando modelizar la evolución de los flujos de exportaciones e importaciones, entre los que podríamos destacar: Fernández y Sebastián (1991), Busian y Gordo (1994), Mauleón y Sastre (1994) y Alonso J. A. (1999)². Los dos primeros trabajos parten de la desagregación de las exportaciones e importaciones energéticas y no energéti-

cas y estiman ecuaciones tradicionales de demanda de importaciones y exportaciones.

En el trabajo de Mauleón y Sastre se plantea, por primera vez, la incorporación de las importaciones como variable explicativa de las exportaciones y viceversa.

El trabajo de Alonso intenta determinar el papel jugado por la balanza de pagos como restricción al crecimiento económico en España, las ecuaciones de importaciones y exportaciones que estima incorporan, en el corto plazo, las variables exportaciones e importaciones lo que, en parte, confirmaría el enfoque de Mauleón y Sastre.

En este trabajo, en primer lugar partimos de la hipótesis de país pequeño, tanto la economía nacional como el resto del mundo son precio aceptantes. Es decir que modelizamos la demanda de importaciones y exportaciones considerando que la oferta de importaciones por parte del resto del mundo y de la oferta de exportaciones por parte de la economía nacional son infinitamente elásticas. Este supuesto puede ser claramente aceptable para las importaciones, pero no parece razonable suponer, para el caso de las exportaciones, que una variación de la demanda de exportaciones no tenga ningún efecto sobre el nivel de precios. Si se estiman las ecuaciones de demanda sin tener en cuenta las ecuaciones de oferta, los estimadores obtenidos serán sesgados, para evitar este caso sería necesario añadir en la especificación de las ecuaciones alguna variable de oferta (ver Portugal, 1993).

Las principales características del modelo considerado son:

- La introducción, en la especificación de la demanda de exportaciones, de la variable demanda interna que nos permite captar el efecto anticíclico que la producción interna medida por el lado de la demanda tiene sobre los flujos de exportaciones.
- La introducción de la inversión nacional como variable explicativa de las importaciones³ considerando, con

² Para economías muy abiertas ver SÁNCHEZ CARRIÓN (2004). Tesis Doctoral.

³ para una justificación teórica ver OBSTFIELD y ROGOFF (1995) y MAULEÓN y SASTRE (1996).

la inclusión de esta variable, la existencia de un mecanismo de importación de bienes de capital en un entorno de intercambio entre economías abiertas con el consecuente *shock* de productividad⁴.

- La introducción de las exportaciones como variable explicativa de las importaciones tanto en el corto, como en el largo plazo. Tradicionalmente, se ha argumentado que muchas empresas importan materias primas y productos intermedios para después exportar sus productos, lo que Krugman (1995), llama el *slicing up of the production process* y lo considera una de las principales causas del crecimiento del comercio mundial, proponiendo para países de economía abiertas, ecuaciones de importación del tipo:

$$M = \phi(X, Z)$$

Donde M son las importaciones, X las exportaciones y Z el resto de los determinantes de las importaciones. También otros trabajos destacan la necesidad de considerar la composición del gasto a la hora de explicar el crecimiento de las importaciones, dado que cada componente de la demanda final tiene una composición muy distinta de importaciones (véanse Thirwall y Gibson, 1991; Giovannetti, 1989).

- La introducción de las importaciones como variable explicativa de las exportaciones tanto en el corto, como en el largo plazo. El argumento para esta decisión, avalada por las estimaciones econométricas, descansa también en el *slicing up of the production process*. Las empresas multinacionales responderían a variaciones de la demanda esperada de sus productos en los países en los que están instaladas, no con un aumento de su producción en esos países lo que conllevaría un aumento significativo de sus costes de producción, sino con una reasignación de sus *stocks* lo que se reflejaría en las contabilidades nacionales como exportaciones e importaciones en el mismo período contable (ver Mauleón y Sastre,

1994 y 1996) y (Castillo, J. y Picazo, A., 1995)⁵. Otro aspecto del problema es la dirección de la causalidad entre exportaciones e importaciones al aparecer ambas como variables endógenas y explicativas tanto en el corto, como en el largo plazo. Este problema sólo puede tratarse con la estimación simultánea del modelo planteado.

El modelo teórico propuesto para la estimación simultánea de los flujos de exportaciones e importaciones de bienes y servicios (excluyendo turismo), en España, sería:

$$\begin{aligned} X &= \phi(R, it, M) \\ M &= \phi(I, X, pr) \end{aligned}$$

donde:

$$\begin{aligned} \partial X / \partial R &> 0 \\ \partial X / \partial it &< 0 \\ \partial X / \partial M &> 0 \\ \partial M / \partial I &> 0 \\ \partial M / \partial X &> 0 \\ \partial M / \partial pr &< 0 \end{aligned}$$

Siendo: X exportaciones de bienes y servicios; M importaciones de bienes y servicios; R el producto interior bruto de los países de la OCDE y pr e it la competitividad de las importaciones y exportaciones respectivamente.

Economías abiertas, elevada correlación entre exportaciones e importaciones y condición Marshall-Lerner

El modelo teórico planteado en este trabajo, tendría implicaciones sobre la condición Marshall-Lerner, dado que:

$$X = \phi(R, tcr, M)$$

⁵ Estos autores proponen un índice para medir el «comercio coincidente» definido como una situación en la que la misma empresa exporta e importa simultáneamente el mismo tipo de bienes y concluyen que este comercio coincidente suponía en España, en 1988, el 12 por 100 del total del comercio exterior.

⁴ Ver PACK *et al.* (1997) y SJÖHOLM (1997).

La función de importaciones expresada en unidades de producción nacional sería:

$$M = tcr * \phi(l, tcr, X)$$

$$Balanza\ comercial = X - M = \phi(R, tcr, M) - tcr * \phi(l, tcr, X)$$

Calculando el efecto total de la variación del tipo de cambio sobre la balanza comercial, tendríamos:

$$dBC / dtcr = dx / dtcr - dm / dtcr$$

$$dx / dtcr - dm / dtcr = (\partial x / \partial m) * (\partial m / \partial tcr) + \partial x / \partial tcr - (m - tcr * ((\partial m / \partial x) * (\partial x / \partial tcr) + \partial m / \partial tcr))$$

Teniendo en cuenta que las elasticidades-precios de exportaciones e importaciones y las elasticidades exportaciones-importaciones y exportaciones-importaciones, serían respectivamente:

$$\varepsilon_{x,tcr} = (\partial x / \partial tcr) * (tcr / x)$$

$$\varepsilon_{m,tcr} = (\partial m / \partial tcr) * (tcr / m)$$

$$\varepsilon_{m,x} = (\partial m / \partial x) * (x / m)$$

$$\varepsilon_{x,m} = (\partial x / \partial m) * (m / x)$$

y en el equilibrio $BC = 0$, es decir, $X = tcr * M$, por lo que:

$$dBC / dtcr = M * (\varepsilon_{x,tcr} (1 + \varepsilon_{x,m}) + \varepsilon_{m,tcr} (1 + \varepsilon_{m,x}) - 1) = 0$$

La balanza comercial mejorará ante una devaluación del tipo de cambio, cuando:

$$(\varepsilon_{x,tcr} (1 + \varepsilon_{x,m}) + \varepsilon_{m,tcr} (1 + \varepsilon_{m,x})) > 1$$

Si $\varepsilon_{m,x} = 0$ y $\varepsilon_{x,m} = 0$

$$dBC / dtcr > 0; \text{ cuando } (\varepsilon_{x,tcr} + \varepsilon_{m,tcr} > 1)$$

Tendremos la condición de Marshall-Lerner.

En economías con un alto grado de apertura económica $\varepsilon_{m,x} \neq 0$ y $\varepsilon_{x,m} \neq 0$.

Es decir, en el largo plazo el impacto del tipo de cambio sobre la balanza comercial, dependerá no sólo de la

elasticidad precio de las importaciones y exportaciones sino también de las elasticidades cruzadas entre exportaciones e importaciones.

3. El modelo econométrico

En este trabajo para la modelización econométrica utilizamos la metodología LSE (Hendry, 1994). La descripción de las variables utilizadas se presenta en los Anexos.

El modelo biecuacional se ha estimado simultáneamente, para el período 1968-2003, en concordancia con la aproximación teórica, por el método de mínimos cuadrados no lineales en tres etapas por variables instrumentales, como un modelo cointegrado con mecanismo de corrección para las funciones de exportaciones e importaciones de bienes y servicios, siendo los resultados obtenidos:

EQ1. Ecuación de exportaciones de bienes y servicios (excluyendo ingresos por turismo).

$$(1-L)x = \underset{(4,58)}{0,567(1-L)lm} + \underset{(2,51)}{0,910(1-L)IR} - \underset{(-3,59)}{0,33(1-L)lit} - \underset{(-5,17)}{-1,77(1-L)ldi} - \underset{(3,63)}{0,098d86} - \underset{(3,58)}{0,097d75} - \underset{(-6,97)}{-0,19[lx(-1)]} - \underset{(5,22)}{1,26[IR(-1)]} + \underset{(4,89)}{1,694[lit(-1)]} - \underset{(7,37)}{-0,6397[lm(-1)]}$$

$$R^2 = 0,79; D - W = 2,14$$

Error estándar 0,023.

EQ2. Ecuación de importaciones de bienes y servicios (excluyendo turismo).

$$(1-L)lm = \underset{(6,82)}{0,77(1-L)lir} + \underset{(1,74)}{0,59(1-L)lcp} + \underset{(2,52)}{0,21(1-L)lx} - \underset{(-3,10)}{0,07d76} - \underset{(-6,74)}{78-0,49[lm(-1)]} - \underset{(-19,42)}{0,52[lx(-1)]} - \underset{(-18,9)}{-0,75[lir(-1)]} + \underset{(18,0)}{0,42[lpr(-1)]}$$

$$R^2 = 0,91; D - W = 2,19$$

Error estándar = 0,020

Donde todas las variables aparecen en su transformación logarítmica y están expresadas en términos reales y las *t-ratios* de los coeficientes aparecen entre corchetes, siendo:

- L* = Operador retardo
- x* = exportaciones de bienes y servicios (excluyendo turismo).
- m* = importación de bienes y servicios (excluyendo turismo)
- R* = PIB de los países de la OCDE.
- it* = indicador de competitividad de las exportaciones (un aumento significa pérdida de competitividad de las exportaciones)
- di* = demanda interna.
- d75* = *dummy* que toma el valor uno en 1975 y 0 en el resto del período analizado.
- d86* = *dummy* que toma el valor uno en 1986 y 0 en el resto del período analizado.
- ir* = formación bruta de capital en España.
- cp* = consumo nacional.
- pr* = indicador de competitividad de las importaciones (un aumento significa pérdida de competitividad de las importaciones).

El modelo biecuacional estimado, tiene como principales características:

— Los signos de las variables son correctos en concordancia con el modelo teórico.

— El modelo es fuertemente simultaneo, pues, las exportaciones e importaciones aparecen, respectivamente, como variables endógenas o explicativas, tanto en el largo como en el corto plazo, en cada una de las ecuaciones estimadas.

— Las exportaciones muestran una elevada elasticidad al indicador de competitividad en el largo plazo, valor (−1,69), que se reduce considerablemente en el corto plazo (−0,33).

— La demanda interna tiene un significativo impacto contractivo sobre las exportaciones, en el corto plazo (−1,77).

— Las importaciones muestran una elevada sensibilidad positiva a la inversión tanto en el largo como en el corto plazo (0,77 y 0,75).

— Las importaciones se muestran insensibles, en el corto plazo, al indicador de competitividad pero su sensibilidad en el largo plazo es significativa, aunque no muy elevada (−0,42).

Las variables *dummies* introducidas en las ecuaciones recogen, fundamentalmente, el cambio de sistema político en España, 1975-1977, y la incorporación de España a la Unión Europea 1986. La eliminación de las *dummies* en el modelo no afectaría a los estimadores ni a la robustez del mismo.

Para conocer si se pueden interpretar económicamente las estimaciones de los parámetros se ha realizado un exhaustivo estudio de contrastes de especificación, que aparece en el Cuadro 1.

Se contrasta la ausencia de autocorrelación de los errores de orden 1 (Test de Lagrange) en las ecuaciones de ingresos por turismo e inversión extranjera en inmuebles residenciales. Tampoco hay autocorrelación en el cuadrado de los errores, heterocedasticidad condicional autorregresiva, test de Engle. El autocorrelograma y el estadístico Box-Pierce tampoco detectan evidencia de autocorrelación en los primeros ocho retardos. El correlograma cruzado de los residuos de las ecuaciones de ingresos e inversión indica que no existe correlación serial entre ellos. Con esto se puede concluir que no hay evidencia en contra de que las anteriores estimaciones de las funciones de ingresos por turismo e inversión extranjera en inmuebles sean correctas y, por lo tanto, se puedan interpretar económicamente los resultados sobre elasticidades estimadas.

El primer paso para contrastar la existencia de relaciones de cointegración requiere que todas las variables consideradas, en el largo plazo, tengan el mismo orden de integrabilidad en varianza. El test de Dickey Fuller así como el análisis gráfico, avalan la existencia de raíces unitarias en la estructura autoregresiva de las variables consideradas en la relación de largo pla-

CUADRO 1
CONTRASTES DE VALIDACIÓN

Test	Eq1	Eq2	Valor crítico al 5 por 100
	Valor	Valor	
Box-Pierce			
Q(4)	0,73	1,73	7,81
Q(8)	2,02	3,67	14,07
Correlación serial (Test de Lagrange)			
LM(1)	0,62	0,91	3,84
Heterocedasticidad (Test de Engle)	0,5	2,7	3,84
Normalidad de residuos			
Test de Bera-Jarque	1,8	4,7	5,99
T-Ratio del coeficiente de corrección del error	-7,07	-6,67	-3,91 y -3,03 Benarjee (1993)

zo. Los tests ADF aplicados a los residuos de la relación de cointegración acepta la hipótesis de existencia de una relación de cointegración para la ecuación de importaciones y la rechaza para la ecuación de exportaciones. La capacidad de estos tests está de alguna forma en disputa (ver Cochrane, 1991). Esto es por lo que, finalmente, los tests de cointegración se obtienen de la especificación del modelo con mecanismo de corrección del error, este procedimiento está en línea con las simulaciones presentadas en Brett (1993) o Benarjee (1993) y la existencia de una relación de cointegración se contrasta por medio de la *t-ratio* del coeficiente de corrección del error. El coeficiente Ecm, en las dos ecuaciones, es significativo y la *t-ratio* está por encima de los valores críticos publicados en Benarjee (1993), por lo que es posible mantener la existencia de una relación de largo plazo entre las variables consideradas.

Aplicando la metodología de Johanssen a la relación $f(lm, lr, lx, lpr)$ y suponiendo que el vector tiene una estructura VAR(2), el vector de cointegración obtenido es:

$$Lm1 = 0,96 Lir - 0,1525 Lpr + 0,5429 Lx1$$

CUADRO 2

	Osterwald-Lenum 95%	
Test λ -max	22,8	20,9
Test trace	30,5	29,7

La simultaneidad del modelo es fuerte en cuanto las variables endógenas, exportaciones de bienes y servicios e importaciones de bienes y servicios, aparecen como variables explicativas tanto en el corto como en el largo plazo (modelo no recursivo).

Los Gráficos 4, 5 y 6, muestran la bondad de los ajustes poniendo de manifiesto su elevada capacidad para simular la evolución del déficit comercial expresado en términos reales.

4. Predicción extramuestral

Para contrastar la estabilidad, en el período 1999-2003, del modelo estimado se han obtenido las predicciones dinámicas para este período, con el modelo estimado para el período 1967-1999, siendo éstas las que aparecen en el Cuadro 3.

GRÁFICO 4

ECUACIÓN DE EXPORTACIONES
(Series original y simulada en tasas de variación logarítmicas)

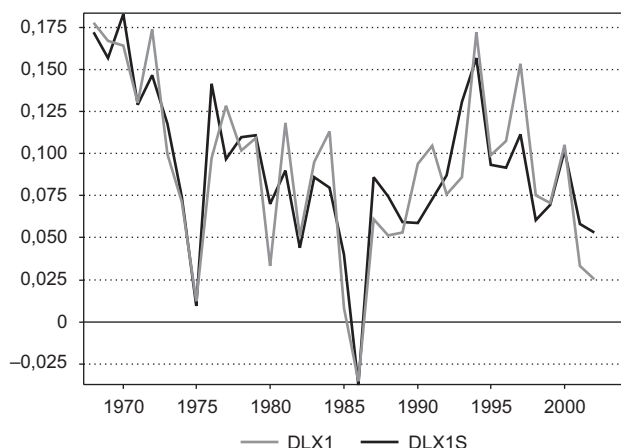


GRÁFICO 5

ECUACIÓN DE IMPORTACIONES
(Series original y simulada en tasas de variación logarítmicas)

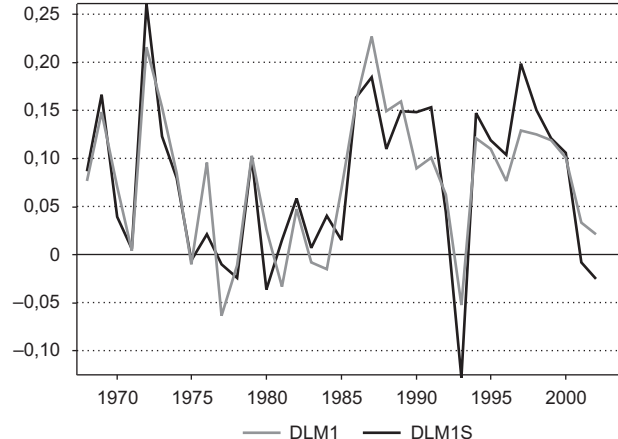
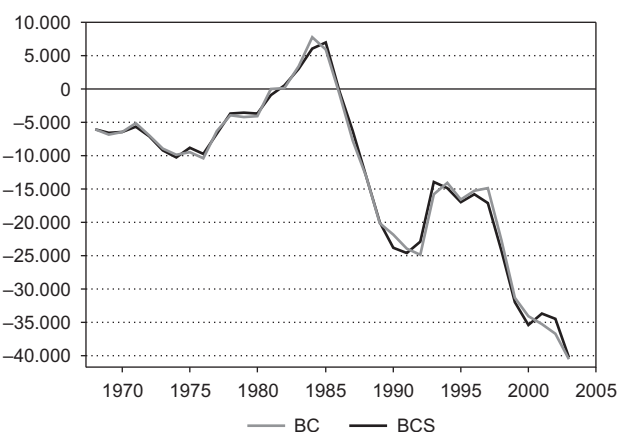


GRÁFICO 6

BALANZA COMERCIAL EN ESPAÑA
(Series original y simulada en niveles)



CUADRO 3

Año	Eq1		Eq2	
	Observado	Predicción	Observado	Predicción
1998	7,0	7,1	12,0	13,1
1999	10,5	10,7	10,0	11,1
2000	3,4	5,3	3,4	3,7
2001	3,0	6,2	3,3	5,6
2002	3,8	5,2	5,1	6,0

sultantes para este período (1999-2003). Si e_f' e_f es la suma de los cuadrados de los errores de predicción obtenidos para el período, se puede comprobar que:

$$(e_f' e_f) / \sigma^2 \cong \chi^2(5)$$

Por lo que podemos aceptar la hipótesis nula respecto de la existencia de un cambio estructural en el modelo.

Si utilizáramos las predicciones obtenidas con el modelo simultáneo para las ecuaciones de exportaciones e importaciones de bienes y servicios, en el pe-

Se ha utilizado un test de predicción extramuestral, asintóticamente equivalente a un test de estabilidad, que se calcula a partir de las predicciones dinámicas re-

CUADRO 4

	Eq1	Eq2	Valor crítico al 5 por 100
Test predicción extramuestral. . .	3,96	1,49	11,07

CUADRO 5

DÉFICIT COMERCIAL REAL Y SIMULADO (En millones de euros de 1995)

Año	Déficit comercial real	Déficit comercial simulado
1998	-31.385	-32.537
1999	-34.121	-35.300
2000	-35.285	-33.235
2001	-36.780	-34.194
2002	-40.536	-40.538

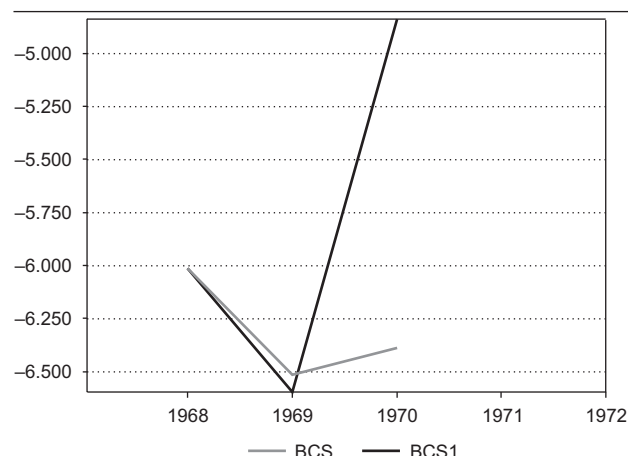
río 1998-2003 para comparar el déficit público real y el simulado, los resultados, expresados en millones de euros del año 1995, serían los que aparecen en el Cuadro 5.

5. Balanza comercial y relación real de intercambio.

Un interesante trabajo de simulación con el modelo consiste en contrastar la capacidad del mismo para explicar dos características de los datos internacionales del comercio exterior: el comportamiento anticíclico de la balanza comercial ante crecimientos del *output* y el efecto de la correlación negativa de la balanza comercial con los valores actuales de la relación real de intercambio, y la correlación positiva con los valores pasados, lo que generaría una forma asimétrica de la función de correlación cruzada, dando lugar a comportamientos de la balanza comercial ante alteraciones de la relación real de intercambio en forma de curvas J o curvas S.

GRÁFICO 7

EFFECTOS DE UNA MEJORA DEL 10 POR 100 EN LA RRI SOBRE LA BALANZA COMERCIAL



Para el ejercicio de simulación, reestimamos el modelo transformando los indicadores de competitividad utilizados en la estimación y descritos en el Anexo de datos. El indicador de la relación real de intercambio utilizado, tanto en la ecuación de importaciones como de exportaciones, es la relación entre los precios exteriores e interiores medidos en moneda común. En primer lugar simulamos el comportamiento en forma de curva J de la balanza comercial, ante variaciones del tipo de cambio nominal y en segundo lugar el efecto que, variaciones en la relación real de intercambio o en diferentes agregados de la demanda interna, tienen sobre la balanza comercial.

En el Gráfico 7 se refleja el efecto que una mejora del 10 por 100 de la relación real de intercambio, en 1968, tiene sobre la balanza comercial, en el período 1968-1970.

En el gráfico podemos comprobar que una devaluación del tipo de cambio nominal generaría, *ceteris paribus*, un empeoramiento del déficit comercial en el primer período y una mejora en los siguientes, lo que la literatura conoce como la curva J.

GRÁFICO 8

EFFECTO DE UN AUMENTO DEL CONSUMO SOBRE LA BALANZA COMERCIAL

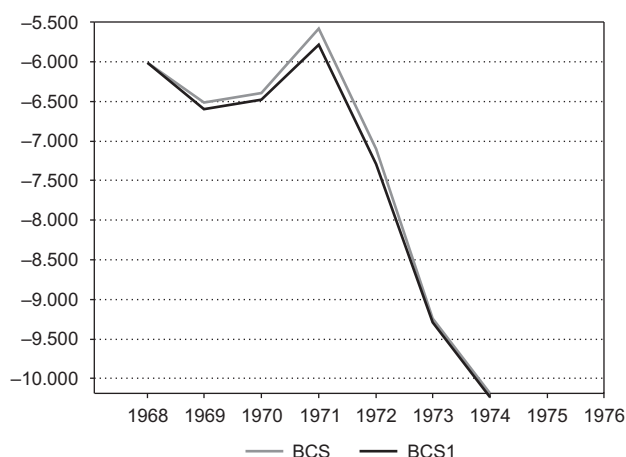
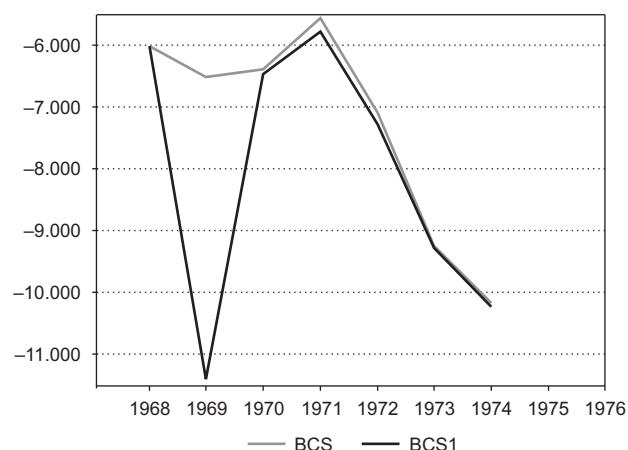


GRÁFICO 9

EFFECTO DE UN AUMENTO DE LA INVERSIÓN SOBRE LA BALANZA COMERCIAL



En los Gráficos 8 y 9, se reflejan los efectos sobre la balanza comercial de aumentos, en el año 1968, del 10 por 100 en el consumo o la inversión respectivamente.

Como puede observarse en los gráficos anteriores, el impacto anticíclico de la demanda interna a través de su efecto negativo sobre la balanza comercial, no sería el mismo en el caso de un aumento de la inversión o del consumo. Un aumento del consumo tendría un efecto muy ligero sobre la balanza por cuenta corriente. Sin embargo, un aumento de la inversión tendría un efecto muy negativo sobre la balanza comercial, dado su impacto tanto en el corto como en el largo plazo sobre el flujo de importaciones, así como su influencia negativa a través del impacto contracíclico de la demanda interna, en el corto plazo, en las exportaciones.

Estos resultados están en línea con diferentes análisis dinámicos de la balanza comercial para un conjunto de países⁶.

⁶ H. B. JUNZ y R. R. RHOMBERG (1973). D. K. BACKUS, P. J. KEHOE y F. E. KYDLAND (1994).

6. Conclusiones

En este trabajo se presenta un modelo simultáneo bi-ecuacional cointegrado para la balanza comercial, en España, con una elevada capacidad explicativa tanto para cada uno de los flujos de exportaciones e importaciones de bienes y servicios, sin incluir turismo, como para el saldo comercial y su comportamiento en el período considerado 1967-2002: elevada correlación entre las exportaciones e importaciones y comportamiento anticíclico del sector exterior en relación con la actividad interna.

Las exportaciones son explicadas tanto por sus determinantes tradicionales, (renta exterior y competitividad) como por las importaciones, incluyendo el impacto contractivo que, en el corto plazo, supone el aumento de la demanda interna.

Las importaciones son explicadas, en el largo plazo, por la inversión nacional, la competitividad y las exportaciones.

El modelo simultáneo planteado en este trabajo, para España, es de hecho un modelo para economías

abiertas donde la suma exportaciones e importaciones supone un elevado porcentaje del Producto Interior Bruto. El modelo conlleva implicaciones teóricas que afectan tanto al cumplimiento de la condición de Marshall-Lerner para este tipo de economías, como a los impactos que sobre el saldo comercial tendrían alteraciones del tipo de cambio dado que los efectos totales serían función, no solamente de las elasticidades precios de las exportaciones e importaciones, sino también de las respectivas elasticidades cruzadas de exportaciones-importaciones.

Referencias bibliográficas

- [1] ALONSO, J. A. (1999): «Growth and the External Constraint; Lessons for the Spanish Case», *Applied Economics*, volumen 31.
- [2] BENARJEE, A.; DOLADO, J. J.; GALBRAITH, J. W. y HENDRY, D. F. (1993): *Co-integration, Error Correction and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data*, Oxford: Oxford University Press.
- [3] BCKUS, D. K.; KEHOE, P. J. y KYDLAND, F. E. (1994): «Dynamics of the Trade Balance and the Terms of Trade: The J-Curve», *American Economic Review*, volumen 84, número 1, páginas 84-103.
- [4] BUISAN, A. y GORDO, E. (1994): «Funciones de importaciones y exportaciones de la economía española», *Investigaciones Económicas*, XVIII(1), 165-92.
- [5] CASTILLO, J. y PICAZO, A. (1995): «El comercio coincidente en la empresa manufacturera española», *Información Comercial Española. Revista de Economía*, octubre, número 746, páginas 79-88.
- [6] DICKEY, D. A. y FULLER, W. A. (1981): «Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root», *Econometrica*, 49, 105-72.
- [7] ENGLE, R. F. y GRANGER, C. W. (1987): «Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing», *Econometrica*, 55, 251-276.
- [8] FERNÁNDEZ, I. y SEBASTIÁN, M. (1991): «El sector exterior y la incorporación de España a la CEE: un análisis a partir de las funciones de exportación e importación», *La Economía Española: Una Perspectiva Macroeconómica*, ANTONI BOSCH eds., Barcelona, páginas 209-303.
- [9] GIOVANETTI, G. (1989): «Aggregated Imports and Expenditure Components in Italy: An Econometric Analysis», *Applied Economics*, número 21, páginas 957-971.
- [10] HENDRY, D. F. y DOORNIK, J. A. (1994): «Modelling Linear Dynamic Econometric System», *Scottish Journal of Political Economy*, 41, 1-33.
- [11] JOHANSEN, S. y JUSELIUS, K. (1994): «Identification of the Long-run and the Short-run Structure: An Application to the ISLM Model», *Journal of Econometrics*, 63, 7-36.
- [12] KRUGMAN, P. (1995): *Growing World Trade: Causes and Consequences*, Brookings Papers on Economic Activity, número 1, 25th Anniversary issue, 327-62.
- [13] MAULEÓN, L. y SASTRE, L. (1994): «El saldo comercial en 1993: un análisis econométrico», *Información Comercial Española. Revista de Economía*, noviembre, 735, 167-172.
- [14] MEADE, E. E. (1988): «Exchange Rates, Adjustment, and the J-Curve», *Federal Reserve Bulletin*, octubre, 74(10), páginas 633-44.
- [15] PACK, H. y SAGGI, K. (1997): «Inflows of Foreign Technology and Endogenous Technological Development», *Review of Development Economics*, 1, páginas 81-89.
- [16] PORTUGAL, M. S. (1993): «Equilibrium Models of Trade Equations: A Critical Review», *Análise Económica*, Año 11, septiembre, páginas 69-91.
- [17] SÁNCHEZ CARRIÓN, R. (2004): Tesis Doctoral. Universidad Juan Carlos I.
- [18] SASTRE, L. (2005): *An Alternative Model for the Trade Balance of Countries with Open Economies: The Spanish Case*, Documento de trabajo ICEI.
- [19] THIRWALL, A. y GIBSON, H. (1991): *Balance of Payments Theory and the United Kingdom Experience*, Macmillan, Londres.

ANEXO

Fuentes estadísticas y elaboración de las variables

Los datos

En este Anexo se presenta un análisis descriptivo de las series, determinando su orden de integrabilidad mediante su análisis gráfico.

Descripción

Exportaciones de bienes y servicios (sin incluir turismo)

La serie utilizada corresponde a la elaborada por el INE, según el sistema de cuentas SEC-95, para la Contabilidad Nacional con base 1995 y expresada en precios constantes, en la que se ha eliminado el consumo de residentes en el territorio económico y se ha alargado la serie, teniendo en cuenta la CNE-1986 elaborada con el sistema de cuentas SEC-70. La serie en su transformación logarítmica y su primera diferencia se presentan en el Gráfico A1, en la serie en niveles se observa una tendencia creciente y su primera diferencia genera una serie claramente estacionaria.

Importaciones de bienes y servicios

La serie utilizada corresponde a la elaborada por el INE, según el sistema de cuentas SEC-95, para la Contabilidad Nacional con base 1995 y expresada en precios constantes, en la que se ha eliminado el consumo de residentes en el resto del mundo. La serie en su transformación logarítmica y su primera diferencia se presentan en el Gráfico A2, en la serie en niveles se observa una tendencia creciente y su primera diferencia genera una serie claramente estacionaria.

GRÁFICO A1

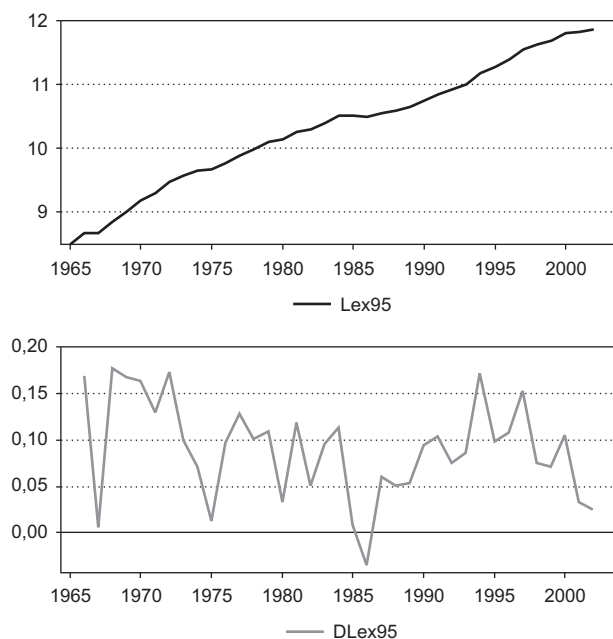
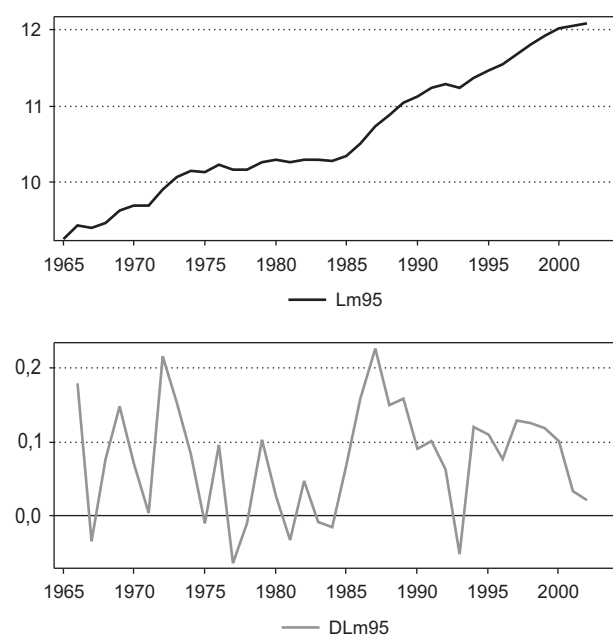


GRÁFICO A2



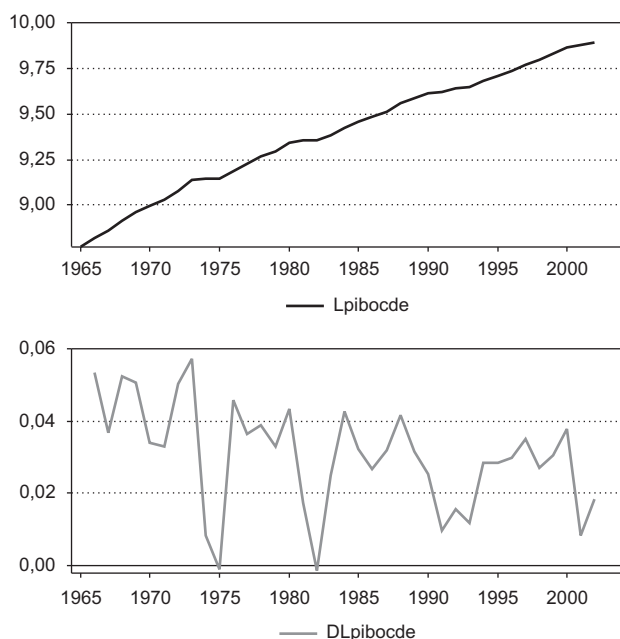
ANEXO (continuación)

Fuentes estadísticas y elaboración de las variables

Producto Interior Bruto de los países de la OCDE

La serie corresponde a la transformación logarítmica de la publicada por el área del sector exterior de la subdirección de previsión económica del Ministerio de Economía y está expresada en precios constantes. La serie en su transformación logarítmica y su primera diferencia se presentan en el Gráfico A3.

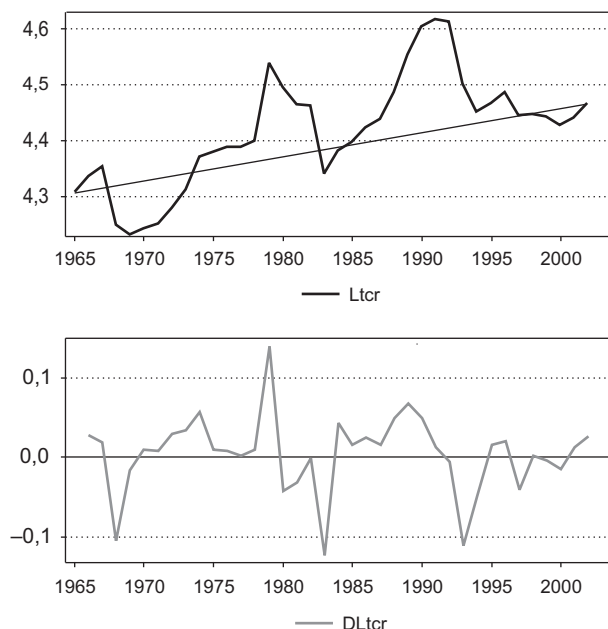
GRÁFICO A3



Competitividad de las exportaciones

La serie utilizada ha sido el indicador de competitividad de las exportaciones españolas frente a los países industrializados, publicada por el Banco de España. La competitividad expresa un tipo de cambio efectivo real frente a los países industrializados, definido de forma que los aumentos representan una reevaluación frente a los países industrializados y por lo tanto una pérdida de competitividad de las exportaciones. La serie en niveles y en su primera diferencia se presenta en el Gráfico A4, pudiéndose observar la existencia de tendencia en su representación en niveles y una clara serie estacionaria en su representación en diferencias.

GRÁFICO A4



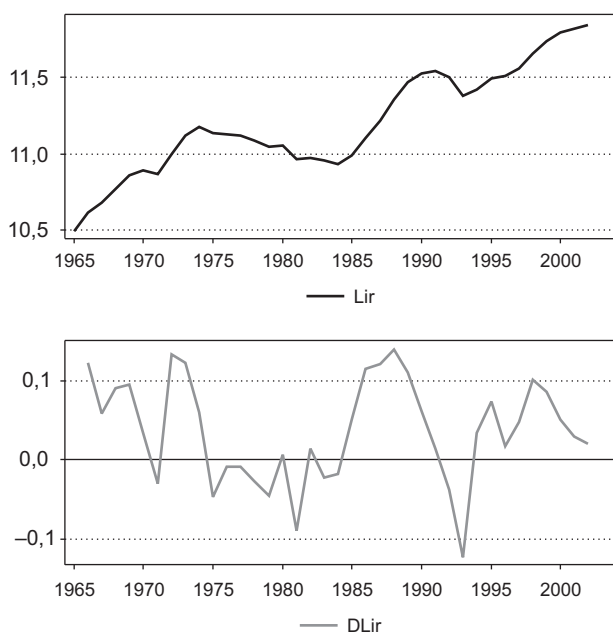
ANEXO (continuación)

Fuentes estadísticas y elaboración de las variables

Inversión

La serie corresponde a la Formación Bruta de Capital Fijo de Contabilidad Nacional publicada por el INE y en el Gráfico A5 se muestra la serie original y en diferencias.

GRÁFICO A5



Competitividad de las importaciones

Como indicador de competitividad de las importaciones hemos utilizado la relación entre el deflactor de las importaciones y el deflactor del PIB español medidas en moneda nacional (ambas series están tomadas de la Contabilidad Nacional publicada por el INE). Tal como está definido el indicador un aumento significaría un encarecimiento de las importaciones en relación con los productos nacionales y por lo tanto una pérdida de competitividad de las mismas.

GRÁFICO A6

