
Cambios estructurales en las series de comercio exterior español, 1960-1997

344

El artículo destaca la singularidad del periodo posterior a 1986 a través de un análisis de rupturas estructurales aplicado a los flujos de exportación e importación españoles de los últimos cuatro decenios. El trabajo confirma la existencia de una nueva etapa en el comercio exterior de España a partir de la adhesión a las Comunidades Europeas, debido sobre todo al cambio de tendencia experimentado por la vertiente importadora. En el lado exportador, el efecto de la integración se retrasará unos años, hasta el bienio de las devaluaciones 1992-1993, a causa de la grave pérdida de competitividad que sufre la economía española a lo largo de la segunda mitad de los ochenta.

Artikuluak azpimarratzen du 1986 aldiaren ondorengo aldiaren berezitasuna. Horretarako azterketa bat egin da, azken lau hamarkadetako Espainiako esportazio eta inportazio isuriei ezarritako egiturazko hausturei buruzkoa, alegia. Lanak berresten du europar erkidegoei eginiko atxikimenduaren ondorioz Espainiaren kanpoko merkataritzarako aldi berri bat dagoela, batez ere inportatzeko joerak bizi izandako alaketagatik. Alde inportatzailean integrazioaren eragina urte batzuk atzeratuko da, debaluzioetako 1992-1993 biurtekora arte, laurogeigarren hamarkadaren bigarren erdian Espainiako ekonomiak jasan duen lehiakortasun galera larrien ondorioz.

This paper highlights the singularity of the period beginning in 1986 through an analysis of structural breaks applied to Spanish export and import flows of the last four decades. The analysis confirms the existence of a new stage in Spanish foreign trade after Spain's adhesion to the European Community especially due to the trend change in imports. In exports, the effect of integration was later, after the years of the devaluations of 1992-1993, and was because of the important loss of competitiveness which the Spanish economy suffered during the second half of the eighties.

ÍNDICE

1. Introducción
 2. Método de análisis de rupturas estructurales
 3. Análisis de rupturas estructurales de las series de exportación e importación españolas
 4. Interpretación de los resultados
 5. Conclusiones
- Referencias bibliográficas

Palabras clave: puntos de ruptura, exportaciones e importaciones españolas, serie estacionaria

N.º de clasificación JEL: F13, F15, C32

1. INTRODUCCIÓN

Las series de exportación e importación españolas de los últimos cuatro decenios han sido ampliamente tratadas mediante numerosos análisis multivariantes que han estimado las funciones de comercio sin arrojar un diagnóstico común sobre los determinantes o los cambios estructurales sufridos por los flujos comerciales. No obstante, este último aspecto no ha sido estudiado en ninguno de los trabajos mediante los análisis univariantes de rupturas propuestos por Zivot y Andrews (1992), Bai y Perron (1998), Bai (1999) y Ben-David y Papell (2000), tan aplicados en la literatura internacional. A raíz de los recientes estudios de Cubel y Palafox (1998), y Pons y Tirado (2006) para el PIB y PIB *per cápita* español utilizando este método, las autoras han decidido aplicarla a las exportaciones e importaciones españolas para encontrar los puntos de ruptura de las mismas e interpre-

tarlos a la luz de los acontecimientos económicos del momento.

Es éste por tanto el principal objetivo del trabajo, la detección de las rupturas estructurales de las series de exportación e importación españolas a partir de 1960, entendidas como cambios significativos de las variables provocados por *shocks* macroeconómicos o por medidas de política económica distintos de las oscilaciones económicas de carácter coyuntural. Para abordar esta tarea, el trabajo se estructura de la siguiente forma. El primer epígrafe presenta el método utilizado en el estudio. En el segundo apartado se realiza el análisis de rupturas estructurales para las transacciones españolas. Posteriormente, el tercero interpreta los resultados obtenidos

* Las autoras agradecen las valiosas aportaciones efectuadas por los evaluadores en el proceso de revisión del artículo.

y los compara con los derivados de otros estudios previos. En un último epígrafe se extraen las principales conclusiones.

2. MÉTODO DE ANÁLISIS DE RUPTURAS ESTRUCTURALES

Siempre que estudiamos el comportamiento de una serie temporal Y_t , podemos representarlo como la suma de una tendencia más un componente aleatorio.

Hasta principios de los años ochenta, era común considerar dichas tendencias como determinísticas y modelizar las mismas mediante una función —lineal o no, con término constante o sin él— del tiempo. Se establecía que el proceso que había generado la serie era un autoregresivo de orden n y, por último, se introducía una innovación que, supuestamente, era ruido blanco, de tal forma que la serie se expresaba del siguiente modo:

$$Y_t = a + b * t + \sum_{j=1}^n \partial_j Y_{t-j} + \varepsilon_t$$

Donde el nivel de la serie en un momento t es el resultado de un nivel inicial a , el efecto acumulado del crecimiento de periodos anteriores, representado por la tendencia lineal $b * t$, y un elemento aleatorio ε_t .

Precisamente, las innovaciones representadas por el componente estocástico se interpretaban como el componente cíclico y, por tanto, eran las causantes de las desviaciones a corto plazo que se producían alrededor de la tendencia de crecimiento. Es decir, se suponía que en este tipo de series con tendencia determinística, cualquier *shock* económico no provocaba ningún efecto a largo plazo, por lo que toda variación se atribuía al componente cíclico. Estas series son denominadas estacionarias.

Sin embargo, estudios posteriores, como el de Nelson y Plosser (1982), demostraron que no todas las series podían ser representadas de esta manera, debido a que muchas de ellas, especialmente las series macroeconómicas, pueden verse afectadas por *shocks* que producen cambios permanentes en su tendencia de crecimiento. Dichas series se caracterizan por presentar una tendencia estocástica y, por ende, una raíz unitaria que afecta al componente estocástico. Estas series son denominadas no estacionarias y poseen media y/o varianza no constantes a lo largo del tiempo.

Por tanto, un primer paso crucial a la hora de abordar el estudio pormenorizado de una serie temporal consiste en comprobar si estamos ante una serie estacionaria o no. Realmente, existen test específicos para llevar a cabo tal cometido. El más usado es el propuesto por Dickey-Fuller (1979), basado en la estimación de la siguiente ecuación por OLS (mínimos cuadrados ordinarios):

$$Y_t = \alpha + \rho * Y_{t-1} + \gamma * t + \sum_{i=1}^k \theta_i * \Delta Y_{t-i} + u_t$$

Una vez estimada dicha ecuación, contrastaríamos la hipótesis nula de que ρ es significativamente distinto de uno (existe raíz unitaria) frente a la alternativa de que ese parámetro es menor que la unidad (no existe raíz unitaria).

Otra forma equivalente, más general y utilizada de confirmar la presencia de raíz unitaria consiste en plantear la siguiente ecuación:

$$\Delta Y_t = a_0 + \lambda * Y_{t-1} + a_2 * t + \sum_{i=2}^p \beta_i * \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Teniendo en cuenta que ahora $\lambda = \rho - 1$, se trataría de contrastar la hipótesis nula $\lambda = 0$ (existe raíz unitaria) frente a la alternativa $\lambda \neq 0$ (no existe raíz unitaria).

Dentro de esta misma línea existe otro tipo de test utilizado para contrastar la existencia de raíces unitarias, propuesto por Phillips y Perron (1988). La diferencia principal que éste presenta respecto al test de Dickey-Fuller es que realiza ajustes de forma no paramétrica para tener en cuenta tanto la posible dependencia serial como la heteroscedasticidad en el término de la perturbación.

No obstante, estos tipos de test fueron cuestionados por quienes aducían que el poder de los mismos dependía más del espacio que separa las observaciones que del número de ellas. Además, se dice que poseen poco poder para distinguir si hay raíz unitaria o simplemente se trata de una raíz que se encuentra próxima a la unidad. Por último, surgen dudas acerca de la conveniencia de incluir ciertos regresores deterministas en la ecuación del test de Dickey-Fuller. De modo que si, por ejemplo, nos olvidamos de incluir en ella la constante o el término de tendencia y, en realidad, el proceso que ha generado la serie incorpora dichas variables, el test que realicemos no tendrá validez alguna dado el gran sesgo que se introduce en la estimación de λ . Algo parecido sucedería si incluyésemos más regresores de los necesarios.

Fue precisamente Perron (1989) el que ahondó en esta vertiente crítica sosteniendo que muchas veces se acepta la presencia de raíz unitaria cuando realmente estamos en presencia de una serie con tendencia determinística, pero que presenta un cambio permanente expresado en su nivel y/o tendencia. Es decir, cuando hay cambios estructurales los test de Dickey-Fuller y Phillips-Perron están sesgados hacia la aceptación de raíz unitaria.

Por ello, dicho autor desarrolla un test de raíces unitarias que extiende el procedimiento de Dickey-Fuller *standard*, añadiendo

variables *dummy* para captar la posibilidad de cambios en el término constante y en la pendiente para un año determinado en el que se supone se produce la ruptura. Se asume que dicho año es conocido de antemano y es, por tanto, considerado un dato exógeno.

La ecuación en la cual Perron basó el test recibe el nombre de Dickey-Fuller Aumentado (DFA) y adopta la siguiente expresión¹:

$$\Delta Y_t = a_0 + \lambda * Y_{t-1} + a_2 * t + a_3 * duT_t + a_4 * dtT_t + \sum_{i=2}^p \beta_i^* \Delta Y_{t+i} + \varepsilon_t$$

donde Y es el logaritmo de la variable dependiente y ΔY es su primera diferencia. El periodo en el cual ocurre el cambio en tendencia se denotará como T_t . Las variables *dummies* presentan los siguientes valores: $duT_t = 1$ si $t > T_t$, 0 en otro caso; $dtT_t = (t - T_t)$ si $t > T_t$, 0 en otro caso.

Sin embargo, este método de análisis ha recibido críticas por parte de aquellos que sostienen que la ruptura debe ser obtenida de manera endógena para evitar los sesgos potenciales que el investigador puede introducir al considerar la misma como exógena. Por este motivo, contribuciones posteriores, como las de Banerjee, Lumsdaine y Stock (1992), Christiano (1992) y Zivot y Andrews (1992), entre otros, contrastan la existencia

¹ Debemos resaltar que esta ecuación representa el test de Dickey-Fuller convencional, el cual quedaría expresado de esa forma particular al sustraer Y_{t-1} a ambos lados, pudiendo contrastar, de igual modo, la presencia de raíz unitaria en la serie. La única variación es que en este caso, contrastaríamos la hipótesis nula que sostiene que λ es cero frente a la hipótesis alternativa que mantiene que es diferente de cero. Al mismo tiempo, Perron (1989) incluye *dummies* para controlar el posible cambio estructural en la tendencia de la serie. Para seleccionar el valor de p podemos utilizar el procedimiento utilizado por Campell y Perron (1991) y Ng y Perron (1995) empezando con un número máximo de retardos que se irán reduciendo hasta que el último retardo supere una significatividad mínima establecida a priori (un t-ratio > 1,6).

de un cambio estructural endógeno, si bien cada uno de ellos utiliza diferentes métodos para determinarlo. Así, por ejemplo, para Zivot y Andrews (1992) la ruptura es seleccionada eligiendo el año para el cual se hace máximo el valor del estadístico t de la variable dependiente retardada en el test de Dickey-Fuller, lo que ayuda a rechazar la hipótesis de raíz unitaria.

Un camino diferente para encontrar la ruptura endógenamente es el seguido por Vogelsang (1997). Este autor propone seleccionar aquella que ofrezca un valor superior en el test de Wald que nos permita contrastar la hipótesis nula que sostiene que la *dummy* para la constante y la pendiente en el año de ruptura es igual a cero en la siguiente ecuación en niveles:

$$Y_t = a_0 + a_1 * t + a_2 * du_{T_i} + a_3 * dt_{T_i} + \sum_{i=2}^p \beta_i * \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Por supuesto, la extensión natural de la literatura sobre raíces unitarias en presencia de rupturas estructurales tiene en cuenta más de un cambio estructural. De ese modo, Lumsdaine y Papell (1997) amplían el procedimiento de Zivot y Andrews (1992) para considerar al menos dos rupturas endógenas, hallando más evidencia en contra de la hipótesis de raíz unitaria de la encontrada por éstos. Desde entonces, han aparecido numerosos estudios que contrastan la existencia de múltiples cambios estructurales, contando hoy en día con un amplio conjunto de trabajos que evidencian la adecuación de modelos de series estacionarias con múltiples rupturas en muchas series macroeconómicas. Dentro de este cuerpo de estudios pueden incluirse los de Bai y Perron (1998), Ben-David y Papell (2000) y Wang y Zivot (2000). De nuevo, al igual que cuando se considera un solo cambio estructural, el conjunto de rupturas múltiples puede ser obtenido endógenamente, como en Ben David y Papell (2000), o exógenamente, como

en Wang y Zivot (2000). En este último caso, los cortes son determinados mediante la inspección visual de la serie y tanto el número de rupturas como la forma que adopta el cambio estructural son tratados como problemas de selección de modelos. Para abordar esta tarea con propiedad, se utiliza por ejemplo el criterio de Schwarz.

Haciendo uso del aparato metodológico anterior, se han llevado a cabo numerosos trabajos que abordan el estudio de determinadas series macroeconómicas, especialmente el PIB y PIB per cápita de distintos países². En el caso español, estas series han sido analizadas entre otros por Cubel y Palafox (1998), Prados de la Escosura (2004) y Pons y Tirado (2006).

Dentro de este contexto, nuestro artículo pretende analizar las exportaciones e importaciones españolas durante el periodo 1960-1997 haciendo uso de la metodología expuesta, todavía no aplicada a las series de comercio exterior. El objetivo último que guía nuestro estudio es tratar de determinar aquellos momentos que pueden suponer rupturas estructurales y que, por tanto, han cambiado de manera permanente la evolución de las series. Es decir, trataremos de determinar aquellas discontinuidades que, bien provocadas por cambios de política económica, bien por determinados *shocks* macroeconómicos, no representan meras oscilaciones de carácter coyuntural.

² Zivot y Andrews (1992), por ejemplo, consideran el análisis de las series estadounidenses de producto, producción industrial, empleo, tipos de interés, precios de consumo, precios de las acciones, salarios reales, velocidad del dinero y oferta monetaria, tratando de determinar si 1929 constituyó un punto de ruptura común en todas ellas derivado de la crisis económica acaecida en ese momento. También Inwood y Stengos (1991) consideran el caso histórico del PIB canadiense desde 1870 hasta 1985, del mismo modo que lo hacen Greasley y Oxley (1998) para Australia y Canadá.

Para abordar tal cometido se seguirán los pasos que a continuación se exponen:

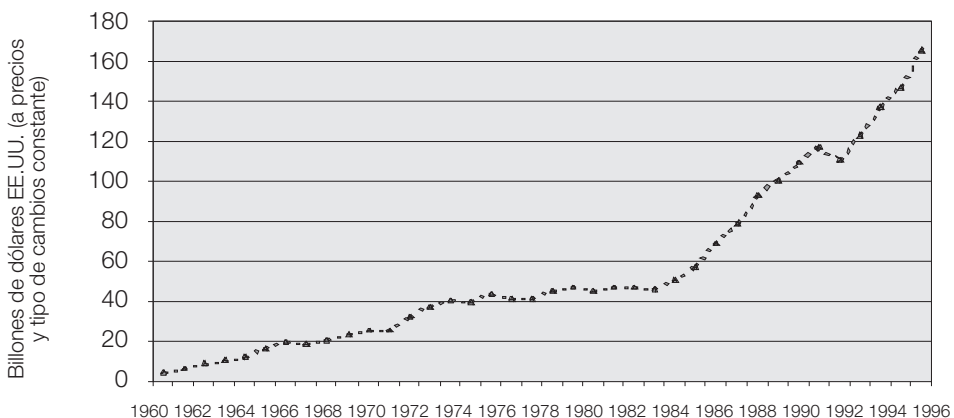
1. Comprobar, en base a los test de Dickey-Fuller y Phillips-Perron si las series presentan raíz unitaria para poder hacernos una idea de la persistencia de los *shocks*.
2. Siguiendo las propuestas de Zivot y Andrews, trataremos de encontrar, de manera endógena, el punto de ruptura que maximiza, en términos absolutos, el estadístico (t-ratio) de la variable dependiente retardada en el test de DFA, permitiendo cambios en el nivel y/o la tendencia de la serie. Con ello se intenta realizar la regresión del modelo que más se adapta a la realidad. De ese modo seremos capaces de rechazar la hipótesis nula de no estacionariedad pudiendo afirmar que la serie contiene una tendencia determinística truncada.

3. Comparar la significatividad del estadístico con los valores tabulados obtenidos mediante una simulación de Monte Carlo realizada mediante 2.000 replicaciones que tiene en cuenta el número de observaciones, el proceso generador de los datos y el momento en el que se producen las rupturas.

3. ANÁLISIS DE RUPTURAS ESTRUCTURALES DE LAS SERIES DE EXPORTACIÓN E IMPORTACIÓN ESPAÑOLAS

Como hemos adelantado en el epígrafe anterior, vamos a realizar un análisis univariante de las series de exportación e importación españolas entre 1960 y 1997 (Gráficos n.º 1 y 2), con el objeto de detectar las rupturas estructurales que se han produci-

Gráfico n.º 2
Importaciones españolas de bienes y servicios
(1960-1997)



Fuente: National Accounts, Main Aggregates, 1960-1997, OECD Statistics.

Cuadro n.º 1

Test de Dickey-Fuller Aumentado y de Phillips-Perron

$$\Delta Y_t = a_0 + \lambda^* Y_{t-1} + a_2 * t + \varepsilon_t$$

	ADF	P-P
<i>LXESP</i> ⁴	-2,16	-1,98
<i>LMESP</i>	-3,09	-3,15

Valores críticos y nivel de significación tabulados por Dickey-Fuller para los coeficientes estimados

- 4,23 al nivel de significación de 1%
- 3,54 al nivel de significación de 5%
- 3,20 al nivel de significación de 10%

Nota: el valor crítico primero, -4,23, por ejemplo es el valor crítico tabulado por Dickey-Fuller al 1% de nivel de significación (probabilidad de cometer el error tipo I)

Fuente: Elaboración propia.

do en el comercio exterior español de este periodo, siguiendo los pasos descritos también en el apartado previo³.

Como se ha comentado anteriormente, el primer paso del análisis consiste en la contrastación, con los test ADF y Phillips-Perron (P-P), de la existencia de raíz unitaria en las series de exportación e importación española (Cuadro n.º 1).

En ambas series se observa que el resultado del contraste ADF es inferior a los valores de referencia tabulados por Dickey y Fuller (1981), a cualquier nivel de significatividad, por lo que se acepta la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria y, por tanto, de no estacionariedad. A una conclusión similar se llega con el contraste de Phillips-Perron.

Por tanto, estos resultados suscitan a reflexionar que posiblemente dichas series contengan rupturas estructurales que no estamos teniendo en cuenta. Para ello, se pretende comprobar a continuación la ubicación de las rupturas potenciales. Es decir, pretendemos identificar los *shocks* cuyos efectos se han mantenido a lo largo del tiempo y separarlos de aquellos que tan sólo han representado movimientos leves y coyunturales y que han podido ser reabsorbidos por la propia evolución de las variables.

Aplicando la estrategia seguida por Zivot y Andrews (1992), hemos detectado un

³ El ejercicio se extiende sólo hasta 1997 porque se utilizan las series de comercio *National Accounts, Main Aggregates* 1960-1997 de la OCDE, que ofrecen datos a precios y tipo de cambio constantes homogéneos para todos los miembros del área europea. No obstante, si para el caso español se hubieran tomado los datos de la Contabilidad Nacional a precios constantes base 1986 únicamente se hubiese podido ampliar hasta 1998 (comenzando en 1964). Por otra parte, las series de la Contabilidad Nacional a precios constantes base 1995, disponibles hasta 2004, nos hubieran obligado a empezar en 1970.

⁴ Donde *LXESP* es el logaritmo neperiano de la serie de las exportaciones españolas de bienes y servicios y *LMESP* el de las importaciones.

Cuadro n.º 2

**Test ADF para las exportaciones de bienes y servicios españolas
(1960-1997)**

$$\Delta LXESP_{t-1} = a_0 + a_1 * duT_i + a_2 * t + a_3 * dtT_i + \lambda * LXESP_{t-1} + \epsilon_t^6$$

VARIABLE	Coefficiente	Estadístico
<i>Constante</i>	-153,23	-4,62
<i>t</i>	0,08	4,62
<i>dt73</i>	-0,04	-4,33
<i>dt94</i>	0,05	4,36
<i>LXESP_{t-1}</i>	-0,69	-4,83

R² (Aj.)= 0,43

F= 7,89

AIC= -6,19

DW= 1,78

Fuente: Elaboración propia.

punto de ruptura endógeno correspondiente al año 1973. No obstante, la introducción aislada de esa ruptura en el test de DFA no nos permite encontrar un valor del t-ratio de la variable endógena retardada superior al valor crítico correspondiente. Es por ello que hemos procedido a buscar otro punto de ruptura que, en combinación con el anterior, nos de la posibilidad de rechazar la hipótesis nula de no estacionariedad y, por tanto, nos permita decir que la serie de exportaciones presenta un tendencia determinística quebrada⁵.

⁵ Nótese que realmente Zivot y Andrews (1992) consideran tan solo un punto de ruptura endógeno, si bien generalizaciones posteriores como la de Lumsdaine y Papell (1997) toman en cuenta dos rupturas.

⁶ En la estimación de este modelo no se considera ningún retardo de la variable dependiente para corregir problemas de autocorrelación por no resultar significativos. Tampoco aparecen cambios en nivel, que vendrían representados por la variable duT_i , con valor unitario a partir del punto de ruptura.

Los resultados del análisis para las exportaciones e importaciones de bienes y servicios españoles se presentan en los cuadros n.º 2 y 3, respectivamente.

Donde la variable dependiente $\Delta LXESP$ es el logaritmo de las exportaciones españolas en diferencias; t es la variable de tendencia; $LXESP_{t-1}$ es el logaritmo de las exportaciones españolas retardado un período (la variable cuyo t-ratio tiene que maximizarse para evitar los problemas de raíz unitaria); $dt73$ es una *dummy* de tendencia que toma el valor cero hasta 1973 y el valor (t-1973) a partir de 1974, lo que indica un cambio de tendencia que comienza en 1974; $dt94$ está construida de igual modo.

En el cuadro anterior se observa que, una vez introducidos los cortes, el estadístico de la variable $LXESP_{t-1}$ supera el valor crítico al 10% de significatividad obtenido

Cuadro n.º 3

**Test ADF para las importaciones de bienes y servicios españolas
(1960-1997)**

$$\Delta LMESP_{t-1} = a_0 + a_1 * duT_t + a_2 * t + a_3 * dtT_t + \lambda * LMESP_{t-1} + \epsilon_t^8$$

VARIABLE	Coefficiente	Estadístico
Constante	-20,29	-2,36
<i>t</i>	0,01	2,41
<i>dt86</i>	0,01	2,37
<i>LMESP</i> _{<i>t-1</i>}	-0,22	-4,40

R² (A_j)= 0,50
 F= 12,87
 AIC= -5,26
 DW = 1,76

Fuente: Elaboración propia.

mediante el experimento de Monte Carlo⁷. De ese modo, puede decirse que la serie de exportaciones españolas que cubre el periodo 1960-1997 se caracteriza por presentar una tendencia determinística con dos puntos de truncamiento, uno situado en 1973 y otro en 1994. El primero de ellos representa un cambio negativo en la tendencia de la serie mientras que el segundo constata un cambio positivo.

Aplicando ahora el método de Zivot y Andrews a la serie de importaciones, al objeto de poder hallar de manera endógena un punto de ruptura en su tendencia, se llega a los resultados expuestos a continuación.

Comprobamos que en las importaciones 1986 supone un corte relevante y un im-

pacto positivo. La significatividad de la variable *dt86*, que marca el cambio de tendencia a partir de ese momento, así lo corrobora⁹.

Una vez halladas las rupturas que modelizan ambas vertientes del comercio, convendría interpretarlas al hilo de la evolución de la economía española del periodo y señalar los puntos en común así como las discrepancias con los anteriores trabajos citados. A ello se dedica el próximo epígrafe.

4. INTERPRETACIÓN DE LOS RESULTADOS

El año de la integración en las Comunidades Europeas marca un claro cambio de tendencia en el lado importador de los intercambios españoles, sin apreciarse de igual

⁷ Concretamente, el valor crítico de referencia calculado para la serie de exportaciones españolas al 10% de significatividad es del -4,07.

⁸ Como en el modelo anterior no se considera ningún retardo de la variable dependiente ni cambios en nivel por no resultar significativos.

⁹ El valor crítico obtenido por el método de Monte Carlo para el caso de las importaciones españolas arroja un valor del -3,25 al 10% de significatividad.

forma en la vertiente exportadora. A partir de 1986 las importaciones experimentan un espectacular crecimiento presionadas por el fuerte tirón de la demanda interna en la segunda mitad de los ochenta, el desarme arancelario asimétrico sufrido entre 1986 y 1993 fruto de la liberalización comercial, y la excesiva apreciación real de la peseta durante el período. En especial, esta situación del índice de tipo de cambio efectivo real de la divisa española respecto a sus principales socios comerciales en los últimos años de la década de los ochenta y primeros años de los noventa, mermó intensamente la capacidad competitiva de los productos nacionales. Ello bien pudo privar a la exportación del impacto positivo reflejado en la importación. De hecho, la ruptura en las ventas exteriores se retrasa unos años, hasta 1994, cuando las devaluaciones de la peseta en 1992-1993 han solucionado el grave problema de pérdida de competitividad vivido por la economía española.

En cuanto al primero de los resultados, la ruptura de 1986 en las importaciones ha sido tratada en la mayoría de los estudios precursores sobre el comercio español, a pesar de no alcanzar siempre conclusiones coincidentes.

Un breve recordatorio de la controversia mantenida en la literatura acerca del impacto de la incorporación a Europa en los intercambios comerciales españoles trae a la memoria una larga nómina de autores que han examinado el efecto comunitario y la posible ruptura en las funciones estimadas. Unos mediante la introducción de variables ficticias a partir de 1986 [Fernández y Sebastián (1989a, 1989b, 1991), Sebastián (1991), Mauleón y Sastre (1994, 1996a), Bajo y Montero (1995), Buisán y Gordo (1994, 1997), Alonso (1997) y Montañés y Sanso (1996, 2000)], ya sean de tipo impulso, si se considera un efecto temporal o de

tipo escalón, si por el contrario se estima permanente; o bien como en el último estudio citado, un efecto progresivo y creciente entre 1986 y 1993 asociado al proceso de desarme arancelario acumulado hasta alcanzar la supresión plena de aranceles.

La desprotección del período también es recogida por los trabajos de Fernández y Sebastián (1989a, 1989b, 1991), Buisán y Gordo (1994, 1997), Aguado y González (1995), Doménech y Taguas (1997) y García y Gordo (1998). Otros en cambio proceden a estimaciones de intervalos temporales de diferente amplitud que incluyen o excluyen los años post-integración para ver si detectan cambios significativos [Fernández y Sebastián (1989a, 1989b, 1991), Sebastián (1991), Mauleón y Sastre (1996b) y Montañés y Sanso (1996, 2000)].

Por último, todos los análisis referenciados, arrojen o no significatividad para las variables artificiales incluidas y encuentren o no constancia paramétrica en las modelizaciones más amplias, aplican distintos contrastes de estabilidad que concluyen con la inexistencia de ruptura estructural. Sólo Montañés y Sanso (2000) captan inestabilidad en los parámetros y ausencia de una relación de cointegración en la estimación de productos manufacturados hasta 1992 si no se incorpora una *dummy* en los años posteriores a 1986¹⁰.

Así como el corte asociado a la adhesión cuenta con antecedentes en la literatura española y con una especial vinculación a la corriente importadora, la ruptura estructural

¹⁰ En línea con otros estudios que detectan ruptura estructural y un significativo impacto de la incorporación a Europa en los flujos de comercio español: Martínez *et al.* (1991), Martínez y Sanso (1991a, 1991b), Sanz (1994) y Montañés (1994). Más recientemente, Montañés y Sanso (2002) analizan el efecto de la liberalización comercial tanto en el largo como en el corto plazo pero sólo en las importaciones de manufacturas.

producida en la exportación española a principios de los noventa es una novedad derivada de nuestro análisis. Ninguno de los estudios previos —que abarcan como máximo la mitad del decenio— parece contemplarla, aunque alguno de ellos sí apunta resultados de interés para una primera aproximación a la cuestión [Buisán y Gordo (1997), Mauleón y Sastre (1996a) y Montañés y Sanso (2000)] o al menos insinúa el comportamiento esperado en un futuro cercano (refiriéndose a los años más recientes) [García y Gordo (1998)]. Así el primero de los trabajos señala la escasa capacidad del modelo hasta 1992 para predecir los flujos del bienio 1993-1994 y el menor impacto a corto plazo de las variaciones de competitividad en la modelización de exportaciones hasta 1995, algo también observado en las estimaciones de ventas de Mauleón y Sastre (1996a) hasta 1992 ó 1994.

Sin embargo, en el lado importador sólo lo corroboran a corto plazo Buisán y Gordo (1997), que ven disminuir, en valor absoluto, el parámetro del cambio en los precios al añadir los tres últimos años a la estimación. Por su parte, a largo plazo las autoras aprecian una conducta similar tanto en la exportación como en la importación si atienden a la metodología Johansen, pero no ocurre lo mismo por el método de Mínimos Cuadrados No Lineales, donde el coeficiente sólo desciende en la exportación.

Montañés y Sanso (2000) también indican en las importaciones de productos manufacturados un significativo cambio en la elasticidad a corto plazo del tipo de cambio nominal frente a los países comunitarios a partir de 1986, mientras a largo plazo la variación en el tipo de cambio real resulta muy pequeña. Asimismo, en los ejercicios de simulación anticipan una reducción paulatina del déficit de la subbalanza de manu-

facturas, a pesar de que el detectado cambio estructural tras la integración en Europa suponía un incremento de las importaciones y un descenso de las exportaciones para valores dados de las variables explicativas¹¹.

Del mismo modo, hacen referencia al atípico comportamiento de todas las simulaciones entre 1992 y 1996, con especial mención a la de bienes manufacturados, que reduce extraordinariamente la brecha entre importaciones y exportaciones (incluso las segundas superan a las primeras) cuando en realidad no ha sido así¹².

Por último, García y Gordo (1998) exponen, para el lado importador y cuando consideran la demanda final desglosada en cada uno de sus principales componentes, que las ecuaciones propuestas hasta 1996 no superan los test de estabilidad de los parámetros —test de Chow sobre la ausencia de cambio estructural y test de predicción extramuestral— durante el intervalo 1993-1996. Además, las autoras piensan que en los años más recientes el peso relativo de las variables de competitividad se ha reducido mucho, tanto en las exportaciones como en las importaciones, como consecuencia de la estabilidad cambiaria de la divisa y de la fuerte contención de precios que ha tenido lugar en España en este período¹³.

En resumen, pese a no contar con ningún trabajo que abordara la nueva ruptura,

¹¹ Que justifican por una evolución más favorable de las variables exógenas tras la adhesión, debido a tasas de crecimiento más estables y moderadas y a la ausencia de pérdidas de competitividad del pasado.

¹² Ello sólo representa, según los autores, la simulación del modelo a largo plazo y recoge el efecto de las devaluaciones de la peseta que han tendido a equilibrar los flujos manufactureros.

¹³ Véase García y Gordo (1998), pág. 22.

quizás por falta de perspectiva temporal, sí se encontraban indicios de un comportamiento distinto de las funciones de comercio a partir de 1993¹⁴.

5. CONCLUSIONES

A partir de la firma del Tratado de Adhesión en junio de 1985, España asume el cumplimiento de los requisitos de entrada a la CEE y, junto a los otros once Estados miembros el compromiso de constitución del Mercado Único, las posteriores ampliaciones europeas y el proyecto de Unión Monetaria. Como consecuencia de este fuerte proceso integrador, el país experimenta desde 1986 un extraordinario crecimiento del grado de apertura al exterior, provocado por un avance de las exportaciones, pero sobre todo por una mayor penetración de las importaciones y una significativa concentración de ambos flujos en el

bloque europeo. Este cambio del comercio exterior español tras la integración se ha detectado en el comportamiento de las series de exportación e importación mediante un análisis de rupturas estructurales.

El año de la integración europea muestra un punto de ruptura en la vertiente importadora, que registra a partir de entonces un cambio de tendencia positivo. Sin embargo, en el lado exportador no resulta tan claro. El impacto expansivo se retrasa hasta 1994, debido fundamentalmente a la intensa apreciación real del tipo de cambio a lo largo de la segunda mitad de los ochenta.

El análisis, en esta ocasión univariante, obtiene unos resultados coherentes con otros estudios de carácter multivariante de la literatura española y corrobora el cambio estructural provocado por la adhesión a las Comunidades Europeas en la importación española. La escasa competitividad de los sectores exportadores no permitió el mismo efecto en las ventas. No obstante, a partir de las devaluaciones de 1992 y 1993 el trabajo descubre un nuevo punto de inflexión en el comercio nacional: la mejora del tipo de cambio real provocó la recuperación de las exportaciones.

¹⁴ Para un estudio detallado de las funciones de comercio exterior de España, que incluya los años cruciales de la convergencia nominal, puede consultarse Gracia *et al.* (2006), donde los autores sí detectan una clara ruptura a lo largo de 1993.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AGUADO, M. y GONZÁLEZ, L. (1995): «El déficit exterior español en una senda de crecimiento sostenido», *Síntesis de Indicadores Económicos*, agosto-septiembre, Dirección General de Previsión y Coyuntura, Ministerio de Economía y Hacienda, pp. 17-33.
- ALONSO, J.A. (1997): «Funciones de comercio: una nueva estimación», *Información Comercial Española*, n.º 765, pp. 55-72.
- BAJO, O. y MONTERO, M. (1995): «Un modelo econométrico ampliado para el comercio exterior español, 1977-1992», *Moneda y Crédito*, n.º 201, pp. 153-82.
- BAI, J. y PERRON, P. (1998): «Testing for an estimation of multiple structural changes», *Econometrica*, 66, pp. 817-858.
- BANERJEE, A., LUMSDAINE, R. y STOCK, J. H. (1992): «Recursive and sequential tests of the unit root and trend-break hypotheses: Theory and international evidence», *Journal of Business and Economic Statistics*, July 1992, 10, n.º 3, pp. 271-287.
- BEN DAVID, D. y PAPELL, D. H.: (2000): «Some evidence on the continuity of the growth process among the G7 countries», *Economic Inquiry*, 38, pp. 320-330.
- BUISÁN, A. y GORDO, E. (1994): «Funciones de importación y exportación de la economía española», *Investigaciones Económicas*, vol. XVIII, n.º 1, pp. 165-192.
- BUISÁN, A. y GORDO, E. (1997): *El sector exterior en España*, Estudios económicos, n.º 60, Banco de España.
- CAMPBELL, J. Y. y PERRON, P. (1991): «Pitfalls and opportunities, What macroeconomics should know about units roots», *NBER Macroeconomics Annual*, pp. 141-200.
- CHRISTIANO, L. J. (1992): «Searching for a break in GNP», *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, pp. 237-250.
- CUBEL, A. y PALAFOX, J. (1998): «La continuidad del crecimiento económico en España. 1850-1936», *Revista de Historia Económica*, n.º 3, pp. 619-643.
- DICKEY, D.A y FULLER, W.A. (1981): «Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root», *Econometrica*, n.º 49, pp. 1057-1072.
- DOMÉNECH, R. y TAGUAS, D. (1997): «Exportaciones e importaciones de bienes y servicios en la economía española», *Moneda y Crédito*, Segunda época, n.º 205, pp. 13-44.
- FERNÁNDEZ, I. y SEBASTIÁN, M. (1989a): «El sector exterior y la incorporación de España a la CEE: análisis a partir de funciones de exportaciones e importaciones», Dirección General de Planificación. SGPE-D-89055.
- FERNÁNDEZ, I. y SEBASTIÁN, M. (1989b): «El sector exterior y la incorporación de España a la CEE: análisis a partir de funciones de exportaciones e importaciones», *Moneda y Crédito*, segunda época, n.º 189, pp. 31-73.
- FERNÁNDEZ I. y SEBASTIÁN, M. (1991): «El sector exterior y la incorporación de España a la CEE: análisis a partir de funciones de exportaciones e importaciones», en Molinas, C., SEBASTIAN, M. y ZABALZA, A. (eds.): *La Economía Española: una perspectiva macroeconómica*, Antoni Bosch e IEF, pp. 211-303.
- GARCÍA, C. y GORDO, E. (1998): «Funciones trimestrales de exportación e importación para la economía española», *Documento de trabajo n.º 22*, Servicio de Estudios Banco de España.
- GRACIA, A.B., GADEA, M.D. y SERRANO, J.M. (2006): «The effects of macroeconomic stability on foreign trade. An analysis for Spain, 1986-2000», *Applied Economics* (en prensa).
- GREASLEY, D., y OXLEY, L. (1998): «A Tale of Two Dominions: Comparing the Macroeconomic Records of Australia and Canada since 1870», *Economic History Review*, pp. 294-318.
- INWOOD, K., y STENGOS, T. (1991): «Discontinuities in Canadian Economic Growth, 1870-1985», *Exploration in Economic History*, 28, pp. 274-286.
- LUMSDANE, R. L. y PAPELL, D. H. (1997): «Multiple trend breaks and the unit root hypothesis». *Review of Economics and Statistics*, 79, pp. 212-218.
- Martínez, C. y SANZO, M. (1991a): «Comercio español de manufacturas e integración de España en la CEE: evaluación del impacto mediante la utilización de la ecuación de gravedad», *Documento de trabajo n.º 75*, Fundación FIES.
- MARTÍNEZ, C. y SANZO, M. (1991b): «El impacto de la integración española sobre las importaciones de manufacturas: creación y desviación de comercio 1986-90», *Documento de trabajo n.º 77*, Fundación FIES.
- MARTÍNEZ, C., SANZO, M. y SANZ, F. (1991): «Las importaciones españolas de manufacturas y la integración española en la CEE», *Investigaciones Económicas*, n.º 15, pp. 121-141.
- MAULEÓN, I. y SASTRE, L. (1994): «El saldo comercial en 1993: un análisis econométrico», *Información*

- Comercial Española, Revista de Economía*, n.º 735, pp. 167-172.
- MAULEÓN, I. y SASTRE, L. (1996a): «El saldo comercial en el bienio 1993-94: ¿Asistimos a un cambio estructural en el comportamiento de nuestra balanza comercial?», *Información Comercial Española, Revista de Economía*, n.º 752, pp. 99-103.
- MAULEÓN, I. y SASTRE, L. (1996b): «An empirical model for the Spanish foreign trade», *Economic and Financial Modelling*, vol. 3, n.º 3, pp. 101-144.
- MONTAÑÉS, A. (1994): «Ruptura estructural, contrastes de raíz unitaria y cointegración: una aplicación a las importaciones españolas de manufacturas, 1964-91», *Tesis Doctoral no publicada*, Universidad de Zaragoza.
- MONTAÑÉS, A. y SANZO, M. (1996): «Una estimación de la función de importaciones españolas de manufacturas tras la integración en la Unión Europea», *Investigaciones Económicas*, vol. XX, n.º 2, pp. 195-215.
- MONTAÑÉS, A. y SANZO, M. (2000): «Análisis estructural de las importaciones y exportaciones de bienes de la economía española», *Revista de Economía Aplicada*, vol. VIII, n.º 24, pp. 5-37.
- MONTAÑÉS, A. y SANZO, M. (2002): «Cointegration, error correction mechanism and trade liberalization: the case of the Spanish imports of manufactures», *Applied Economics*, n.º 34, pp. 231-240.
- NG, S. y PERRON, P. (1995): «Unit root test in ARMA models with data-dependent methods for the selection of the truncation lag», *Journal of the American Statistical Association*, 90, pp. 268-281.
- PERRON, P. (1989): «The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis», *Econometrica*, n.º 57, pp. 1361-1401.
- PONS, J. y TIRADO, D. (2006): «Discontinuidades en el crecimiento económico en el periodo 1870-1994: España en perspectiva comparada», *Revista de Economía Aplicada*, n.º 40.
- PRADOS DE LA ESCOSURA, L. (2004): *El progreso económico de España, 1850-2000*, Fundación BBVA, Madrid.
- SANZ, F. (1994): «Integración en Europa y déficit comercial, 1986-90», *Revista de Economía Aplicada*, n.º 5, pp. 5-26.
- SANZ-VILLARROYA, I. (2005): «The convergence process of Argentina with Australia and Canada: 1875-2000», *Exploration in Economic History*, 42, pp. 439-458.
- SEBASTIÁN, M. (1991): «Un análisis estructural de las exportaciones e importaciones españolas: evaluación del periodo 1989-1991 y perspectivas de medio plazo», *Información Comercial Española*, n.º 699, pp. 9-23.
- VOGELSANG, T., (1997): «Wald-type tests for detecting shifts in the trend function of a dynamic time series», *Econometric Theory*, 13, pp. 818-849.
- WANG, J. y ZIVOT, E. (2000): «A Bayesian time series model of multiple structural changes in level, trend and variance», *Journal of Business and Statistics*, 18, pp. 374-386.
- ZIVOT, E. y ANDREWS, D.W.K. (1992): «Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis», *Journal of Business and Economic Statistics*, n.º 10, pp. 251-270.