

Las importaciones de mercancías en la economía española

RAMIL DÍAZ, M^a.

Facultade de CC. Económicas e Empresariales. Universidade A coruña.

Tel.: 981 16 70 00 (ext. 2442)-Fax: 981 16 70 70 • e-mail: mrd@udc.es

RESUMEN

A partir de 1986 las importaciones españolas crecen a un ritmo muy rápido. El objetivo de este trabajo es proponer una función que permita explicar este comportamiento. La especificación de la ecuación parte del planteamiento teórico clásico y el análisis empírico se ha basado en la teoría de la cointegración. En la ecuación de largo plazo las importaciones se explican en función de una variable suma del consumo, la inversión y las exportaciones, y de los precios relativos de importación. En el corto plazo, las elasticidades para las componentes de la variable suma son distintas, por lo que se incluyen como variables separadas. Respecto a los precios, en el corto plazo, sólo se muestran relevantes los de importación.

Palabras clave: Comercio exterior, modelos econométricos, cointegración

ABSTRACT

Since 1986 Spanish imports have rapidly increase. The purpose of this paper is to specify a equation that explain this behavior. This equation and the empirical analysis are based on classical theory and cointegration theory, respectively. Equations for long and short run are estimated. In the long run equation, imports are explained by a sum variable, which includes consumption, investment and exports, and by the relative prices of imports. In the short run equation, consumption, investment and exports are included separately, because their elasticities are different; and only the absolute prices of imports are outstanding.

Key words: Empirical analysis, econometric models, cointegration

Códigos UNESCO: 530404, 530202, 530205

Artículo aceptado el 8 de enero de 2001.

1. Introducción

En la década de los 80 el comercio exterior español ha estado sometido a un rápido proceso de cambio cuyo punto de inflexión se sitúa en el año 1986, tras la integración en la CEE (UE, en la actualidad). En los años anteriores, la ralentización de la actividad económica, el elevado grado de proteccionismo y el apoyo público a sectores básicos de la industria, permiten contener el crecimiento de las importaciones. A partir de 1986, la liberaliza-

ción de los intercambios pone de manifiesto la escasa competitividad de la mayor parte de la oferta industrial más tradicional, y esto provoca un ritmo de crecimiento de las importaciones mucho más rápido que el de las exportaciones, que se mantiene a pesar de la fuerte caída del tipo de cambio de la peseta a partir del año 1992. Esto plantea de nuevo el problema del nivel que puede alcanzar el déficit exterior cuando las tasas de crecimiento de la economía son elevadas, lo que impide un desarrollo equilibrado.

El objetivo básico de este análisis es proponer una función de importaciones para la economía española, que permita explicar su evolución.

2. Planteamiento teórico y aportaciones empíricas

Para modelizar el comportamiento de las importaciones el planteamiento teórico adoptado es el enfoque clásico. Se supone que un país importa como consecuencia de la necesidad que tiene del bien importado, bien porque entra como input en el proceso productivo o bien para el consumo. En cualquiera de los dos casos, el bien que se importa no se produce en el país o, si se produce, es posible que su producción sea suficiente o no para abastecer las necesidades. Si el bien importado se produce también en el interior del país, la competitividad, en términos de precios relativos, será un factor fundamental para explicar las importaciones. En general, también cabe esperar que las importaciones, tanto para la producción como para el consumo, tiendan a aumentar cuando aumenta la actividad económica.

Por tanto, en el modelo de comportamiento de las importaciones deben incluirse como explicativas, una variable de precios relativos que mide la competitividad entre los países de origen y algún indicador de la actividad económica interna del país.

Al especificar de esta forma la ecuación se asume, de forma implícita, la hipótesis de que los bienes interiores y los importados no son sustitutos perfectos, puesto que en caso contrario, la demanda de importaciones cubriría los excesos de la demanda total sobre la oferta interior y sería necesario incluir en la ecuación variables referentes a la oferta de bienes, cuyo efecto, en una ecuación como la propuesta, sólo está recogido a través de la variable precios interiores.

Respecto a las aportaciones empíricas a la modelización de las importaciones, en los últimos años se han publicado multitud de trabajos.

La mayoría de los modelos propuestos pretenden explicar la evolución de las importaciones globales o de las importaciones de mercancías (Blanco et al., 1975; Casado y Beyaert, 1981; Martínez, 1987; Molinas et al., 1990; Fernández y Sebastián, 1991; Buisán y Gordo, 1994; Bajo y Montero, 1995; Aguado y González, 1995; Montañés y Sansó, 1996; Mauleón y Sastre, 1996), aunque en algunos casos, según la importancia que puedan tener ciertas

partidas, las importaciones pueden estar también desagregadas a cierto nivel (Uriel et al., 1975; Bonilla, 1978; Pulido y del Sur, 1986; Fierros, 1990).

La variable explicada es, en general, las importaciones en términos reales. En raras ocasiones, la variable elegida como dependiente es el valor de las importaciones por unidad de producto o el porcentaje de incremento de las importaciones.

En la práctica totalidad de los modelos aplicados, en la ecuación de importaciones se incluye como variable explicativa un cociente de precios relativos que generalmente es el cociente entre el índice de precios de importación y el índice de precios del PNB o bien el deflactor implícito del PIB o el IPC. En algunos modelos, se propone la inclusión de los precios de importación absolutos, en lugar de alguna variable de precios relativos, o la inclusión, como variables separadas, de los precios de importación absolutos y de los precios interiores, puesto que si se elige como forma funcional la lineal en logaritmos, como es habitual, al utilizar como variable explicativa los precios relativos, se impone la restricción de que la elasticidad de las importaciones a los precios de importación es igual y de signo contrario a su elasticidad con respecto a los precios interiores.

Como indicador de la actividad económica, variable que también se incluye como explicativa en casi todos los modelos, se elige, en general, el PIB o el PNB. En algunos modelos este indicador es la renta disponible, la demanda nacional, la inversión, el consumo privado o el valor añadido industrial.

En ocasiones, se introducen también en las ecuaciones explicativas de la evolución de las importaciones algunas variables diferentes de las señaladas, como pueden ser las que tratan de recoger la presión de la demanda (generalmente, el índice de capacidad productiva utilizada o la desviación del PIB respecto a su tendencia), algunas variables de política económica o variables ficticias. A veces se incluye también el valor retardado un período de las propias importaciones.

En general, sin embargo, en la estructura de una ecuación tipo explicativa de las importaciones se considera como regresando el valor real de las importaciones totales o de mercancías y como regresores un cociente entre precios de importación y precios interiores y el indicador de actividad económica que se considere más adecuado.

La forma más habitual de la ecuación es la lineal en logaritmos aunque, en algún caso, las ecuaciones tienen forma lineal. El problema de la elección de la forma funcional adecuada se puede plantear con mayor generalidad, considerando la alternativa de las funciones no lineales; pero debido a las dificultades de interpretación de los resultados que se plantean si las ecuaciones no son lineales, prácticamente en todos los modelos, la forma funcional elegida es la lineal logarítmica.

En cuanto a los problemas específicos de estimación que se plantean en el caso de la función de demanda de importaciones, deben tenerse en cuenta los señalados por Orcutt

(1950), en el sentido de que las elasticidades precio estimadas que se obtienen pueden subestimar las verdaderas, por varias razones:

1.- El problema de la identificación. Los precios y cantidades observados en las series de tiempo que se emplean para efectuar las estimaciones se refieren a intersecciones de las curvas de oferta y demanda. Una condición necesaria para la estimación es que estas curvas se desplacen a lo largo del tiempo puesto que, en caso contrario, los precios y cantidades no variarían y sólo conoceríamos un punto de cada curva, lo cual no es, obviamente, información suficiente para estimarlas.

Cuando la curva de demanda es relativamente estable a lo largo del tiempo, y sólo se desplaza la curva de oferta, los valores observados de precios y cantidades representan puntos a lo largo de la curva de demanda. En tal caso, será posible estimar la verdadera curva de demanda correctamente.

Cuando se mantiene relativamente estable a lo largo del tiempo la curva de oferta y la curva de demanda se desplaza, los valores observados de precios y cantidades representan puntos a lo largo de la curva de oferta, y en tal caso, la estimación de la curva de demanda no será correcta, puesto que corresponde a una identificación de la de oferta.

Finalmente, cuando tanto la curva de oferta como la de demanda se desplazan, los valores observados de precios y cantidades no representan puntos a lo largo de ninguna de las dos, y la estimación que se puede obtener a partir de ellos corresponde a una curva híbrida que no es la de demanda ni la de oferta. La elasticidad obtenida entonces, puede ser negativa o incluso positiva, dependiendo de los movimientos de las curvas. Aún en el caso de que sea negativa, es menor, en términos absolutos, que la pendiente de la verdadera curva de demanda. El resultado es, entonces, una subestimación de la verdadera elasticidad.

En definitiva, como la relación entre precios y cantidades puede deberse a factores del lado de la oferta, del lado de la demanda o, lo que será más frecuente, de ambos, el valor del coeficiente estimado para la variable precios relativos será una media ponderada de una elasticidad de demanda negativa y una elasticidad de oferta positiva, de forma que estará sesgado hacia cero, pudiendo tomar incluso un valor positivo.

Como consecuencia, el empleo del método mínimo-cuadrático ordinario para realizar la estimación es correcto sólo cuando en el período de referencia la variabilidad de la oferta haya sido sustancialmente mayor que la de la demanda. Para evitar este problema se han efectuado distintos ensayos de estimación simultánea de las funciones de oferta y de demanda que, sin embargo, en la mayoría de los casos, no mejoran de forma significativa los resultados obtenidos. La evidencia disponible parece indicar que, para que la estimación sea correcta, deben incluirse en la ecuación todas las variables que tengan alguna influencia sobre la demanda de importaciones, para que el valor de la varianza de la perturbación sea lo más pequeño posible y la función de demanda pueda considerarse fija (Bonilla, 1978).

Por otro lado, debe tenerse en cuenta igualmente que el problema de la identificación se presentará cuando la demanda del país en cuestión pueda afectar significativamente al precio mundial, pero si las importaciones del país suponen sólo una parte pequeña del total de exportaciones mundiales, parece lógico suponer una elasticidad de la curva de oferta elevada y no debe existir, por tanto, un sesgo importante en la estimación por esta razón.

2.- El problema de la agregación. Las estimaciones empíricas de las elasticidades de la demanda de importaciones se obtienen a partir de datos altamente agregados. Los bienes con elasticidades relativamente pequeñas suelen experimentar mayores fluctuaciones de precios, de tal manera que los datos agregados tienden a exagerar la importancia de los bienes de baja elasticidad. Como consecuencia se deduce un sesgo a la baja de la elasticidad precio de la función de importaciones estimada con datos agregados.

3.- El problema que puede plantearse debido a que es posible que la elasticidad de la demanda de importaciones sea mayor para cambios grandes en los precios que para cambios pequeños. Si la ecuación de demanda de importaciones adopta, como es habitual, la forma lineal logarítmica, las elasticidades estimadas con respecto al precio son constantes. Sin embargo, es posible que la elasticidad precio varíe según la intensidad de las variaciones experimentadas por los precios en el período muestral.

En los períodos en los que no se producen en los precios grandes variaciones este problema puede tener menos importancia, pero cuando las variaciones que se producen son considerables, debe tenerse en cuenta.

En cuanto a la metodología utilizada, prácticamente en la totalidad de los trabajos más recientes, para explicar el comportamiento de las importaciones se propone un mecanismo de corrección por el error, que combina la modelización dinámica a corto plazo con la relación de equilibrio a largo plazo.

Para seguir esta metodología debe establecerse, en primer lugar, la relación a largo plazo o ecuación de cointegración. Este concepto se debe a Engle y Granger (1987). Se dice que los componentes de un vector Y , de orden $m \times 1$ están cointegrados, con órdenes d y b (y se denota como $Y \sim CI(d, b)$), si todos los elementos del vector son integrables de orden d y existe un vector α no nulo tal que $\alpha'Y = z$ es integrable de orden $d - b$ siendo $b > 0$. Al vector α se le denomina vector de cointegración.

En la ecuación de cointegración, todas las variables explicativas deben ser del mismo orden de integrabilidad que la explicada. Esta es la condición necesaria para que las variables de la ecuación puedan estar cointegradas. Para que lo estén, además, los residuos de la estimación deben ser integrables de orden menor. Si se trata de variables integrables de orden 1, los residuos deben ser estacionarios.

3. Estimación de la función de importaciones

Para efectuar el análisis empírico se ha utilizado la información estadística que proporciona el Banco de Datos TEMPUS del Instituto Nacional de Estadística (<http://www.ine.es>). Excepto la información relativa a la capacidad productiva utilizada, que se ha tomado de la estadística *Síntesis de Indicadores Económicos*, del Ministerio de Economía y Hacienda, todos los datos iniciales proceden de esta fuente.

A partir de estos datos, se han obtenido las series logarítmicas de las variables de interés, que son las realmente utilizadas en este trabajo.

Se procede, entonces, al análisis univariante de la serie de importaciones reales, para deducir su número de raíces unitarias. Se han examinado los correlogramas de la serie en niveles y en primeras diferencias siguiendo la metodología Box-Jenkins (1970) y se han efectuado los contrastes de raíces unitarias con el estadístico de Dickey y Fuller (1981).

En cuanto a la estructura de retardos en la ecuación de este contraste, en principio, se incorporan dos retardos de la variable dependiente, y se prescinde de ellos si no resultan significativos. Para decidir respecto a la existencia o no de una tendencia determinista y un término constante, se ha seguido la estrategia sugerida por Dolado, Jenkinson y Sosvilla-Rivero (1990).

En la ecuación del contraste se considera, en primer lugar, la existencia de una tendencia determinista y una constante y se contrasta la hipótesis de existencia de una raíz unitaria utilizando los valores críticos de Fuller (1976). Si se rechaza la hipótesis nula se concluye la no existencia de raíz unitaria. Si la hipótesis nula no se rechaza y la tendencia resulta significativa con los valores críticos de Dickey y Fuller (1981), se efectúa el contraste de raíz unitaria utilizando la distribución normal típica; en el caso de rechazo, no hay raíz unitaria y si no se rechaza la hipótesis nula se concluye que existe raíz unitaria. Si la hipótesis nula no se rechaza y el parámetro de la tendencia no es significativo con los valores críticos de Dickey y Fuller (1981), se prescinde de ella. Este resultado se confirma utilizando el correspondiente estadístico F, con los valores críticos tabulados por Dickey y Fuller (1981).

En este último caso, se estima la ecuación incorporando sólo la constante y se contrasta la hipótesis de existencia de una raíz unitaria utilizando los valores críticos de Fuller (1976). Si se rechaza la hipótesis nula se concluye la no existencia de raíz unitaria. Si la hipótesis nula no se rechaza y la constante resulta significativa con los valores críticos de Dickey y Fuller (1981), se efectúa el contraste de raíz unitaria utilizando la distribución normal típica; en el caso de rechazo, no hay raíz unitaria y si no se rechaza la hipótesis nula se concluye que existe raíz unitaria. Si la hipótesis nula no se rechaza y el parámetro de la constante no es significativo con los valores críticos de Dickey y Fuller (1981), se prescin-

de de ella. Este resultado se confirma utilizando el correspondiente estadístico F, con los valores críticos tabulados por Dickey y Fuller (1981).

En este último caso, se estima la ecuación prescindiendo de la constante y se efectúa el contraste de raíz unitaria utilizando los valores críticos de Fuller (1976).

Del análisis efectuado puede deducirse que la serie de importaciones es integrable de orden 1. Para seguir la metodología expuesta, deben buscarse, entonces, las variables integrables de orden 1 que la puedan explicar.

La variable de precios relativos considerada ha sido el cociente entre el deflactor implícito de las importaciones y el deflactor implícito del producto interior bruto por el lado de la demanda, multiplicado por cien, cuyo orden de integrabilidad es 1.

Como indicador de la actividad interna se propone el producto interior bruto real por el lado de la demanda. Sin embargo, contrariamente a lo que sucede en otros análisis empíricos, los resultados que se obtienen en este trabajo indican que esta variable es integrable de orden 2, por lo que no se ha incluido como explicativa en la ecuación de cointegración.

Se ha probado, por tanto, como indicador de actividad, la suma del consumo privado, la formación bruta de capital y las exportaciones, en términos reales. Para esta variable puede asumirse la integrabilidad de orden 1.

Se propone, entonces, una ecuación de largo plazo tal como:

$$\text{LIBR} = a_0 + a_1 \text{LSCIE} + a_2 \text{LPRIB} + \varepsilon_t$$

En esta ecuación:

- La inicial **L** en el nombre de la variable indica que se trata de su logaritmo natural.
- Una **R** final en el nombre de una variable indica valores reales (año base 1986).
- **LIBR**: Importaciones de bienes, en miles de millones de pesetas
- **LSCIE** = LOG (CR + FBCR + EBR), siendo CR el consumo privado, FBCR la formación bruta de capital y EBR las exportaciones de bienes. La suma está expresada en miles de millones de pesetas.
- **LPRIB** = LOG (DIIB / DIPIB) * 100 (base 1986 = 100), siendo DIIB el deflactor implícito de las importaciones de bienes y DIPIB el deflactor implícito del producto interior bruto, a precios de mercado.

Con una muestra que abarca el período 1971-1997, se estimó esta ecuación utilizando el método de mínimos cuadrados ordinarios, y se obtuvieron los residuos de la estimación. Estos residuos no son estacionarios, y con el contraste de cointegración de Johansen (1988) se rechaza la cointegración.

Este resultado había sido obtenido ya en Ramil (1998), con datos del período 1970-1992, procedentes del Banco de Datos CEPREDE, que no coinciden exactamente con los utilizados en este trabajo. En esta estimación se observó un error anormalmente elevado para el

año 1978, y se decidió incorporar una variable ficticia de valor unitario en dicho año. Con la incorporación de esta variable, los residuos resultaron estacionarios y las variables cointegradas con rango de cointegración igual a la unidad.

Así, en el trabajo citado, se propone el siguiente modelo de largo plazo:

$$\text{LIBR} = a_0 + a_1 \text{F78} + a_2 \text{LSCIE} + a_3 \text{LPRIB} + \varepsilon_t$$

Esta ecuación ha sido estimada por mínimos cuadrados ordinarios, con los nuevos datos, para el período comprendido entre 1971 y 1990 y, para probar la solidez de los resultados, se ha repetido el proceso de estimación, ampliando el período muestral con un nuevo dato anual, hasta abarcar el período completo, 1971-1997.

Como puede observarse en la Tabla 1, las elasticidades estimadas con los datos de los distintos períodos muestrales son muy similares, tomando valores en torno a 1-84 para la renta y en torno a -0.30 para el precio. En todas las estimaciones, el criterio habitual de la *t* de Student permite el rechazo de la hipótesis de nulidad individual de los parámetros de todas las variables para niveles de significación muy pequeños y en todos los casos se obtiene un muy buen ajuste. Se observa, no obstante, un empeoramiento en el estadístico de Durbin y Watson, a partir de la ampliación del período muestral hasta 1995.

Tabla 1: Resultados de la estimación*

Período muestral								
	71 – 90	71 – 91	71 – 92	71 – 93	71 – 94	71 – 95	71 – 96	71 – 97
a₀	-8,9526	-8,9540	-8,9576	-8,9569	-9,0359	-9,2215	-9,3699	-9,6088
a₁	-0,1205	-0,1205	-0,1210	-0,1211	-0,1226	-0,1233	-0,1235	-0,1228
a₂	1,8204	1,8207	1,8229	1,8232	1,8357	1,8567	1,8726	1,8944
a₃	-0,2878	-0,2881	-0,2922	-0,2930	-0,3032	-0,3093	-0,3125	-0,3090
R²	0,9911	0,9932	0,9946	0,9953	0,9952	0,9948	0,9950	0,9951
dw	1,7165	1,7261	1,7432	1,7486	1,6851	1,3528	1,1950	1,0404

* El criterio *t* de Student permite rechazar la nulidad individual de todos parámetros en todas las estimaciones

Cualquiera que sea el período muestral considerado, los errores de la estimación de esta ecuación son estacionarios y el contraste de Johansen indica la existencia de cointegración, excepto en el caso de los tres últimos.

Así, aunque se pretende encontrar la mínima relación de variables que de lugar a cointegración, tomando como referencia el período 71-97, se han efectuado varios ensayos, incluyendo en la ecuación algunos regresores adicionales para corregir la especificación.

En primer lugar, dado que, como se ha mencionado, la consideración del cociente de precios relativos en la ecuación lineal logarítmica impone la restricción de que las elasticidades a los precios de importación y a los precios interiores sean de signo contrario y de igual magnitud, esta hipótesis se ha relajado, con la inclusión separada de las dos variables de precios. La estimación de esta ecuación no mejora, en ningún aspecto, los resultados obtenidos cuando se considera el cociente de precios relativos.

En segundo lugar, se ha tratado de verificar la hipótesis de que también influye en el comportamiento de las importaciones la presión de la demanda, considerando como indicador el índice de la capacidad productiva utilizada. Tras el análisis de su orden de integrabilidad, se deduce que esta variable es estacionaria, por lo que no debe ser incluida en la ecuación de cointegración. Se ha definido, entonces, como indicador alternativo, el porcentaje que supone el PIB real respecto a su tendencia, obtenida a través del filtro de Hodrick y Prescott. De nuevo esta variable es estacionaria; no tiene el orden de integrabilidad adecuado para ser incluida en la ecuación a largo plazo.

En algunos trabajos empíricos recientes sobre este tema, se indica la conveniencia de incluir como explicativa en la ecuación de importaciones, alguna variable indicadora del grado de protección arancelaria, que ha experimentado una muy importante reducción en el período comprendido entre 1986 y 1993, por efecto de la adhesión a la CEE.

Así, se ha probado la inclusión de varias variables alternativas: 1) el cociente entre los impuestos ligados a la importación, excluido el IVA, en pesetas corrientes, y las importaciones corrientes; 2) el cociente entre los impuestos ligados a la importación, excluido el IVA, en pesetas corrientes, y el deflactor implícito de las importaciones; 3) la variable sugerida por Aguado y González (1995), definida como la suma de la unidad y el cociente entre los impuestos netos ligados a la importación, en pesetas corrientes, y las importaciones de bienes no energéticos, en pesetas corrientes y 4) la variable ficticia de desarme arancelario definida por Montañés y Sansó (1996).

La variable con la que se obtienen resultados mejores, aunque no completamente satisfactorios por lo que se refiere al estadístico de Durbin y Watson, es la primera de ellas. En todo caso, esta variable sólo se muestra relevante si la muestra incorpora al menos los datos correspondientes al año 1995. Con períodos muestrales más cortos, su efecto no es estadísticamente significativo.

Se ha considerado también la posibilidad de que sea la propia adhesión a la CEE la que haya supuesto un cambio de estructura. Se ha probado, por tanto, la inclusión de una variable ficticia de “impulso”, de valor unitario únicamente en el año 1986 y de otra de “escalón”, de valor unitario desde el año 1986 en adelante. Estas variables no se muestran relevantes ni cuando se incluyen juntas ni cuando se incluye cada una de ellas por separado; ni mejoran, de ninguna forma, los resultados obtenidos.

Se efectuaron aún otras pruebas, sin que la estimación proporcione resultados más satisfactorios cuando en la muestra se incluyen los datos posteriores a 1994. En este año, coincide el fin de una recesión económica de corta duración pero intensa, con una estabilización del tipo de cambio de la peseta, que desde 1992 experimenta sucesivas devaluaciones, y es también el primer año en el que se han eliminado todas las barreras comerciales con respecto a los países de la CEE.

Si para la ecuación de referencia se efectúa un contraste de estabilidad paramétrica utilizando el estadístico de Chow, considerando el año 1995 como punto de ruptura, la hipótesis nula de estabilidad debe ser rechazada. Igualmente se ha efectuado el contraste de residuos recursivos, con el mismo resultado.

Para analizar si el parámetro inestable es la ordenada en el origen o los coeficientes angulares de la ecuación, se han definido una variable ficticia de tipo aditivo, con valor unitario a partir de 1995 (F9597), y dos variables ficticias de tipo multiplicativo, obtenidas por producto de la ficticia aditiva por la variable suma del consumo, la inversión y las exportaciones (FSCIE9597) y el cociente de precios relativos (FPRIB9597). Si en la ecuación se introducen las tres variables, ninguna de ellas tiene un parámetro significativamente distinto de cero, pero el estadístico t más elevado en valor absoluto le corresponde a F9597. Si se introduce cada una de ellas por separado, todas resultan relevantes, con un estadístico t similar.

No se dispone, por tanto, de información suficiente para decidir cuál de las tres variables sería preferible introducir en la ecuación. Por simplicidad, se ha incluido la variable ficticia de tipo aditivo.

Se propone, por tanto, la siguiente ecuación de cointegración:

$$\text{LIBR} = a_0 + a_1 \text{F78} + a_2 \text{F9597} + a_3 \text{LSCIE} + a_4 \text{LPRIB} + \varepsilon_t$$

La estimación MCO de esta ecuación proporciona el resultado que se muestra en la Tabla 2. Como puede observarse, los coeficientes estimados para la variable ficticia de valor unitario en el año 1978 y para los indicadores de renta y precio relativo mantienen valores muy similares a los recogidos en la Tabla 1. Para la variable ficticia de valor unitario en el período 95 – 97, se obtiene un coeficiente estimado positivo. Todos los parámetros de la ecuación son distintos de cero para niveles de significación muy pequeños. El estadístico de Durbin y Watson toma un valor satisfactorio y se obtiene un muy buen ajuste de la función a los datos.

Tabla 2: LS // Dependent Variable is LIBR.
Sample: 1971 1997. Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-9.055122	0.578925	-15.64127	0.0000
F78	-0.122472	0.029659	-4.129292	0.0004
F9597	0.081097	0.021492	3.773376	0.0010
LSCIE	1.837182	0.042250	43.48316	0.0000
LPRIB	-0.302264	0.038480	-7.855066	0.0000
R-squared	0.997408	DW Stat.	1.831575	

En esta ecuación, se ha separado la suma del consumo, la inversión y las exportaciones en sus componentes y el cociente de precios relativos en precios de importación y precios interiores. El contraste de Wald permite asumir la hipótesis de que las elasticidades de las tres variables de renta son iguales. Al incluir la variable suma junto con variables de precios separadas y efectuar de nuevo el contraste de Wald, se concluye que puede asumirse la hipótesis de elasticidades precio iguales, de signo contrario.

Los correspondientes errores pasan ampliamente los contrastes de incorrelación y homocedasticidad habituales y el resultado obtenido con el estadístico ADF permite asumir la hipótesis de que son estacionarios. El contraste de cointegración de Johansen (1988), bajo el supuesto de tendencia lineal en los datos, que ha sido verificado con el correspondiente estadístico de Johansen y Juselius (1990), indica que las variables están cointegradas y que el rango de cointegración es igual a la unidad; es decir, que el vector de cointegración es único.

Siguiendo la metodología propuesta por Engle y Granger (1987), se propone, entonces, el mecanismo de corrección del error, en el que las variables dependiente e independientes son las primeras diferencias de las de la ecuación de cointegración y el residuo de la estimación de esta ecuación retardado es una variable explicativa más y se efectúa la estimación MCO. El resultado obtenido figura en la Tabla 3.

Aunque para el largo plazo se han asumido las hipótesis de que los coeficientes de las tres componentes de la variable suma son iguales y de que son iguales pero de signo contrario los coeficientes de las variables precio, es posible que esto no sea así en el corto plazo. Por tanto, se ha efectuado también la estimación de la ecuación separando la variable suma del consumo, la inversión y las exportaciones en sus componentes y el cociente de precios relativos en precios absolutos de importación y precios interiores. El resultado figura en la Tabla 4.

El contraste de Wald de restricciones en los coeficientes indica que debe rechazarse la hipótesis de que el consumo, la inversión y las exportaciones tienen coeficientes iguales;

Tabla 3: LS // Dependent Variable is D(LIBR)
Sample(adjusted): 1972 1997. Included obs.: 26 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(F78)	-0.074750	0.016950	-4.409987	0.0002
D(F9597)	0.052257	0.024355	2.145608	0.0438
D(LSCIE)	2.061025	0.096880	21.27404	0.0000
D(LPRIB)	-0.201809	0.043322	-4.658384	0.0001
E(-1)	-0.690658	0.194521	-3.550556	0.0019
R-squared	0.936748	DW Stat.	1.768661	

Tabla 4: LS // Dependent Variable is D(LIBR)
Sample(adjusted): 1972 1997. Included obs.: 26 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(F78)	-0.072766	0.017954	-4.052956	0.0007
D(F9597)	0.058113	0.028401	2.046184	0.0556
D(LCR)	1.362763	0.334068	4.079294	0.0007
D(LFBCR)	0.521902	0.111499	4.680765	0.0002
D(LEBR)	0.380665	0.083161	4.577466	0.0002
D(LDIIB)	-0.196758	0.046547	-4.227134	0.0005
D(LDIPIB)	-0.004460	0.084501	-0.052783	0.9585
E(-1)	-0.759695	0.214487	-3.541910	0.0023
	R-squared	0.941189	DW Stat	1.749760

por tanto, en la ecuación de corto plazo, es preferible introducirlas como variables separadas. En cuanto a los precios, los interiores no tienen, en esta ecuación, un efecto estadísticamente significativo, por lo que se ha prescindido de este regresor. Con estas modificaciones, la estimación MCO de la ecuación proporciona el resultado recogido en la Tabla 5.

Como puede observarse, todos los coeficientes estimados tienen signos correctos desde el punto de vista teórico. El criterio habitual de la *t* de Student permite rechazar la nulidad de todos los parámetros para niveles de significación pequeños y tanto el estadístico de Durbin y Watson como el coeficiente de determinación toman valores satisfactorios.

Tras el análisis de los residuos de la ecuación propuesta se encontró un outlier para el año 1977, por lo que se incorpora una variable ficticia de valor unitario en dicho año. La correspondiente estimación MCO proporciona el resultado recogido en la Tabla 6.

Tabla 5: LS // Dependent Variable is D(LIBR)**Sample(adjusted): 1972 1997. Included obs.: 26 after adjusting endpoints**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(F78)	-0.072781	0.017474	-4.165082	0.0005
D(F9597)	0.057985	0.027544	2.105205	0.0488
D(LCR)	1.354443	0.286704	4.724183	0.0001
D(LFBCR)	0.523954	0.101723	5.150810	0.0001
D(LEBR)	0.379516	0.078125	4.857800	0.0001
D(LDIIB)	-0.198059	0.038436	-5.152960	0.0001
E(-1)	-0.758410	0.207434	-3.656155	0.0017
	R-squared	0.941180	DW Stat.	1.749747

La inclusión de variables ficticias de escalón e impulso para considerar el efecto CEE no mejora, en ningún aspecto, los resultados de la estimación de la ecuación de corto plazo.

Tabla 6: LS // Dependent Variable is D(LIBR)**Sample(adjusted): 1972 1997. Included obs.: 26 after adjusting endpoints**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
F77	-0.074436	0.017828	-4.175328	0.0006
D(F78)	-0.067956	0.012848	-5.289257	0.0000
D(F9597)	0.047578	0.020323	2.341139	0.0309
D(LCR)	1.308270	0.210236	6.222875	0.0000
D(LFBCR)	0.507672	0.074590	6.806139	0.0000
D(LEBR)	0.419912	0.058021	7.237260	0.0000
D(LDIIB)	-0.177220	0.028585	-6.199828	0.0000
E(-1)	-0.615706	0.155695	-3.954561	0.0009
	R-squared	0.970119	DW Stat.	1.790311

El procedimiento de estimación bietápica de Engle y Granger (1987) que se ha utilizado en esta aplicación proporciona estimadores “superconsistentes” de los parámetros de la ecuación de cointegración, en el sentido de que su convergencia al valor del parámetro es más rápida de lo habitual, pero dichos estimadores son sesgados y no son eficientes. Además, los estadísticos t de significación están sesgados y son inconsistentes. Por eso, se ha ensayado la estimación trietápica de Engle y Yoo (1989). Los resultados obtenidos apenas modifican los que se han expuesto, coincidiendo con la afirmación de Guisán (1999) de

que *“nuestra experiencia es la de que existe poca diferencia entre ambos métodos y de que en general es suficiente con aplicar el método bietápico de Engle y Granger”*.

El procedimiento de máxima verosimilitud con información completa de Johansen (1988) utilizando un VAR restringido en MCE, que podría ser una alternativa preferible, propone una versión del modelo de corrección del error no contemporánea, por lo que, en este caso, proporciona resultados peores.

4. Conclusiones

De los resultados obtenidos con este trabajo puede concluirse que el comportamiento de las importaciones de mercancías se puede explicar con un modelo de corrección del error, que combina variables en niveles y en diferencias, de tal manera que las relaciones establecidas para las variables en niveles actúan como un mecanismo automático en las relaciones entre las variables en diferencias, para devolver la relación a su nivel de equilibrio a largo plazo.

En la relación a largo plazo, las importaciones se explican en función de una variable suma del consumo, la inversión y las exportaciones y de los precios relativos de importación. En el corto plazo, las elasticidades para las componentes de la variable suma son distintas, por lo que es preferible incluirlas en el modelo en diferencias como variables separadas. Respecto a los precios, en el modelo a corto plazo sólo se muestran relevantes los de importación.

Las elasticidades renta y precio estimadas son similares a las que se obtienen en otros trabajos empíricos que explican el comportamiento de las importaciones en países industrializados.

De este análisis no se deduce que la adhesión de España a la CEE (UE, en la actualidad) haya provocado cambios en la estructura paramétrica del modelo.

Agradecimientos

Agradezco las correcciones y sugerencias de un evaluador anónimo y la colaboración de M. Arranz y J. R. Cancelo, que han contribuido a mejorar sustancialmente este trabajo.

Bibliografía

- AGUADO, M.J.; GONZÁLEZ, L. (1995): "El déficit exterior español en una senda de crecimiento sostenido". *Síntesis de Indicadores Económicos*; agosto – setiembre; pp. XVII – XXXIII.
- BAJO, O.; MONTERO, M. (1995): "Un modelo econométrico ampliado para el comercio exterior español, 1977 – 1992". En *Libro de Actas do I Encontro de Xóvenes Investigadores Galegos de Análise Económica*, pp. 79 – 91. Santiago de Compostela.
- BLANCO, M.; CABAÑAS, M.L.; GARCÍA, A.; LORENTE, M.; MARTÍNEZ, S.; MASIÁ, J.; RUBIO, R. (1975): "Un modelo macroeconómico anual de la economía española 1954 – 1971". *Revista Española de Economía*, mayo – agosto; pp. 77 – 133.
- BONILLA HERRERA, J.M. (1978): *Funciones de importación y exportación en la economía española*. Banco de España. Servicio de Estudios. Estudios Económicos, nº 14. Madrid.
- BOX, G.E.P.; JENKINS, G.M. (1970): *Time Series Analysis, Forecasting and Control*. Holden Day. San Francisco.
- BUISÁN, A.; GORDO, E. (1994): "Funciones de importación y exportación de la economía española". *Investigaciones Económicas*, vol. XXIII (1); enero; pp. 165 – 192.
- CASADO, A.; BEYAERT, A. (1981): "Efectos económicos del Presupuesto de 1982 según el modelo ESPRES II". *Hacienda Pública Española*, vol. 73; nº 81; pp. 95 – 116.
- DICKEY, D.A.; FULLER, W. (1979): "Distribution of the Estimators for the Autoregressive Time Series with a Unit Root". *Journal of American Statistical Association*, vol. 74; pp. 427– 431.
- DICKEY, D.A.; FULLER, W. (1981): "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root". *Econometrica*, vol. 49; pp. 1057 – 1072.
- DOLADO, J.; JENKINSON, T.; SOSVILLA – RIVERO, S. (1990): "Cointegration and Unit Roots: A Survey". Servicio de Estudios, Banco de España. Documento de Trabajo 9005.
- ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W.J. (1987): "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing". *Econometrica*, vol. 55; nº 2; marzo; pp. 251 – 276.
- FERNÁNDEZ, I.; 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.; Sebastián, M. y Zabalza, A., eds. (1990). *La economía española. Una perspectiva macroeconómica*. Antoni Bosch, editor. Barcelona.
- FIERROS, J. (1990): "Un análisis del sector exterior por ramas de actividad con las series temporales del modelo MIDE". *Información Comercial Española*; julio; pp. 67 – 91.
- FULLER, W. (1976): *Introduction to Statistical Time Series*. John Wiley & Sons.
- GUISÁN, M.C. (1999): *Causalidad y cointegración en modelos econométricos. Características, resultados y limitaciones*. Documentos de Econometría, Número 17. Universidade de Santiago de Compostela.

- JOHANSEN, S. (1988): "Statistical Analysis of Cointegration Vectors". *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12; pp. 231 – 254.
- JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. (1990): "Maximun Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, pp. 169 – 210.
- MACKINNON, J. (1991): "Critical Values for Cointegration Tests". En Engle, R.F.; Granger, C.W.J., eds. (1991). *Long – Run Economic Relationships*. Oxford University Press. Oxford.
- MARTÍNEZ, A. (1987): *Manual de Economía Aplicada 1. Modelos interpretativos de la economía española*. Ariel Economía. Editorial Ariel. Barcelona.
- MAULEÓN, I.; SASTRE, L. (1996): "El saldo comercial en el bienio 93 – 94. ¿Asistimos a un cambio estructural en el comportamiento de nuestra balanza comercial?". *Información Comercial Española*, nº 752; abril; pp. 99 – 103.
- MOLINAS, C.; BALLABRIGA, F.C.; CANADELL, E.; ESCRIBANO, A.; LÓPEZ, E.; MANZANEDO, A.; MESTRE, R.; SEBASTIÁN, M.; TAGUAS, D. (1990): *MOISEES. Un modelo de investigación y simulación de la economía española*. Antoni Bosch, editor. Barcelona.
- MONTAÑÉS, A.; SANSÓ, M. (1996): "Una estimación de la función de importaciones españolas de manufacturas tras la integración en la Unión Europea". *Investigaciones Económicas* (Segunda época), vol. XX (2); mayo; pp. 195 – 215.
- ORCUTT, G.H. (1950): "Measurement of Price Elasticities in International Trade". *Review of Economics and Statistics*; mayo.
- PULIDO, A.; DEL SUR, A. (1986): "Predicción, simulación y análisis de sensibilidad en Comercio Internacional". Ponencia presentada en las Primeras Jornadas de Economía Internacional. Valladolid, 10 – 12 Abril. *Documento CEPREDE*, Referencia 86 / 3.
- RAMIL, M. (1998): *Relaciones de intercambio comercial en la economía española. Un análisis econométrico de las funciones agregadas de exportaciones e importaciones*. Tesis Doctoral. Universidad de Santiago de Compostela.
- URIEL, E.; ALCAIDE, J.; PENA, J.B.; RAYMOND, J.L.; RODRÍGUEZ, A. (1975): "El modelo PREFICO: Un modelo trimestralizado de la Economía Española". *Hacienda Pública Española*, nº 37; pp. 13-30.