

UNA ESTIMACION DE LA FUNCION DE IMPORTACIONES ESPAÑOLAS DE MANUFACTURAS TRAS LA INTEGRACION EN LA UNION EUROPEA

Antonio MONTAÑES BERNAL
Marcos SANJO FRAGO

Universidad de Zaragoza

Se presenta una estimación de la función de demanda de importaciones españolas de manufacturas, con precios relativos que no incluyen los derechos arancelarios, para una muestra que contiene todo el periodo transitorio de la integración de España en la Unión Europea. En base a ella se demuestra que, a partir de 1986, hay una ruptura estructural tanto a corto como a largo plazo, se identifican las diferencias antes y después de esta fecha y se exponen las razones por las que este resultado es compatible con otros anteriores con los que, en principio, podría parecer que entra en contradicción.

1. Introducción

Con la perspectiva que proporcionan los diez años transcurridos desde la integración de España en la Unión Europea (UE), no puede negarse que este proceso ha afectado notablemente a su sector exterior y en especial a su balanza comercial. Las cuatro devaluaciones que ha sufrido la peseta entre 1992 y 1994 son señales claras que lo evidencian. Pero ha habido factores adicionales como la política monetaria, la recuperación económica o la posible sobrevaloración de la peseta al incorporarse al Sistema Monetario Europeo (SME) que habían contribuido también a esa problemática situación. No es extraño por ello que, a medida que se iba acumulando evidencia, hayan ido apareciendo trabajos que intentaban determinar si ha existido o no un cambio estructural en el comportamiento de los flujos comerciales y, en caso de existir, cuantificar el impacto del mismo sobre la balanza comercial.

Dichos trabajos no son homogéneos ni en la metodología (teórica o econométrica), ni en el tipo de datos utilizados, ni en la desagregación de las variables, ni en los propósitos. Esta heterogeneidad en el enfoque del problema puede tener la virtud de proporcionar robustez a las conclusiones en caso de ser coincidentes, pero puede también plantear el inconveniente de que, en caso de diferir, será necesario determinar si la divergencia tiene su origen en el distinto planteamiento o en otro tipo de causas.

Así, considerando a las importaciones como las principales causantes de los problemas del sector exterior, hay una serie de estudios que indican la existencia de ruptura estructural (Martínez *et al.*, 1991; Martínez y Sanso, 1991b; Sanz, 1994; Montañés, 1994), pero también hay algunos, quizá los que más influencia han tenido, que sostienen que no se ha producido tal ruptura (Fernández y Sebastián, 1989; Buisán y Gordo, 1994). Como en la literatura no se ha explicado todavía el origen de esta discrepancia, se trata aún de una cuestión abierta. Precisamente en este trabajo vamos a ofrecer una explicación que creemos satisfactoria. Nuestra conclusión indica que los dos grupos de trabajos pueden ser reconciliados. Concretamente, la clave reside en un determinado aspecto del planteamiento inicial con el que se aborda el problema. Mientras que los primeros no incluyen los derechos arancelarios en el cálculo de los precios relativos de las importaciones, los segundos sí que lo hacen. Tras una valoración de los diferentes resultados, vamos a aportar razones en favor del enfoque que capta la ruptura. La idea de cambio estructural que se utiliza en los apartados 3 y 4 de este trabajo está vinculada a una relación teórica y a una acumulación suficiente de evidencia en favor de la modificación del valor de algún parámetro de la misma.

En las exportaciones parece, a la vista de los resultados hasta ahora publicados (Fernández y Sebastián, 1989; Buisán y Gordo, 1994), que no ha habido cambios notables. Las mayores dificultades se presentan a la hora de explicar la evolución de las importaciones. Puede decirse que no se ha conseguido una modelización de esta variable que sea capaz de explicar satisfactoria y simultáneamente su evolución en el período previo a la integración, el fuerte crecimiento que experimentó tras dicho acontecimiento y cómo está evolucionando con posterioridad a la finalización del período transitorio. A la vista de los antecedentes disponibles, lo que se pretende en este trabajo es la elaboración de un modelo que sea capaz de ofrecer respuestas satisfactorias a estas cuestiones. Se aborda exclusivamente la modelización de las importaciones de manufacturas por ser la variable que más se ha modificado (ver Martínez *et al.*, 1991). Para el estudio de las importaciones totales habría que modelizar posteriormente las del sector primario, por un lado, y las energéticas, por otro.

Lo que se hace en primer lugar en la Sección 2 es situar el problema desde la perspectiva que proporcionan las aportaciones disponibles sobre la modelización del sector exterior tras la integración. En la Sección 3 se suscita la cuestión de la estabilidad de la demanda de importaciones de manufacturas a largo plazo. En la Sección 4 se trata, a la vista de lo obtenido en la Sección 3, la modelización a corto y la determinación de cómo ha quedado la función una vez finalizado el período transitorio. Finalmente, en la Sección 5 se incluyen las conclusiones más destacables.

2. Antecedentes

El primer trabajo que aborda la problemática que nos ocupa es Fernández y Sebastián (1989). No sólo estudia las importaciones no energéticas, sino

también las energéticas y las exportaciones. Como las primeras son las que mayor relevancia han tenido en la evolución del sector exterior en el período de interés y las que mayor homogeneidad presentan con las importaciones de manufacturas, sólo nos vamos a referir a sus conclusiones en relación a dicha variable. Los citados autores se plantean la disyuntiva de si ha habido o no un cambio estructural en su comportamiento tras la integración de España en la UE y lo hacen utilizando un modelo estructural estimado de acuerdo con las técnicas del análisis de cointegración y del mecanismo de corrección del error. La conclusión a la que llegan es que no se produce, en absoluto, un cambio estructural, ya que la estimación del modelo desde 1964 hasta 1984 no presenta prácticamente diferencias con la correspondiente a la muestra que finaliza en 1988, que incluye ya tres períodos posteriores a la integración. Su modelo es capaz de explicar el extraordinario aumento de las importaciones no energéticas mediante el fuerte repunte de la inversión en dichos años. Esta variable resulta extraordinariamente explicativa a corto plazo (aunque no a largo), lo cual permite afirmar a los autores que el empeoramiento en la balanza comercial que tiene lugar en esos años se debe a factores cíclicos, es decir, a la situación de recuperación de la economía reflejada en la evolución de la inversión. Las variables que resultan explicativas en el modelo a largo son el PIB y los precios relativos de las importaciones. A corto, los cambios en la inversión (contemporánea y con un retardo), en los precios relativos y en el tipo de cambio nominal.

Realmente, aunque la conclusión haya podido parecer contraintuitiva a los que esperaban un efecto estructural de la integración, el desarrollo y el análisis es impecable de forma que, en principio, no cabe hacer ningún tipo de objeción. Solamente hay una conclusión final, insuficientemente justificada, que resulta indicativa de que alguna pieza no tiene un fácil encaje en el diagnóstico realizado. A pesar de la ausencia de ruptura estructural, los mencionados autores reconocen que no pueden concluir que no haya existido ningún efecto. De hecho, según ellos se ha producido un incremento de la participación de la UE en el total de las importaciones. Pero no comprueban si realmente en el resto de países ha sucedido lo contrario porque, si globalmente no se han modificado las importaciones, ha tenido que haber desviación de comercio. La confirmación de este extremo exige una comprobación que no se lleva a cabo en el trabajo y que, en caso de haberse abordado, hubiese resultado reveladora para los autores. Cuando con posterioridad en Fernández y Sebastián (1991) se analiza desde el punto de vista descriptivo el déficit exterior, tampoco se enfoca el problema en esta línea por falta de información estadística.

En 1991 se publican varios artículos de otro grupo de autores en los que se pone de manifiesto, si bien con planteamientos metodológicos distintos al del trabajo anterior, que: a) hay ruptura estructural; b) conlleva una creación significativa de comercio con los países de la UE, principalmente, pero también con los demás; c) apenas hay desviación de comercio; y d) ese impacto es creciente entre 1986 y 1988 (los años analizados por Fernández y Sebastián, 1989) y en los posteriores.

Martínez *et al.* (1991) se ocupa del análisis de las importaciones de manufacturas (totales menos los capítulos 1 a 15 y 27) mediante la aplicación de un sistema de demanda casi ideal con datos de los diecisiete países proveedores más importantes del mercado español durante el período 61-68 y encuentra evidencia empírica favorable a la existencia de un claro efecto UE. Utiliza los precios relativos sin incluir los derechos arancelarios. Según este trabajo, la creación neta de importaciones en el sector manufacturero no habría sido inferior al medio billón de pesetas corrientes cada uno de los tres años transcurridos tras la integración. Además, la desviación de comercio habría sido despreciable y sólo afectaría a la EFTA en 1986. Esta misma conclusión se mantiene hasta 1990, como puede verse en Martínez y Sanso (1991b). Similarmente, Martínez y Sanso (1991a) analizan el problema desde la perspectiva de los datos de corte transversal a través de la ecuación de gravedad, que incluye también las exportaciones. Sus resultados indican que existe cambio estructural, que hay un impacto creciente y que se concentra en los países de la UE.

Estos estudios contradicen claramente la conclusión del primer trabajo referenciado. A pesar de que las metodologías difieren notablemente, si existiera una ruptura estructural debería poder captarse de alguna forma por cualquiera de los dos tipos de procedimientos. La respuesta a esta aparente contradicción la vamos a encontrar viendo cómo los propios acontecimientos ponen a prueba esa primera explicación de falta de ruptura estructural en las importaciones no energéticas. En efecto, Sebastián (1991) contiene un intento de valorar la estimación hecha en Fernández y Sebastián (1989) y de actualizarla hasta 1990. Las simulaciones efectuadas con ella garantizan que con la disminución en la inversión debería corregirse el crecimiento de las importaciones. Ese era, en principio, todo el problema del déficit. Pero los acontecimientos obligan ahora a hablar de «comportamiento poco satisfactorio de las ecuaciones estimadas» (para las importaciones no energéticas) y a decir que ello plantea la disyuntiva de optar entre la «validez del enfoque anterior» o «reconsiderar la posibilidad de un cambio en las elasticidades de dichas ecuaciones». El autor comprueba que el modelo estimado con información hasta 1988 (Fernández y Sebastián, 1989) subestima claramente lo sucedido en 1989, 1990 y 1991. Concluye que el modelo no funciona satisfactoriamente y apunta como inevitable la consideración de un posible cambio en las elasticidades. Entonces procede a analizar si realmente han cambiado o no. Plantea situaciones extremas que suponen que sólo varía un coeficiente. Para decidir finalmente ofrece dos posibles vías. Una es estadística: tomar el cambio más significativo (el coeficiente del PIB o el término de corrección del error). La otra consiste en el uso de simulaciones, que conducen a la misma conclusión que la anterior más un posible cambio en la constante. Pero no alcanza una conclusión definitiva, quedan sólo indicadas como posibilidades alternativas.

La problemática con la que se enfrenta este último trabajo revela algún tipo de insuficiencia, que no parece estar en la metodología sino en el planteamiento. En realidad, tanto Fernández y Sebastián (1989) como Sebastián (1991) llevan a cabo una estimación en la que la conclusión de que no ha habido ruptura

estructural es totalmente compatible con otros trabajos en los que se determine su existencia. Es más, su ausencia de ruptura no implica ausencia de impacto sobre las importaciones. La razón, que puede comprobarse en el Apéndice 2, está en el tratamiento de la variable precios relativos. Estos dos trabajos incluyen en el cálculo de dicha variable los derechos arancelarios, cuyos tipos están variando en el periodo analizado. De hecho, explican la integración (suponiendo que su impacto se concreta sólo en la rebaja arancelaria) como «un movimiento a lo largo de la función» y es incluso normal (aunque no inevitable) que no haya ruptura. Pero esta alternativa supone perder una información relevante, a la que no hay por qué renunciar si se quiere explicar lo mejor posible el comportamiento de la variable (ver Apéndice 2). Realmente, los precios relativos que utilizan están variando como consecuencia de la integración y atribuir principalmente la variación en las importaciones a la inversión equivale a suponer que la evolución de los acontecimientos en los años analizados es un fenómeno reversible, de forma que si todo lo demás permanece igual, al caer la inversión deberían caer las importaciones. Pero en la medida en que la caída en precios relativos que se produjo con el desarme arancelario no se recupere, nunca el retorno a valores previos de la inversión hará volver el nivel de importaciones al de la etapa anterior. Por este motivo, no es recomendable el uso de los precios relativos de esta forma. Sabiendo cuál es el desarme arancelario de cada periodo, debe utilizarse como información porque tiene un claro efecto económico. Lo conveniente es la utilización de los precios relativos sin considerar la evolución de los derechos arancelarios, tal y como se explica en el Apéndice 2.

Desde 1992 han aparecido nuevas valoraciones que concluyen que ha habido un cambio estructural significativo: Martín (1992), Bajo y Torres (1992), Sanz (1992 y 1994) y Montañés (1994). Todos ellos coinciden en la existencia de un notable impacto que, como ya hemos dicho, no contradice los trabajos previos en los que no hay ruptura, pero que puede quizá permitir una representación formal de lo ocurrido más satisfactoria. Especialmente relevante es Montañés (1994), que llega a esa conclusión utilizando el mismo modelo y la misma metodología econométrica que Fernández y Sebastián (1989) y Sebastián (1991). Se diferencia de ellos en que considera los precios relativos de acuerdo con la segunda alternativa expuesta en el Apéndice 2 y utiliza las importaciones de manufacturas en lugar de las no energéticas.

A pesar de este tipo de conclusiones todavía encontramos en Buisán y Gordo (1994) una aportación en la que se sigue intentando la modelización de las importaciones no energéticas con precios relativos que incluyen los derechos arancelarios, en este caso con información hasta 1992. Como no podía ser de otra forma, no resulta fácil obtener resultados coherentes y concluyentes. Por un lado, en la función de importaciones a largo plazo es necesario introducir una variable ficticia que trate de recoger el impacto de la integración, esto es, el efecto UE. Por otro, esta variable no es necesaria en el modelo de corto plazo, ya que en dicho trabajo se indica que ni el análisis recursivo ni el test de Chow permiten concluir que hay ruptura. Es claro que, si el comportamiento a corto fuera capaz de recoger cómo se va acumulando el efecto a largo, resultaría una descripción mucho más satisfactoria.

Lo que en este trabajo pretendemos es conseguir una estimación de la función de importaciones de manufacturas que se ajuste a la tradición de una función macroeconómica de importaciones, que utilice la metodología econométrica del análisis de cointegración y del modelo de corrección del error y que, por último, sea lo suficientemente general como para captar el comportamiento previo a la integración, el que ha tenido lugar durante la integración y cómo ha quedado tras el período transitorio.

Para ello, la primera diferencia importante con trabajos que han utilizado la misma metodología es la agregación utilizada: manufacturas. La segunda es la forma en la que se introducen los precios relativos: no incluyen los derechos arancelarios. La tercera y última, que se modelizan las importaciones de manufacturas provinientes solamente de los diecisiete países más desarrollados, que suponen un elevado porcentaje de las totales (alrededor del 85 por ciento). La elección de manufacturas como nivel de desagregación obedece a su relevancia como variable que más se ha modificado con posterioridad a la integración y a que revela, como cabía esperar, un comportamiento bien definido en las distintas fases por las que ha pasado la economía española en el período muestral disponible. La utilización de los datos de los 17 países más desarrollados obedece a criterios de homogeneidad en el comportamiento y de posibilidad de cálculo de los precios relativos y del tipo de cambio. Un mayor nivel de desagregación quizá podría ofrecer nuevas perspectivas, pero nos conformamos con éstos porque proporcionan resultados que satisfacen los objetivos planteados en la introducción. Finalmente, ya se ha indicado la razón que aconseja no introducir la protección arancelaria en los precios. Recientemente se ha analizado en Buisán y Gordo (1995) el efecto de dicha protección sobre las importaciones no energéticas, llegando a la conclusión de que hay un claro efecto a corto plazo y que no les afecta a largo. La forma en la que se calcula el nivel de protección, según indican las propias autoras, suscita algunas dudas que no se presentan en nuestro caso. Una aportación reciente sobre la protección del sector industrial puede verse en García y Suárez (1993).

3. La estabilidad de la función de importaciones de manufacturas a largo plazo

Vamos a empezar analizando la posible existencia de una ruptura estructural en la función de importaciones españolas de manufacturas a partir del año 1986; esto es, verificando si la entrada de España en la UE ha modificado o no alguno de los parámetros de dicha función. Para ello hemos de decidir la especificación de la función concreta a utilizar. Atendiendo tanto a trabajos anteriores como a la propia especificación teórica de una función de demanda, parece necesario tomar variables explicativas que representen el factor de escala y el factor de competitividad. Como variable de escala elegimos el PIB, mientras que para medir la competitividad tomamos el tipo de cambio real efectivo frente al área comercial relevante. En el Apéndice 1 se explica cómo se

construyen las series y se indican las fuentes de donde se obtienen los datos. La forma funcional que adoptamos es la doble logarítmica, por lo que, en lo que sigue, todas las variables están expresadas en logaritmos neperianos.

El siguiente paso es proceder a la estimación de la función, tras lo cual se podrá concluir la existencia o no de un efecto UE. Esta cuestión se presenta seriamente condicionada por el hecho de que, si bien el estadístico Dickey-Fuller aumentando permite rechazar que tanto la variable endógena como el conjunto de variables explicativas son integradas de segundo orden, no es capaz de rechazar que son integradas de primer orden frente a una alternativa estacionaria. En tal caso, es necesario recurrir al análisis de cointegración que proporciona, por una parte, estadísticos que permiten determinar la existencia de un vector de cointegración y, por otra, métodos apropiados de estimación.

Para determinar la existencia o no de un vector de cointegración vamos a emplear estadísticos que pertenecen a dos filosofías distintas. La primera no contrasta la hipótesis de interés sino la contraria, esto es, la hipótesis nula es la no existencia de cointegración. Los estadísticos utilizados dentro de esta línea son tres: Dickey-Fuller aumentado, Durbin-Watson (Engle y Granger, 1987) y Phillips-Perron (Phillips y Perron, 1988). Dentro de la segunda línea, cuya hipótesis nula es la estacionariedad de los residuos de la relación de equilibrio, utilizaremos el contraste HS propuesto en Park (1990).

Para estimar los vectores de cointegración seguimos el procedimiento plenamente modificado (FM) propuesto en Phillips y Hansen (1990). En el cálculo de la matriz de varianzas y covarianzas de la perturbación se tuvieron en cuenta los resultados proporcionados por Andrews (1991) y Andrews y Monahan (1992). El método FM corrige buena parte de los problemas que presenta la estimación por mínimos cuadrados ordinarios en modelos estáticos: elimina la posible existencia de sesgos de segundo orden cuando se dispone de un número finito de observaciones, garantiza que el contraste de hipótesis es asintóticamente correcto y proporciona estimaciones asintóticamente equivalentes a la estimación máximo verosímil. Pero la estimación FM no siempre resuelve todos los problemas. Recientemente se han presentado evidencias basadas en estudios de Monte Carlo (Inder, 1994) que señalan que puede dar lugar a algún tipo de sesgo o a desviaciones importantes en las distribuciones de los estadísticos de contraste. Estos problemas son tanto más grave cuanto menor es el tamaño muestral. Por ello se usaron otros métodos de estimación como los mínimos cuadrados dinámicos propuestos en Saikkonen (1991) y el método de las correlaciones canónicas de Park (1992). Pero una vez comprobado que los resultados obtenidos no presentaban diferencias significativas con los del método FM se optó por no incluirlos en la presentación de las estimaciones. Un último comentario relacionado con el método de estimación elegido es que no está ideado para trabajar con variables que se anulan para un subconjunto del período muestral. Como este tipo de variables va a jugar un papel importante en nuestras especificaciones, será necesario suponer que son fuertemente exógenas, que es una propiedad que cumplen de forma evidente en la mayor parte de los casos.

También es posible obtener esta función de demanda a partir de la estimación del modelo de corto plazo utilizando mínimos cuadrados no lineales, que permiten estimar conjuntamente los parámetros de corto y de largo plazo. Pero, para analizar la existencia de una ruptura estructural en la función de demanda a largo plazo, el método indicado previamente permite una mejor utilización de la evidencia relevante al respecto.

Como estamos interesados en la posible existencia de un efecto UE, parece lógico distinguir dos submuestras correspondientes a los períodos pre y postintegración. En primer lugar estudiaremos cuál es la relación de cointegración para el período anterior al ingreso en la UE y, posteriormente, analizaremos si dicha relación continúa siendo válida cuando incluimos los años posteriores a 1986. Empezamos, por tanto, con la función de demanda de importaciones españolas de manufacturas del período 1964-1985.

Ya hemos indicado con anterioridad que la función de demanda de importaciones que vamos a estudiar combina el efecto de una variable de escala, en nuestro caso el PIB, con una variable precio o índice de competitividad de las importaciones: el tipo de cambio real efectivo frente a los países industrializados (TRE). Esta relación tiene pleno sentido como una

CUADRO 1

Estimación de la función de demanda de importaciones españolas de manufacturas
Método de estimación: fully modified

	Período muestral		
	1964-85	1964-93	1964-93
Constante	-3.50 (-4.58)	-3.51 (-0.76)	-3.55 (-11.86)
D7881	-0.17 (-5.22)	-0.36 (-2.03)	-0.18 (-13.52)
PIB	1.74 (24.60)	2.72 (11.54)	1.72 (63.85)
TRE	-1.47 (-6.21)	-3.65 (-3.40)	-1.42 (-17.23)
D86	-	-	0.04 (16.51)
TRE86	-	-	0.05 (12.82)
ADF	-4.78	-1.91	-5.33
PP	-4.91	-1.81	-5.42
CRDW	2.05	1.06	1.26
HS(0,1)	0.06	7.24	0.93

ADF recoge el valor del estadístico Dickey-Fuller aumentado para los residuos de las tres ecuaciones, PP es el estadístico de Phillips-Perron, CRDW es el estadístico de Durbin-Watson y HS es el estadístico de Park. Entre paréntesis aparecen los respectivos t-ratios.

función de demanda desde un punto de vista estrictamente teórico. Es de esperar que, además, la evidencia empírica española confirme este tipo de relación de equilibrio. Sin embargo, cuando estimamos por primera vez dicha función en el período preintegración, los estadísticos utilizados para contrastar la existencia de cointegración indican que los residuos no son estacionarios, esto es, la relación entre estas tres variables no es una relación de equilibrio. No obstante, basta la inclusión de una variable ficticia que capte el efecto de la segunda crisis del petróleo en nuestra economía para resolver esta primera dificultad. Como vemos en la primera columna del Cuadro 1, apenas existen dudas de que la especificación que contiene como variables explicativas las anteriormente mencionadas más una variable ficticia para los años comprendidos entre finales de los 70 y principios de los 80 (D7881) es una verdadera relación de cointegración.

En dicho cuadro, ADF representa el valor del estadístico Dickey-Fuller aumentado, CRDW es el estadístico Durbin-Watson, PP es el estadístico Phillips-Perron y HS es el estadístico de Park. Los tres primeros rechazan la hipótesis nula de no cointegración, mientras que el último acepta la existencia de cointegración. Esta conclusión puede mantenerse aún cuando la presencia de la variable ficticia altera las distribuciones conocidas de estos estadísticos; el valor de todos ellos es lo suficientemente elevado como para tener la seguridad de que estarán en zona de rechazo. Por tanto, la introducción de la variable ficticia D7881 (que toma valores unitarios en el período 1978-1981 y 0 en otro caso) ayuda a la caracterización de la función de demanda de importaciones españolas de manufacturas para los años anteriores a la entrada de España en la UE. La inclusión de esta variable a la hora de explicar el comportamiento de las importaciones españolas ha sido utilizada anteriormente en otros trabajos, por ejemplo en Buisán y Gordo (1994)¹ o Martínez y Sanso (1991b). Por tanto, parece robusta la hipótesis de que la segunda crisis del petróleo es un factor a tener en cuenta.

Una vez caracterizada la función de importaciones de manufacturas para el período anterior a nuestro ingreso en la UE, lo que debemos estudiar es si al incorporar los años posteriores a la entrada de España en la comunidad seguimos encontrando que es posible aceptar esta relación como una función de demanda a largo plazo. En la segunda columna del Cuadro 1 puede verse que la hipótesis de cointegración no se acepta mediante ninguno de los estadísticos utilizados. La conclusión que fácilmente se extrae de esta información es que la entrada de España en la comunidad sí que ha modificado la evolución de nuestras compras al exterior. A esta misma conclusión llegamos desde una perspectiva distinta, proporcionada por el contraste de permanencia estructural para el período 1986-1993. Para ello, siguiendo a Salkever (1976), podemos estudiar la existencia de una ruptura estructural sin más que introducir en la especificación anterior una variable impulso por cada uno de los años del período 1986-1993. Este autor

¹ Sin embargo, no es necesaria la inclusión de esta variable al considerar por separado la protección arancelaria, que en los años a los que se refiere sufre precisamente un incremento sensible (Buisán y Gordo, 1995, p. 33).

demuestra que las estimaciones de los coeficientes asociados a estas variables impulso representan el error de predicción y sus respectivos t-ratios el contraste de permanencia estructural post-muestral. Los resultados de su introducción señalan que todas las variables impulso son individualmente significativas, lo que supone que la función de demanda de importaciones españolas de manufacturas a largo plazo para el período 1964-1985 no es válida para los años posteriores a la entrada de España en la comunidad. Dicho de otra manera, existe un efecto UE en dicha función. Lo que debemos hacer a continuación es identificar en qué se concreta dicho efecto.

Para ello vamos a introducir en la especificación de la función de importaciones una variable ficticia que sea un fiel reflejo del proceso de desarme arancelario experimentado por nuestra economía frente al resto de los países miembros de la UE. España se comprometía en el tratado de adhesión a eliminar todas sus barreras comerciales con respecto al resto de socios comunitarios en el período que iba desde 1986 hasta 1993. El desarme arancelario tenía un carácter progresivo, esto es, cada año se reducía en una cantidad determinada el gravamen a los productos exteriores. En concreto, el calendario de disminución del gravamen a la importación de productos manufacturados al que tuvo que someterse la economía española se presenta en el Cuadro 2. De acuerdo con este dato, definimos una variable ficticia que toma valor unitario en 1986 y va aumentando progresivamente su valor atendiendo a la reducción anual del arancel, de manera que representa la rebaja arancelaria acumulada, esto es, toma los siguientes valores en el intervalo 1986-1993: 1, 2.25, 3.75, 5.25, 6.50, 7.75, 9 y 10. Obviamente, con anterioridad a 1986 la variable D86 se anula y con posterioridad a 1993 toma siempre el valor 10. La justificación económica para el uso de una variable de estas características la presentamos en el Apéndice 2. De igual forma, un ejemplo práctico del uso de este tipo de variable ficticia en el estudio y evaluación de modelos de impacto puede encontrarse en Winters (1984), en una aplicación para el caso de la incorporación del Reino Unido a la UE.

Aunque la introducción de esta variable es muy importante, tanto desde el punto de vista económico (ver Apéndice 2) como desde el punto de vista aplicado (es

CUADRO 2
Calendario de eliminación arancelaria a los
productos manufacturados procedentes de la UE

Año	Reducción	D86
1986	10.0%	1
1987	12.5%	2.25
1988	15.0%	3.75
1989	15.0%	5.25
1990	12.5%	6.50
1991	12.5%	7.75
1992	12.5%	9
1993	10%	10

claramente significativa), también es cierto que el efecto UE no tiene por qué limitarse exclusivamente a una variación en el término independiente del modelo. La firma del tratado de adhesión conllevaba otro tipo de cambios además de la rebaja arancelaria. Estos cambios suscitan la posibilidad de que las elasticidades de las variables explicativas del modelo hayan podido experimentar algún tipo de variación. A tal fin, se construyeron dos nuevas variables TRE86 y PIB86 que toman valor 0 con anterioridad a 1986 y, con posterioridad a esta fecha, el valor del tipo de cambio real efectivo y del PIB, respectivamente. En otras palabras, son las variables TRE y PIB multiplicadas por una ficticia que toma valor cero con anterioridad a 1986 y uno a partir de dicho año. La primera de estas dos variables sí que resultó significativa, pero no la segunda. Por tanto, la estimación definitiva de la función de importaciones españolas de manufacturas a largo plazo tras la integración contiene las mismas variables que con anterioridad a la entrada de España en la UE más dos variables ficticias: una que capta las modificaciones en el término independiente del modelo y otra que refleja la experimentada por la elasticidad del tipo de cambio real efectivo. Los resultados se presentan en la tercera columna del Cuadro 1.

Dicha columna contiene resultados relevantes para la interpretación económica de lo que ha ocurrido con las importaciones de manufacturas con posterioridad a 1986. El primero de ellos es la gran significatividad individual de las dos nuevas variables introducidas para captar el efecto UE. Este hecho disipa cualquier tipo de duda que pudiese existir en torno a la existencia de una ruptura estructural en dicha variable. Si bien el cambio en el término independiente paralelo al desarme arancelario acumulado es lógico que se produzca, según lo argumentado en el Apéndice 2, el cambio en la elasticidad precio no era posible anticiparlo a priori, por lo que es un resultado muy informativo de lo acontecido. Este resultado puede parecer contraintuitivo en una primera impresión. La explicación del mismo está en que el efecto precio que supone el desarme arancelario está recogido por la variable D86 y este cambio estructural al que nos referimos indica que otros elementos distintos del precio (mayores gastos de promoción por parte de los productores extranjeros, por ejemplo) pasan a afectar a las importaciones tras la integración, reduciendo la importancia del efecto de éste.

El segundo de los puntos reseñables es que las estimaciones de los parámetros de las variables comunes en los modelos de los períodos pre y post-integración permanecen prácticamente inalterados. Si comparamos las columnas 1 y 3 del Cuadro 1, comprobamos que las elasticidades de la renta y del tipo de cambio real efectivo prácticamente coinciden; sus diferencias entran dentro de los límites lógicos de lo muestral. Este hecho significa que a partir del año 1986 se ha producido un cambio en la función de importaciones a largo que queda exclusivamente recogido por las estimaciones de los parámetros de D86 y TR86. Al margen de estos dos saltos, la función permanece inalterada.

En tercer lugar destaca también el hecho de que la elasticidad precio tome un valor notablemente superior al que se ha estimado en trabajos recientes para las importaciones no energéticas. Una razón que explicaría este resultado es la reducción del catálogo de productos al considerar exclusivamente

manufacturas, si los que quedan son más elásticos que los que se excluyen. Sin embargo, no es la primera vez que se obtienen unos valores de esta magnitud. En Buisán y Gordo (1994), cuando en la estimación de la relación a corto se incluyen las variaciones en la inversión y ficticias para el año 70 y el período al que se refiere D7881, se obtiene una estimación de 1.65 con precios industriales y 1.29 con deflactor del PIB. En nuestro caso usamos precios industriales, por lo que no estamos tan lejos. También en Bonilla (1978) aparece una elasticidad de las importaciones totales del orden de 1.3.

Dado que disponemos de las observaciones correspondientes al año 1994, parece adecuado analizar si las importaciones españolas de manufacturas una vez finalizado el período transitorio de desarme arancelario continúan siendo explicadas por esta nueva función de importaciones. Siguiendo nuevamente a Salkever (1976) se añade a la especificación un impulso en el año 1994 y la estimación de este nuevo modelo indica que dicho impulso no es significativo. Por tanto, podemos afirmar que la estructura determinada por el modelo estimado en la tercera columna del Cuadro 1 es también válida para el año 1994.

Con esto queda finalizado el estudio de la función de importaciones a largo plazo. Si queremos comprobar cómo se ha gestado esta nueva función es necesario recurrir a la información que proporciona el corto plazo. Así, el objetivo al que dedicamos el siguiente apartado es la estimación del mecanismo de corrección del error asociado a la función a largo.

4. El comportamiento de las importaciones españolas de manufacturas a corto plazo

Como Engle y Granger (1987) demuestran, asociado a todo vector de cointegración existe un mecanismo de corrección del error que recoge el comportamiento en el corto plazo. Entonces, lo que debemos hacer es analizar los mecanismos de corrección del error relacionados con las dos estructuras pre y post-integración. Cabría la posibilidad de pensar que estos dos mecanismos de corrección son idénticos y que no sufren alteración alguna con motivo de nuestra adhesión a la UE. Sin embargo, este hecho vendría a contradecir de alguna forma los resultados obtenidos en la sección anterior en el sentido de que, si hemos demostrado la existencia de un efecto UE en la evolución del modelo a largo plazo, no parece lógico que éste no se fundamente en una ruptura del modelo a corto. De otra forma serían muy difíciles de justificar los resultados anteriores. Esta es la razón que nos lleva a considerar como hipótesis de trabajo la existencia de dos funciones a corto plazo en lugar de plantear la existencia de una sola estructura y contrastar, posteriormente, la veracidad de esta última hipótesis. En cualquier caso, los resultados que obtenemos corroboran plenamente la existencia de dos mecanismos de corrección del error perfectamente diferenciados y relacionados, respectivamente, con cada una de las dos funciones a largo plazo analizadas en la sección anterior.

Para su obtención hemos seguido un procedimiento de especificación de modelos que va de lo general a lo particular. Las variables que participan en esta especificación general son, básicamente, las primeras diferencias de aquéllas que integraban la relación de largo plazo. Sobre este conjunto hemos realizado pequeñas modificaciones. En primer lugar, hemos añadido la inversión española del período (INV). Su justificación puede encontrarse en trabajos precedentes (Férrandez y Sebastián, 1989; Buisán y Gordo, 1994; Montañés, 1994), que demuestran que esta variable capta de una forma muy apropiada los movimientos a corto plazo de las importaciones españolas. En segundo lugar, desagregamos el tipo de cambio real en sus dos componentes: precio relativo y tipo de cambio nominal. Además, para averiguar si existen en el modelo efectos distintos en las dos principales áreas comerciales que suministran los productos manufacturados (UE y resto de países), estas dos últimas variables se especificaron para cada una de ellas. Como resultado tenemos cuatro nuevas variables explicativas: tipo de cambio nominal con la UE (TCE), tipo de cambio nominal con el resto de los países (TCN), precios relativos con los países miembros de la UE (DPC) y precios relativos con el resto de los países (DPN). Los dos mecanismos de corrección del error se presentan en el Cuadro 3. En ambos casos el método de estimación es el de mínimos cuadrados no lineales, ya que en los modelos no existían evidencias que indicasen la presencia de posibles problemas de simultaneidad.

La primera cuestión que destaca de este cuadro es la clara significatividad del parámetro asociado al mecanismo de corrección del error (E.C.M.) en los dos modelos estimados. Teniendo en cuenta los resultados de Kremers, Ericsson y Dolado (1992), estos valores de los t-ratios llevan a admitir claramente la hipótesis de cointegración, ratificando de esta forma la selección de las relaciones de cointegración efectuada en la sección anterior. La segunda de las cuestiones a destacar es la gran estabilidad de las estimaciones de las elasticidades pre y post-integración. Al igual que sucedía para la relación a

CUADRO 3
Función de importaciones a corto plazo:
mecanismos de corrección del error
Método de estimación: Mínimos cuadrados no lineales

	Período muestral	
	1964-85	1964-93
Constante	-3.10 (-4.71)	-3.13 (-5.58)
D7881	-0.11 (-4.15)	-0.11 (-4.90)
170	0.15 (4.21)	0.15 (4.88)
Δ INV	1.19 (8.56)	1.22 (13.40)

CUADRO 3
 Función de importaciones a corto plazo:
 mecanismos de corrección del error (Continuación)
 Método de estimación: Mínimos cuadrados no lineales

	Período muestral	
	1964-85	1964-93
ΔTCE	-1.24 (-7.69)	-1.25 (-8.77)
ΔDPC	-1.04 (-3.72)	-1.04 (-4.26)
ΔTCE_{86}	-	0.80 (3.82)
Relación a largo plazo		
E.C.M.	-0.62 (-5.17)	-0.62 (-7.40)
ME_{t-1}	1*	1*
PIB_{t-1}	1.94 (17.36)	1.95 (28.42)
TRE_{t-1}	-1.57 (-5.88)	-1.58 (-7.45)
$D86_{t-1}$	-	0.03 (3.70)
$TRE86_{t-1}$	-	0.04 (4.25)
R^2	0.9757	0.9787
Ljung-Box Q1	2.25	3.67
Ljung-Box Q2	3.83	5.26
Ljung-Box Q3	4.18	5.51
Ljung-Box Q4	4.18	5.54
$HAUS_{INV}$	0.61	0.27
$HAUS_{TCE}$	1.13	0.08
$HAUS_{DPC}$	2.57	0.32

* Coeficiente restringido.

Ljung-Box Qx analiza la significatividad conjunta de los x primeros valores de la función de autocorrelación de los residuos. $HAUS_x$ denota el contraste de Hausman para la variable x. Bajo la hipótesis nula de exogeneidad débil, dicho estadístico se distribuye según una χ^2 de un grado de libertad. Los instrumentos relacionados con la variable INV fueron la demanda nacional y un retardo de ésta, mientras que para la variable TCE lo fueron el tipo de cambio efectivo nominal con los 17 países que componen la muestra y un retardo de éste. De forma similar para DPC. Entre paréntesis aparecen los respectivos t-ratios.

largo plazo, la función a corto para los años post-integración es la suma de las variables incluidas en la función para los años anteriores al ingreso en la UE más una serie de variables que intentan captar los cambios provocados por este ingreso. Claramente, el primer grupo de variables mantiene constante las estimaciones de sus parámetros asociados, de ahí que se pueda afirmar que el único cambio producido en la función a corto queda recogido únicamente por las variables ficticias creadas a tal fin.

Si entramos en la discusión de las variables que componen estos mecanismos de corrección, la variable que más poderosamente llama la atención es la inclusión de la primera diferencia de la inversión como un factor clave a la hora de explicar la evolución de las importaciones españolas de manufacturas en el corto plazo. Esta variable se muestra altamente significativa de tal manera que la primera diferencia del propio PIB desaparece en este tipo de modelos, a pesar de ser una variable fundamental en la relación de equilibrio. Es importante señalar que esto no significa que la inversión aparezca como explicativa en la función de demanda de importaciones. Lo que revela la estimación es que la inversión tiene un mayor poder explicativo que el PIB en el comportamiento a corto de las importaciones de manufacturas, pero que a largo, en la relación teórica, ese mayor poder explicativo se desvanece. También destaca la presencia de un impulso en el año 1970 (I70). La relevancia de esta variable se aprecia también en trabajos precedentes como en Buisán y Gordo (1994), en donde se apuntaba que podía responder al posible impacto de la firma del acuerdo preferencial con la UE. Estas autoras no necesitan la introducción de dicha variable si incorporan como variable explicativa la protección arancelaria nominal (Buisán y Gordo, 1995). En todo caso, su introducción mejora sensiblemente las propiedades estadísticas de los modelos que hemos estimado.

El siguiente comentario ha de estar necesariamente dedicado al análisis de aquellas variables que recogen un cambio en la función de importaciones. Primero están las incluidas en la relación de equilibrio que confirman los cambios en el término constante y en el parámetro de TRE detectados en la sección anterior. Pero además nos encontramos con la existencia de otra variable ficticia que influye directamente en la función de corto plazo. Esta variable es TCE86 (con TCE86 siendo el producto de TCE por una ficticia de valor cero antes de 1986 y uno después), cuyo parámetro representa el cambio experimentado a partir de 1986 por la elasticidad a corto plazo del tipo de cambio nominal con los países miembros de la UE. Como vimos en la relación a largo plazo, se produce en el período post-integración una disminución en la elasticidad del tipo de cambio real efectivo. Pero al contrario de la variación en aquella función, que no era cuantitativamente elevada, en este caso sí que lo es. La elasticidad del tipo de cambio nominal con los países de la UE pasa de ser igual a 1.25 a un sensiblemente inferior 0.45. Este dato es muy importante para explicar el comportamiento de las importaciones, ya que supone que la nueva función a corto responde ahora mucho menos a las variaciones en el tipo de cambio nominal con los países de la UE. Este resultado indica que, de no haber cambiado dicha elasticidad, las

importaciones habrían aumentado todavía más de lo que lo han hecho cuando el tipo de cambio de la peseta ha estado sobrevalorándose y que las recientes devaluaciones que ha sufrido nuestra moneda (en especial con algunos países muy importantes dentro del seno comunitario) no habrán tenido la misma repercusión a corto en las importaciones de manufacturas que si se hubiesen producido con anterioridad a 1986.

Por último, utilizando nuevamente el año 1994 para el contraste extramuestral de la validez de la estimación de corto plazo, se comprueba que la variable impulso correspondiente a dicho año es claramente no significativa. Podemos afirmar, por tanto, que la estructura estimada hasta 1993 sigue siendo válida para 1994.

5. Conclusiones

El objetivo que hemos perseguido en este trabajo es el análisis de la función de importaciones españolas de manufacturas tras el ingreso de nuestro país en la Comunidad Europea. Hemos utilizado unos precios relativos que no incluyen los derechos arancelarios, porque así podemos captar la ruptura estructural utilizando la información de la progresiva rebaja arancelaria que se ha ido produciendo. En lugar de modelizar todo el agregado de la variable, se consideran exclusivamente las importaciones de los diecisiete países más industrializados, que representan una elevada proporción de las importaciones totales.

Los resultados a los que hemos llegado indican que, tras la firma del tratado de adhesión, la demanda de productos manufacturados se ha visto sensiblemente alterada. Dicha función requiere la inclusión de variables ficticias con posterioridad al año 1986. Una de estas variables ficticias adopta una evolución progresiva similar al proceso de desarme arancelario acumulado que se acordó con la firma del tratado de adhesión a la UE. Las otras son del tipo 0-1 y afectan al tipo de cambio real efectivo (competitividad) en la función de largo plazo y a la variación en el tipo de cambio nominal frente a la UE en la de corto, siendo el parámetro de esta última variable el que refleja una modificación más acusada. Los resultados indican que hay un incremento progresivo, durante el período transitorio, del término constante de la relación de largo plazo, que las importaciones de manufacturas han pasado a ser menos sensibles a largo al precio relativo y que en el corto plazo lo son mucho menos a las variaciones en el tipo de cambio nominal con la UE.

Si bien los valores de las estimaciones de las elasticidades son comparables a los de trabajos previos sobre importaciones no energéticas en casi todos los casos, destaca quizá el alto valor de la elasticidad del precio relativo, que supera la unidad. Pero no es la primera vez que se estiman valores de esa magnitud porque pueden encontrarse en Bonilla (1978) para las importaciones totales y en Buisán y Gordo (1994) para las no energéticas en alguna de sus especificaciones.

El resultado del cambio estructural es, según se argumenta, compatible con otros resultados previamente publicados con los que podría parecer que entra en contradicción. La explicación estaría en la inclusión o no de los derechos arancelarios en los precios relativos de las importaciones. Para los modelos que los incluyen, lo normal será no encontrar cambio estructural si el impacto de la integración se reduce al efecto precio que origina el desarme arancelario. Por el contrario, lo normal será encontrarlo en los modelos que no los incluyen, como los utilizados en este trabajo.

Por último, estos resultados pueden dar alguna indicación acerca de la evolución experimentada por las importaciones de manufacturas en el pasado más inmediato. Al respecto hay que decir que tanto el proceso de desarme arancelario, como la recuperación económica, como la pérdida de competitividad, han provocado el gran crecimiento de dicha variable. Pero todavía podría haber sido mayor de no haber disminuido las elasticidades del precio y de las variaciones en el tipo de cambio nominal con la UE. También puede decirse que la devaluación como instrumento de política económica ha perdido efectividad tras la integración, tanto a corto como a largo plazo, en lo que respecta a las importaciones de manufacturas.

Apéndice 1. Cálculo de las series y fuentes estadísticas

Las fuentes estadísticas que nos han proporcionado los valores de las diversas variables para los años incluidos en el intervalo 1964-1994 son las siguientes. Para obtener las importaciones de manufacturas se han manejado los datos de los distintos volúmenes de Estadística del Comercio Exterior de España publicados por la Dirección General de Aduanas (D.G.A.) hasta 1992. Los correspondientes a 1993 y 1994 nos han sido proporcionados por la delegación del ICEX en Zaragoza. De las cifras totales de importaciones se han eliminado las magnitudes correspondientes a los capítulos 1 a 15 y 27 de la Nomenclatura Arancelaria de Bruselas, aproximadamente un cuarto o quinto dígito de SITC (Standard International Trade Classification). Estos dieciséis capítulos no considerados, de un total de noventa y nueve, incluyen fundamentalmente productos agrícolas y ganaderos no elaborados, materias primas y productos petrolíferos. Dado que los valores que aparecen están expresados a precios corrientes de cada año es necesario homogeneizarlos en pesetas constantes de un año concreto. El año base seleccionado, como para el resto de las variables, ha sido 1985.

Tal y como se indica en el texto, en el trabajo no se utiliza el total de importaciones de manufacturas, sino las procedentes de los 17 países más industrializados: Alemania, Austria, Bélgica-Luxemburgo, Canadá, Dinamarca, Estados Unidos, Francia, Grecia, Holanda, Irlanda, Italia, Japón, Noruega, Portugal, Reino Unido, Suecia y Suiza. El primer problema al que nos enfrentamos es expresar estas importaciones en precios constantes del año 1985. Para ello procedimos de la siguiente manera. Para cada uno de los países se tomaron las series de importaciones, precios industriales y tipos

de cambio nominal. Las importaciones reales con base en 1985 se obtuvieron dividiendo las nominales de cada país por el producto de los precios y el tipo de cambio de cada año y multiplicando el resultado por dicho producto en 1985. El total de importaciones reales es la suma del cálculo anterior para los 17 países.

Otro problema al que tuvimos que dar respuesta fue la obtención del tipo de cambio real efectivo con estos 17 países. En esta ocasión, los pasos dados fueron los siguientes. En primer lugar, utilizando las diferentes series de precios industriales y de tipo de cambio nominal obtuvimos el tipo de cambio real de la peseta con cada uno de los 17 países. Entonces, el tipo de cambio real efectivo se calcula como un índice divisia de los 17 tipos de cambio reales, usando como ponderación las importaciones reales de manufacturas.

La obtención de los diferenciales de precios y del tipo de cambio nominal también se lleva a cabo con un índice divisia, sólo que en este caso son los precios industriales relativos y los tipos de cambio nominales de los 17 países anteriormente mencionados los que se ponderan de acuerdo a la participación de cada país en el total de importaciones reales de manufacturas. Obviamente, en el caso de estar interesados en obtener estas variables con respecto a los países miembros de la Unión Europea, en la elaboración del índice divisia se incluyeron de forma exclusiva los datos correspondientes a nuestros socios comunitarios.

Por último, las variables de demanda se tomaron de los datos publicados por el Instituto Nacional de Estadística en sus distintas Contabilidades Nacionales. En aquellos períodos en los que éstos no estaban disponibles, fueron sustituidos por las estimaciones realizadas por el Banco de España y publicadas en Cuentas Financieras de la Economía Española.

Apéndice 2. Función de demanda de importaciones e impacto de un desarme arancelario

En este apéndice vamos a ilustrar mediante un ejemplo sencillo que la forma en la que se consideran los precios relativos cuando se produce un proceso de desarme arancelario es crucial para el significado que tiene la ruptura estructural, en caso de que exista, y que en unos casos es más probable que se detecte (será lo normal) que en otros. Además de este tipo de ruptura que diferencia unos casos y otros, pueden surgir otras rupturas que puedan afectar a todos ellos por igual.

Sea la ecuación de demanda de importaciones:

$$M T = AY^{\beta_1} [P (1 T + t)]^{\beta_2}, \quad [A1]$$

donde M son las importaciones, Y el nivel del output, P el precio relativo (tipo de cambio real), t la protección arancelaria y A , β_1 y β_2 parámetros ($A > 0$, $\beta_1 > 0$ $\beta_2 < 0$).

A partir de esta especificación existen dos alternativas de tratamiento de los precios relativos. La primera es considerar la protección arancelaria como un elemento del precio relativo, siendo este precio $P^* = P (1 + t)$. Tomando logaritmos, el modelo lineal quedaría como sigue, en donde las variables minúsculas son los logaritmos de las correspondientes mayúsculas:

$$m = a + \beta_1 y + \beta_2 p^*. \quad [A2]$$

La segunda es considerar la protección como algo estructural de la economía y el precio relativo como la relación real de intercambio sin incluir la protección arancelaria:

$$m = a + \beta_1 y + \beta_2 p + \beta_2 \log (1 + t) = a^* + \beta_1 y + \beta_2 p, \quad [A3]$$

donde $a^* = a + \beta_2 \log (1 + t)$ y si t es suficientemente pequeño $a^* = a + \beta_2 t$.

Es obvio que si el efecto de la integración sobre las importaciones fuese exclusivamente un efecto precio, en la primera especificación la variación de la protección arancelaria es una modificación de p^* y, por tanto, no implica ruptura estructural: *es un movimiento a lo largo de la función*. Por el contrario, en la segunda una variación en la protección arancelaria supone una variación en el parámetro a^* , con lo cual implica necesariamente una ruptura estructural: *se trata de un movimiento de la función*.

Esto pone de manifiesto que en el conjunto de modelos en los que no se detecta ruptura estructural (Fernández y Sebastián, 1989; Sebastián, 1991; Buisán y Gordo, 1994) ese resultado es el normal en la medida en que la integración sólo tenga efecto precio. Por el contrario, en los trabajos en los que los precios relativos no incluyen la protección arancelaria (Martínez *et al.*, 1991; Montañés, 1994) lo normal es que se encuentre ruptura. Pero también hay que decir que el primer tipo de modelos renuncia a estimar un impacto que se está produciendo y que es fácilmente cuantificable, sobre todo si hay permanencia estructural. El segundo procedimiento puede ser mucho más informativo.

A continuación vamos a argumentar por qué se introduce en el desarrollo de este trabajo la ficticia que pretende captar el efecto de la integración. El cambio estructural que cabría esperar en la función si sólo se produce como consecuencia de la rebaja arancelaria se podría representar aproximadamente como:

$$m' = a + \beta_1 y + \beta_2 p + \beta_2 \log (1 + (1 - \gamma) t), \quad [A4]$$

donde γ es el grado de rebaja arancelaria aplicado en cada año del período transitorio y m' el logaritmo de las importaciones con esa modificación ($m' = m$ con $\gamma = 0$). Si, aproximadamente, puede aceptarse que $\log (1 + (1 - \gamma) t) = (1 - \gamma) t$, la función quedaría:

$$m' = a^* + \beta_1 y + \beta_2 p - \beta_2 (\gamma t) = a^* + \beta_1 y + \beta_2 p - \beta_3 \gamma, \quad [A5]$$

con $\beta_3 = \beta_2 t$.

La variable γ , que es la que representa el grado acumulado de desarme arancelario y es semejante a la variable ficticia que hemos utilizado en el texto, recogería toda variación estructural si el efecto de la integración se limitase al del desarme arancelario. El impacto en cada año sería la diferencia entre [A5] y [A3], esto es, $\beta_3 \gamma = \beta_2 t \gamma$.

Si el efecto de la integración no se reduce al efecto precio que origina el desarme arancelario, entonces podrán variar los parámetros tanto de γ como de β en las dos maneras alternativas de introducir los precios relativos [A2] y [A3].

Referencias

- Andrews, D. W. (1991): «Heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix estimation», *Econometrica* 59, pp. 817-858.
- Andrews, D. W. y Monahan J. C. (1992): «An improved heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix estimation», *Econometrica* 60, pp. 953-966.
- Bajo, O. y Torres A. (1992): «El comercio exterior y la inversión extranjera directa tras la integración de España en la CE (1986-90)», en Viñals, J. (ed.), *La economía española ante el Mercado Único europeo*, Alianza Editorial, Madrid.
- Bonilla, J. M. (1978): «Funciones de importación y exportación para la economía española», *Estudios Económicos* 14, Banco de España, Madrid.
- Buisán, A. y Gordo, E. (1994): «Funciones de importación y exportación de la economía española», *Investigaciones Económicas* 18, pp. 165-192.
- Buisán, A. y Gordo, E. (1995): «La protección nominal como determinante de las importaciones de bienes», *Revista de Economía Aplicada* 3, pp. 27-43.
- Engle, R. y Granger, C. (1987): «Cointegration and error correction: representation, estimation and testing», *Econometrica* 55, pp. 251-276.
- Fernández, I. y Sebastián M. (1989): «El sector exterior y la incorporación de España en la CE: Análisis a partir de las funciones de exportaciones e importaciones», *Moneda y Crédito* 189, pp. 31-73.
- Fernández, I. y Sebastián M. (1991): «Análisis del déficit exterior», en Molinas, C., Sebastián, M. y Zabalza, A. (eds.): *La economía española. Una perspectiva macroeconómica*, Antoni Bosch e Instituto de Estudios Fiscales, Madrid.
- García, L. y Suárez, C. (1993): «Análisis de la protección exterior de la industria española», *Moneda y Crédito* 196, pp. 233-276.
- Inder, B. (1993): «Estimating long-run relationships in economics», *Journal of Econometrics* 59, pp. 53-68.
- Kremers, J. Ericsson, N. y Dolado, J. (1992): «The power of cointegration tests». Documento de Trabajo 9218, Banco de España, Madrid.
- Martín, C. (1992): «El comercio industrial español ante el Mercado Único europeo», en Viñals, J. (ed.), *La economía española ante el Mercado Único europeo*, Alianza Editorial, Madrid.
- Martínez, C. y Sanso, M. (1991a): «Comercio español de manufacturas e integración de España en la CE: Evaluación del impacto mediante la utilización de la ecuación de gravedad», Documento de Trabajo, Fundación FIES, Madrid.
- Martínez, C. y Sanso, M. (1991b): «El impacto de la integración española en la CE sobre las importaciones de manufacturas: creación y desviación de comercio 1986-1990». Documento de Trabajo, Fundación FIES, Madrid.

- Martínez, C., y Sanso, M. y Sanz, F. (1991): «Las importaciones españolas de manufacturas y la integración en la CE», *Investigaciones Económicas* 15, pp. 121-141.
- Montañés, A. (1994): *Ruptura estructural, contrastes de raíz unitaria y cointegración: Una aplicación a las importaciones españolas de manufacturas (1964-1991)*, Tesis Doctoral. Universidad de Zaragoza.
- Park, J. (1990): «Testing for unit roots and cointegration by variable addition», en Rhodes, G. F. y Fomby, T. B. (eds.), *Advances in Econometrics* 8, JAI Press, Greenwich CT, pp. 107-133.
- Park, J. (1992): «Canonical cointegrating regressions», *Econometrica* 60, pp. 119-144.
- Phillips, P. y Perron, P. (1988): «Testing for a unit root in time series regression», *Biometrika* 75, pp. 335-346.
- Phillips, P. y Hansen, B. (1990): «Statistical inference in instrumental variable regression with I (1) processes», *Review of Economic Studies* 57, pp. 99-125.
- Saikkonen, P. (1991): «Asymptotically efficient estimation of cointegration regression», *Econometric Theory* 7, pp. 1-21.
- Salkever, D. (1976): «The use of dummy variables to compute predictions, prediction errors and confidence intervals», *Journal of Econometrics* 4, pp. 393-397.
- Sanz, F. (1992): *Evaluación del impacto comercial de la integración de España en la CE*, Tesis Doctoral, Universidad de Zaragoza.
- Sanz, F. (1994): «Integración en Europa y déficit comercial, 1986-1990», *Revista de Economía Aplicada* 2, pp. 5-26.
- Sebastián, M. (1991): «Un análisis estructural de las exportaciones e importaciones españolas: evaluación del periodo 1989-1991 y perspectivas a medio plazo», Documento de Trabajo 9114, Banco de España, Madrid.
- Winters, L. (1984): «British imports of manufactures and the common market», *Oxford Economics Papers* 36, pp. 103-118.

Abstract

We present an estimation of the Spanish demand function for imports of manufactures, with prices not including tariffs, for a sample containing all the transitory period of Spain's integration into the European Union. We find a structural change from 1986 both in the short and in the long term, identify the differences before and after this date, and explain the reasons than make these results compatible with other ones that might seem, at first glance, opposite.

*Recepción del original, julio de 1995
Versión final, mayo de 1996*