

INTEGRACIÓN EN EUROPA Y DÉFICIT COMERCIAL (1986-1990). UNA ESTIMACIÓN*

FERNANDO SANZ
Universidad de Zaragoza

En este trabajo se intentan cuantificar los efectos que la adhesión española a la C.E.E. ha provocado sobre nuestros flujos comerciales de manufacturas en el período 1986-1990. El modelo empleado es la ecuación de gravedad y la aportación metodológica en su uso consiste en la estimación dinámica del antimundo mediante el filtro de Kalman. El resultado fundamental de la aplicación empírica es que la estructura postintegración difiere estadísticamente de la anterior a 1986 y que el impacto de la adhesión da cuenta de una parte significativa del déficit comercial observado.

Palabras clave: integración, impacto comercial, mundo y antimundo.

La problemática desarrollada en este trabajo se enmarca en el estudio del comportamiento del saldo comercial español. La cuestión concreta sometida a examen es la siguiente: analizando a simple vista los datos se puede percibir, a partir de 1986, un cambio en la evolución de las series de comercio manufacturero español. En efecto, y aunque se puede abundar más en el tema, quizá sea suficiente apuntar que de 1978 a 1985 el saldo comercial manufacturero fue favorable para España, mientras que a partir de 1986 se invierte bruscamente la tendencia y pasa a ser sumamente deficitario. La persistencia en el tiempo de este hecho pone en peligro la posibilidad de mantener un crecimiento sostenido y continuo, toda vez que existe un amplio consenso a la hora de considerar al saldo manufacturero como el principal responsable del deficitario comportamiento de la balanza comercial total.

En el párrafo previo hemos indicado que el móvil inicial del trabajo es el análisis de una posible modificación en las pautas de comportamiento de los flujos comerciales de manufacturas españoles a partir de 1986. Sin embargo, el planteamiento y objetivos necesitan hacerse mucho más explícitos. En concreto, una primera cuestión fundamental a dilucidar es la siguiente: ¿se puede defender la existencia de dos estructuras distintas, una anterior y otra posterior a 1986? Si la

(*) Este artículo es una síntesis de los capítulos 4 y 5 de mi tesis doctoral "Evaluación del impacto comercial de la integración de España en la C.E.E.", dirigida por Marcos Sanso, a quien agradezco su continuo estímulo y valiosos comentarios. Asimismo, también agradezco las sugerencias de dos evaluadores anónimos que han permitido mejorar la versión inicial del trabajo. Por supuesto, los errores que puedan persistir son de mi exclusiva responsabilidad.

respuesta fuera negativa poco más quedaría por someter a estudio. En caso contrario, y sólo en ese caso, tiene sentido plantearse un segundo interrogante: ¿qué factores pueden explicar esa modificación en el sector exterior?

Tres son los elementos principales que han podido estar jugando desde 1986 a 1990, quinquenio objeto de estudio, en el comportamiento del saldo comercial de manufacturas: I) Recuperación de la demanda interna, con alguna influencia sobre exportaciones a través del efecto absorción y un gran efecto sobre importaciones fundamentalmente mediante el tirón que el crecimiento de la inversión provoca en la compra al exterior de bienes de equipo. II) Apreciación, en términos generales, del tipo de cambio real de la peseta. III) Un posible efecto C.E.E. debido a los desarmes arancelarios, a la modificación del sistema de ajustes fiscales en frontera y a la adopción por parte española de la política comercial comunitaria.

En este trabajo se va a intentar cuantificar el efecto que ha tenido el último de los elementos, a saber, la integración en la C.E.E., sobre los flujos comerciales de manufacturas. Dicha tarea se lleva a cabo en el marco de un modelo paramétrico, que en nuestro caso es la ecuación de gravedad, de honda raigambre en la modelización de flujos bilaterales de comercio.

Como veremos más adelante, el modelo de la ecuación de gravedad empleado en este estudio descuenta el efecto demanda interna mediante la inclusión de la renta española como explicativa y también depura el efecto competitividad a través de la consideración de las rentas nominales del país exportador y del importador. Que se tiene en cuenta la influencia de la demanda doméstica sobre los flujos comerciales es evidente sin más que reparar en la expresión [1] de la sección siguiente; sin embargo, a la vista de la citada ecuación puede parecer aventurado afirmar que los precios relativos y los tipos de cambio están actuando. Una justificación directa de que realmente sí que se consideran puede encontrarse en el apéndice I.

De esta forma, la diferencia entre las predicciones que el modelo proporciona para la estructura que genera los datos de 1986 a 1990 [que en la literatura especializada de modelos de impacto se denomina mundo –véase Mayes (1978)–] y la estructura, distinta estadísticamente, que los generaría en el mismo periodo si no se hubiera producido la adhesión (antimundo) se atribuye en este estudio a lo que con anterioridad hemos denominado efecto C.E.E. Nos gustaría hacer dos reflexiones de índole metodológica al hilo de este “efecto C.E.E.”.

En primer lugar, su existencia o ausencia se deduce, como ya hemos dicho, de los contrastes de ruptura estructural realizados entre mundo y antimundo. Una vez detectado, su cuantificación es un aspecto distinto, que no debe confundirse o solaparse con el primero. En otras palabras, la obtención de unas u otras cifras de impacto en exportaciones e importaciones ni confirma ni refuta la aparición de un efecto C.E.E., aspecto éste que ya se había abordado en la fase previa. Evidentemente, es deseable, y así ocurre en este estudio, que las cifras resultantes sean verosímiles en el sentido de estar dentro, tanto en signo como en magnitud, de lo esperable.

En segundo lugar, una crítica muy común a los estudios de impacto, de la que éste tampoco escapa, es que se basan, tanto en la detección de la posible ruptura como en la posterior cuantificación monetaria de sus consecuencias, en

la hipótesis mantenida de que toda la brecha y sólo ella entre mundo y antimundo se etiqueta como magnitud de impacto. ¿Acaso no pueden estar influyendo otros factores?, ¿hasta qué punto se están descontando los otros elementos que intervienen? No lo sabemos con certeza, porque en economía no podemos realizar experimentos controlados, al menos a nivel macroeconómico. Somos conscientes de esta limitación, intrínseca a cualquier estudio de impacto, pero creemos que la ecuación de gravedad, tal y como hemos razonado en párrafos precedentes, descuenta dos de los tres elementos principales que pueden estar afectando a la evolución de los intercambios manufactureros.

Como cualquier otro proceso de integración económica (formación de la C.E.E. y de la E.F.T.A., ampliaciones sucesivas de la C.E.E., zona de libre comercio norteamericana), la incorporación española ha dado lugar a la aparición de estudios de impacto que pretenden bien cuantificar sus efectos, bien defender la ausencia de los mismos. No es nuestro interés ahora hacer un repaso exhaustivo de la literatura, pero sí referirnos brevemente a aquellos trabajos que son a nuestro juicio más representativos. Entre las valoraciones *ex post*, como la que nos ocupa, que han detectado la existencia de un impacto no nulo podemos citar a Martín (1992), Martínez y Sanso (1991a, 1991b) y Bajo y Torres (1992). La primera y la última emplean esencialmente métodos basados en las estimaciones de las elasticidades de importaciones y exportaciones; el primer papel de Martínez y Sanso utiliza el sistema de demanda casi ideal y el segundo la ecuación de gravedad. Por contra, Fernández y Sebastián (1989) y Sebastián (1991), defienden, a partir de una metodología basada en el mecanismo de corrección del error y en el análisis de cointegración, que la incorporación a la C.E.E. prácticamente no ha tenido efecto agregado alguno sobre los flujos comerciales.

Aquí se presenta evidencia empírica adicional a favor de la primera línea y, en cualquier caso, Sanso (1993) deja en cierto modo zanjada la polémica al inquirir por qué se produce, encontrar las razones de su afloramiento y razonar cómo, en cierto modo, ambas posturas son compatibles.

Una característica común a todos los estudios de impacto es la tremenda dificultad que representa la definición del antimundo, de cuya comparación con el mundo se deduce el impacto. En efecto, si bien para este último se puede entrar a valorar su grado de acercamiento a la estructura que aspira a replicar, no ocurre lo mismo para el antimundo, cuya elección necesita de justificaciones ajenas a las tradicionales. Por ello, la originalidad de este tipo de trabajos debe buscarse en el grado de verosimilitud que *a priori* se puede esperar del antimundo correspondiente. Y es en este ámbito donde quizá resida la mayor aportación que proponemos: la ecuación de gravedad como modelo de impacto se remonta a Aitken (1973), la conveniencia de alejarse en su uso de la forma funcional logarítmico lineal inicialmente adoptada ya ha sido puesta de manifiesto en Sanso, Cuairán y Sanz (1990 y 1993), mas la estimación dinámica del antimundo mediante el empleo del filtro de Kalman constituye, hasta donde conocemos, una novedad metodológica.

Dicho en términos simples, podemos decir que los estudios realizados hasta ahora estimaban lo que hubiera ocurrido sin adhesión (necesario para evaluar los efectos de la misma) de una manera estática, esto es, considerando que el escenario sin integración venía dado por el comportamiento, sin cambios, del periodo

o periodos más cercanos al instante de la firma del acuerdo preferencial de comercio. En este trabajo postulamos que el anterior es un enfoque muy restrictivo por cuanto elimina la posibilidad, de difícil refutación, de que sin integración se produzcan cambios y que estos cambios vengan gobernados no de una forma arbitraria, sino dependiendo, como parece lógico, de comportamientos previos, tal y como el filtro de Kalman permite modelizar.

En el primer apartado se explica brevemente qué es la ecuación de gravedad y cuáles son los resultados de aplicar sobre ella transformaciones Box-Cox. El segundo epígrafe expone cómo se puede incorporar el filtro de Kalman a todo lo anterior. La sección tercera presenta el mundo, el antimundo, los contrastes de ruptura estructural pertinentes y las cifras de impacto. A partir de la muestra considerada (flujos bilaterales de manufacturas de España con 30 países desde 1961 a 1990) la principal conclusión apunta a que en torno al 50% del déficit comercial total observado en 1990 puede relacionarse con el llamado efecto C.E.E.

1. LA ECUACIÓN DE GRAVEDAD. FORMA FUNCIONAL

La ecuación de gravedad es el modelo elegido para representar el comportamiento de los flujos de comercio y ha de servir de soporte para realizar la cuantificación del impacto. Su formulación básica, en un corte transversal dado, es una forma funcional doblemente logarítmica en las rentas, las poblaciones y la distancia:

$$M_{ij} = A Y_i^{c1} Y_j^{c2} L_i^{c3} L_j^{c4} D_{ij}^{c5} \quad [1]$$

donde:

M_{ij} es el valor corriente de las ventas del país i al j

A es una constante

Y es el valor corriente de la renta

L es la población

D es la distancia

Se trata de una ecuación de validez general, aplicable a cualesquiera países i y j sin ningún tipo de restricciones. Es asimismo simétrica, ya que una única ecuación proporciona los flujos de comercio en ambos sentidos sin más que intercambiar las variables de la región i por las de la región j . Finalmente, carente de un marco teórico que delimite exactamente qué variables tienen cabida, la ecuación de gravedad permite al investigador añadir multiplicativamente a la formulación básica dada en [1] cuantas desee sin mayor necesidad de justificación que la debida al sentido común económico.

En este trabajo se va a eliminar la restricción de que la vinculación entre las variables de la ecuación de gravedad debe obedecer de antemano a una especificación logarítmica y, mediante la utilización de transformaciones Box-Cox, se va a introducir la posibilidad de que los propios datos indiquen cuál es la forma funcional que más adecuadamente los relaciona. En concreto, vamos a considerar el siguiente modelo a estimar:

$$M_{ijt} = f_t (y_{it}, y_{jt}, L_{it}, L_{jt}, D_{ij}, CEE_{ijt}) \quad [2]$$

$t = 1961, \dots, 1985$

donde $y = Y/L$ y CEE es una variable ficticia que toma valor uno si el país con el que España comercia pertenece a la Comunidad en el periodo considerado. Por una parte, el interés de la adición de la variable CEE es difícilmente rebatible; por otra, la sustitución de rentas absolutas por rentas *per capita* mejora la significatividad individual de las variables sin alterar la ecuación.

El fichero de datos utilizado contiene treinta cortes transversales anuales desde 1961 a 1990 ambos inclusive. Se toman flujos bilaterales de España con los siguientes treinta países: Alemania (R.F.), Austria, Bélgica, Canadá, Dinamarca, Estados Unidos, Francia, Grecia, Holanda, Irlanda, Italia, Japón, Méjico, Noruega, Portugal, Reino Unido, Suecia, Suiza, Venezuela, Arabia Saudí, Argelia, Colombia, Egipto, India, Irán, Libia, Marruecos, Nigeria, Túnez y Turquía, lo que da un tamaño muestral de sesenta para cada periodo y representa una cobertura de más del 90% del comercio manufacturero de nuestro país. Para obtener estos flujos de manufacturas se han eliminado de las cifras totales (*Estadística del Comercio Exterior de España*, Dirección General de Aduanas) las magnitudes correspondientes a los capítulos 1 a 15 y 27. El PIB apm corriente de cada país, el tipo de cambio para convertirlo a pesetas y la población de cada nación se han tomado de *International Financial Statistics*, epígrafes 99.b, rf y 99.z, respectivamente.

La introducción de transformadas Box-Cox convierte a [2] en:

$$M_{ij}^{(\lambda_0)} = \beta_0 + \beta_1 y_i^{(\lambda_1)} + \beta_2 y_j^{(\lambda_1)} + \beta_3 L_i^{(\lambda_2)} + \beta_4 L_j^{(\lambda_2)} + \beta_5 D_{ij}^{(\lambda_3)} + u_{ij} \quad [3]$$

que es el modelo que se va a estimar para cada año, siendo los lambdas λ_0 , λ_1 , λ_2 y λ_3 los parámetros de la transformación Box-Cox. El procedimiento de estimación es el de máxima verosimilitud y puede encontrarse explicado con detalle en Sanso y otros (1990).

Queda por comentar por qué en [3] aparecen cuatro lambdas distintos y no un número diferente. En primer lugar, podemos esgrimir que parece lógico que, de antemano, variables con significado económico parejo como y_i e y_j , por un lado, y L_i y L_j , por otro, estén sujetas a la misma transformación. Además, contrastes secuenciales de la razón de verosimilitud llevados a cabo nos indican que, para casi todos los periodos, es necesario y suficiente disponer los lambdas como en [3] para agotar toda la información muestral. En cualquier caso, la forma logarítmico lineal siempre se rechaza frente a la óptima con cuatro lambdas.

Los intervalos de variación de los $\tilde{\lambda}_r$ máximo verosímiles, $r = 0, \dots, 3$, $t = 1961, \dots, 1985$, vienen dados por:

$$\tilde{\lambda}_0 \in [0,12, 0,29]$$

$$\tilde{\lambda}_1 \in [-0,03, 0,63]$$

$$\tilde{\lambda}_2 \in [-0,57, -0,12]$$

$$\tilde{\lambda}_3 \in [-0,61, -0,00]$$

La no excesiva variabilidad en el tiempo de los $\tilde{\lambda}_t$ permite postular como posible transformación aceptable para todo el periodo preintegración la definida por la media aritmética de cada estimador máximo verosímil. Esta función media reduce, de hecho, el número de lambdas distintos a tres y viene dada por:

$$\tilde{\lambda} = (\tilde{\lambda}_0 \tilde{\lambda}_1 \tilde{\lambda}_2 \tilde{\lambda}_3)' = (0,23 \ 0,29 \ -0,27 \ -0,27)'$$

Pues bien, la forma funcional definida por este vector $\tilde{\lambda}$, a la que a partir de ahora nos referiremos como función media, es aceptada para todos y cada uno de los años que van desde 1961 a 1985. Este resultado es fundamental, ya que para la posterior aplicación del filtro de Kalman es imprescindible que haya una única forma funcional para todos los periodos, puesto que no tiene sentido usar el filtro sobre unos parámetros que se suponen aleatorios pero están referidos a distintas transformaciones de las variables.

Los resultados completos de la estimación de los veinticinco cortes transversales con la función media pueden encontrarse en Sanz (1992). Brevemente, podemos destacar que todas las variables, excepto CEE, son significativas al 5% en todos los años y tienen el signo esperado. La variable CEE es significativa en 1978, 1979, 1984 y 1985 (comprobaremos más adelante que a partir de 1986 y como era previsible es significativa siempre). El grado de ajuste es bueno ($0,71 \leq R^2 \leq 0,85$) y el problema de la heteroscedasticidad no es en absoluto preocupante (el estadístico de Breusch-Pagan obtenido con todas las variables explicativas arroja un balance de siete años heteroscedásticos al 5% y sólo uno al 1%).

2. ESTIMACIÓN DINÁMICA DEL ANTIMUNDO: APLICACIÓN DEL FILTRO DE KALMAN A LA ECUACIÓN DE GRAVEDAD

Formulado verbalmente, el filtro de Kalman pretende conocer en cada momento un conjunto de variables (vector de estado) que no son directamente observables, pero que se suponen gobernadas por un proceso bien definido representado por la denominada ecuación de transición. Sí que se conocen, en cambio, otro grupo de variables que aportan información sobre las de estado mediante la llamada ecuación de medida. De acuerdo a la presentación propia de los modelos econométricos, las ecuaciones citadas quedan:

$$Y_t = X_t \beta_t + u_t \quad [4]$$

$$t = 1, \dots, T$$

$$\beta_t = M\beta_{t-1} + v_t \quad [5]$$

La ecuación de medida [4] corresponde, en nuestro caso, a un corte transversal de la ecuación de gravedad, donde Y_t es el vector $N \times 1$ de flujos comerciales transformado por el correspondiente $\tilde{\lambda}_0$; X_t la matriz $N \times K$ de observaciones de las exógenas también transformadas con $\tilde{\lambda}_1$, $\tilde{\lambda}_2$ y $\tilde{\lambda}_3$; β_t es el vector $K \times 1$ de estado que define la estructura en el periodo t y u_t es un vector $N \times 1$ de perturbaciones aleatorias dado por:

$$u_t \sim N(0, H_t) \quad t = 1, \dots, T \quad [6]$$

siendo H_t una matriz $N \times N$ escalar. A su vez, la matriz X_t , no estocástica, cumple:

$$\text{Plim} \frac{X_t' X_t}{N} = \Sigma_{XX}$$

$$E(X_t' u_t) = 0 \quad [7]$$

siendo Σ_{XX} una matriz finita, simétrica y definida positiva.

La ecuación de transición [5] recoge el comportamiento dinámico de un periodo a otro de los parámetros de la ecuación de gravedad. La matriz M es de orden $K \times K$ y establece la relación fundamental entre la estructura de un periodo y la del siguiente. Vamos a considerar que el modelo verdadero que genera independientemente cada β_i es:

$$\beta_{i_t} = m_i \beta_{i_{t-1}} + v_{i_t} \quad i = 1, \dots, k \quad t = 1, \dots, T \quad [8]$$

lo cual equivale a que M sea diagonal. El vector de ruidos v_t es $K \times 1$ y se distribuye de acuerdo a:

$$v_t \sim N(0, Q) \quad t = 1, \dots, T \quad [9]$$

siendo la matriz Q de orden $K \times K$ y diagonal.

Además, el vector de estado inicial β_0 está incorrelacionado con cualquiera de las perturbaciones y éstas, u_t y v_t , entre sí.

A partir de este planteamiento, el filtro de Kalman es un conjunto de ecuaciones que solucionan el problema de estimar β_t utilizando información I_s hasta el periodo s . Si denotamos por $E(\beta_t / I_s) = \beta_{t/s}$ a la esperanza de β_t dada I_s , la evaluación de $\beta_{t/s}$ se denomina predicción si $s < t$, actualización si $s = t$ y alisado si $s > t$.

Las ecuaciones que permiten llevar a cabo el procedimiento recursivo de estimación son las siguientes [ver, por ejemplo, Harvey (1981 y 1989) y Anderson y Moore (1979)], donde $b_{t/s}$ es el estimador $K \times 1$ de $\beta_{t/s}$ y $P_{t/s}$ es su correspondiente matriz de varianzas y covarianzas de orden $K \times K$.

Ecuaciones de predicción:

$$b_{t/t-1} = M b_{t-1} \quad [10]$$

$$P_{t/t-1} = M P_{t-1} M' + Q \quad [11]$$

Ecuaciones de actualización:

$$b_{t/t} = b_{t/t-1} + P_{t/t-1} X_t' F_t^{-1} (Y_t - X_t b_{t/t-1}) \quad [12]$$

$$P_{t/t} = P_{t/t-1} - P_{t/t-1} X_t' F_t^{-1} X_t P_{t/t-1} \quad [13]$$

siendo $F_t = X_t P_{t/t-1} X_t' + H_t$.

Ecuaciones de alisado:

$$b_{t/T} = b_t + P_t M' P_{t+1/t}^{-1} (b_{t+1/T} - b_{t+1/t}) \quad [14]$$

$$P_{t/T} = P_t + P_t M' P_{t+1/t}^{-1} (P_{t+1/T} - P_{t+1/t}) P_{t+1/t}^{-1} M P_t' \quad [15]$$

La puesta en funcionamiento del procedimiento descrito por las expresiones [10] a [15] exige el conocimiento del vector de estado inicial $\beta_0 = b_0$, de su matriz de varianzas y covarianzas P_0 , de las matrices de varianzas y covarianzas de los

ruidos Q y H_t , $t = 1, \dots, T$, y de la matriz M . Y no se trata de una cuestión sencilla de resolver. La abundancia de datos de que disponemos al contar con T cortes transversales de N observaciones cada uno se revela fundamental para solucionar adecuadamente el problema. En efecto, para cada año (para cada periodo t del filtro de Kalman) tenemos el conjunto de estimadores máximo verosímiles

$$\tilde{\sigma}_{u_t}^2 = \frac{\tilde{u}'_t \tilde{u}_t}{N} \quad t = 1, \dots, T$$

$$\tilde{\beta}_{i_t} = (X'_t X_t)^{-1} X'_t Y_t \quad i = 1, \dots, K$$

de la varianza de la perturbación y de los parámetros estructurales, respectivamente, siendo $(X'_t X_t)^{-1}$ la fila i -ésima de la matriz $(X'_t X_t)^{-1}$ y \tilde{u}_t el vector de residuos máximo verosímiles.

El conveniente manejo de toda esta información nos va a permitir utilizar vectores y matrices $\tilde{b}_0, \tilde{P}_0, \tilde{Q}, \tilde{M}$ y \tilde{H}_t , $t = 1, \dots, T$, de fácil obtención, intuitivamente apropiados y caracterizados por buenas propiedades asintóticas. El contenido concreto de los mismos y la demostración de las aludidas virtudes estadísticas se presentan en el apéndice II.

Por cuestiones de espacio y porque pensamos que los resultados numéricos más susceptibles de presentación son los de impacto, amén de que constituyen el objetivo fundamental que se persigue, remitimos al lector interesado a Sanz (1992) para conocer el contenido concreto de las matrices que actúan como *inputs* del filtro. Particularmente, y debido a alguna dificultad adicional que suscita, el referente a \tilde{M} . También allí aparecen los betas predichos, actualizados y alisados, resultantes de su aplicación.

3. CUANTIFICACIÓN DEL IMPACTO DE LA ADHESIÓN

3.1. Mundo, antimundo y contrastes de ruptura estructural

Antes de entrar propiamente en las cifras monetarias de impacto vamos a referirnos a la forma en que hemos definido las estructuras denominadas mundo y antimundo, cuya divergencia constituye precisamente la cuantía del impacto.

El antimundo viene dado por la aplicación de la forma funcional media $\tilde{\lambda} = (0,23 \ 0,29 \ -0,27 \ -0,27)$ y de los betas obtenidos mediante el filtro de Kalman ($\tilde{b}_{t/85} = \tilde{M} \tilde{b}_{t-1/85}$, $t = 86, \dots, 90$) a los datos postintegración, todo ello en el marco de la ecuación de gravedad.

A diferencia de otros estudios de impacto, el antimundo así obtenido no utiliza para nada información del periodo postintegración. Esta es una característica particularmente deseable puesto que el escenario sin integración no se ve "contaminado" con datos que ya están impregnados de la estructura del mundo.

Además de las razones de carácter metodológico que se han ido desgranando desde el principio, es imprescindible añadir algún soporte empírico para defender que la utilización del filtro de Kalman y el antimundo que define son apropiados. Este antimundo no se puede enfrentar a ninguna realidad palpable que lo pueda validar o refutar. Sin embargo, el periodo 1962 a 1985 es un excelente banco de pruebas: si la función media con la técnica de parámetros aleatorios que usamos se revela capaz de acomodarse a los datos observados en esos veinticuatro años sin adhesión, ¿por qué no iba a seguir haciéndolo de 1986 a 1990? En este

sentido, los correspondientes contrastes de Chow llevados a cabo en la etapa preintegración indican que ningún corte transversal representa una estructura distinta a la de sus tres periodos contiguos por arriba o por abajo. Es a partir de una diferencia de cuatro años cuando ya no se puede aceptar que los periodos sean asimilables. Estamos, por tanto, ante comportamientos no reducibles a un único patrón, pero de suave evolución, ideal para que el filtro de Kalman la pueda replicar. Debe tenerse en cuenta, además, que la ecuación de gravedad viene expresada en magnitudes corrientes de cada año y, consiguientemente, puede esperarse una ligera y continua modificación entre periodos debida a los cambios en las unidades monetarias de medida. Por último, y este es el argumento definitivo, los contrastes de la razón de verosimilitud realizados concluyen que los betas alisados del filtro se aceptan para todos los años frente a los óptimos con la función media, lo cual es indicativo de que la técnica de estimación dinámica capta perfectamente la estructura.

La originalidad y la dificultad de los estudios de impacto reside, por razones obvias, en la estimación del antimundo; la del mundo sólo debe satisfacer el requisito común a toda estimación econométrica de ajustarse lo mejor posible a los datos. Con este criterio inspirador, el mundo vendrá dado para cada corte transversal de la ecuación de gravedad por las estimaciones máximo verosímiles de los parámetros estructurales y de transformación. Como el proceso se realiza sin restricciones, el número distinto de lambdas a considerar se determina vía contraste, llegando a la conclusión de que 1986, 1987, 1988 y 1989 aprovechan toda la información muestral con tres lambdas asignados de manera análoga a como lo hace el antimundo (endógena, rentas *per capita*, poblaciones y distancia), mientras 1990 requiere llegar a cinco. Todas las variables son siempre significativas en todos los años, no existen problemas de heteroscedasticidad y el grado de ajuste es bueno ($0,81 \leq R^2 \leq 0,85$).

Para finalizar este subapartado vamos a dar cuenta de los resultados relativos a los contrastes de ruptura estructural, que como todos los demás presentados en este trabajo son contrastes con un nivel de significación del 5%. La cuestión que se plantea es la siguiente: sólo si el período 1961-1985 es distinto del período 1986-1990 tiene sentido, y sólo entonces, hablar de impacto. En otro caso, la diferencia entre las predicciones del mundo (estructura 1986-1990) y las del antimundo (construido con información de 1961 a 1985, que se proyecta a partir de 1986) no se sabe a qué correspondería.

Se han realizado multitud de contrastes. Aquí ofrecemos aquéllos más concluyentes y que responden, además, al máximo grado de ruptura, como es la relativa a la forma funcional. La función media encaja en los años 1986, 1987 y 1988, individualmente considerados, frente a la forma funcional óptima con tres lambdas; no así 1989 y 1990, para los cuales ya no puede defenderse que se acomodan a pautas de comportamiento previas. Puesto que en el quinquenio objeto de análisis coexisten dos patrones, realizamos un único y definitivo contraste adicional: para los cinco años tomados globalmente, previa transformación de las variables monetarias de los cinco periodos a pesetas homogéneas¹, comprobamos si se acepta la función media. La respuesta a este interrogante es tajante: la función media, que recordemos es una forma funcional aceptada para todo el periodo preintegración, no entra en los datos postintegración.

(1) En todo el trabajo, el deflactor utilizado para pasar a pesetas constantes ha sido el IPC.

En resumen, de los cinco años sometidos a examen, 1989 y 1990 no se acomodan en absoluto a la estructura preintegración aunque 1986, 1987 y 1988 sí lo hacen. Por bloques, 1986-1990 rompe con la forma funcional anterior. Aún más: ¿encajan 1986, 1987 y 1988 en el grupo de años que claramente rompe con lo acontecido antes de la integración? La respuesta es relevante porque de ser afirmativa estaría indicando que esos tres años son un puente que participa de características propias a dos estructuras bien distintas y tiene sentido, por ello, calcular su impacto; si fuera negativa, habría que concluir que *de facto* la integración se produce el primero de enero de 1989. Los contrastes realizados deciden a favor de la contestación afirmativa: tanto por separado como conjuntamente, 1986, 1987 y 1988 aceptan la forma funcional óptima con tres lambdas del subperiodo 1989-1990.

3.2. Cuantificación del impacto

Las características de la ecuación de gravedad permiten extraer una gran cantidad de información en lo relativo al impacto. Así, a diferencia de otros enfoques, estudia qué ocurre tanto con exportaciones como con importaciones, tan desglosado por países individuales como se desee y sin más limitaciones de periodos a analizar que la impuesta por la disponibilidad de datos. Ante tal aluvión de *output*, se impone un criterio selectivo a la hora de mostrar los resultados².

En el cuadro 1 aparecen los impactos netos en millones de pesetas constantes de 1990 para cada uno de los cinco periodos considerados. La última columna recoge el montante total de los cinco años que, por construcción, es igual a la suma de las columnas precedentes. Vamos a incidir algo más sobre esta cuestión explicando en concreto el sentido que damos a lo que hemos denominado impacto neto.

Empleando una notación muy simplificada, llamemos \tilde{m}_t y \tilde{a}_t a las estimaciones de los flujos comerciales del mundo y del antimundo, respectivamente. Lo que aquí llamamos impactos brutos (IB) o acumulados vienen dados por:

$$\tilde{m}_t - \tilde{a}_t = \tilde{IB}_t \quad t=1986, \dots, 1990$$

Sin embargo, los desarmes arancelarios y la adopción del Arancel Exterior Común que impone la entrada en una unión aduanera no se producen de una vez, sino en sucesivos periodos, de forma que cada rebaja parcial mantiene sus efectos desde el instante en que ocurre. Dicho de otra forma, los impactos brutos proporcionan información relevante, pero es necesario descontar de ellos lo que reproduce impactos ya acaecidos debidos a desarmes pasados. Para aislar aquella parte de los efectos de la adhesión que se origina exclusivamente como consecuencia de lo acontecido en un año, definimos el impacto neto (IN) del periodo t como el impacto bruto del mismo periodo menos el impacto bruto del inmediatamente anterior convenientemente traducido a pesetas del año t :

$$\tilde{IN}_t = \tilde{IB}_t - \tilde{IB}_{t-1} IPC_{t-1/t} \quad t = 1987, \dots, 1990$$

siendo $IPC_{t-1/t}$ la variación del IPC para pasar de pesetas de $t-1$ a pesetas de t . Evidentemente, $\tilde{IB}_{86} = \tilde{IN}_{86}$.

(2) Para compensar la posible subjetividad en la elección, los resultados primarios al máximo grado de desagregación se pueden solicitar al autor.

Cuadro 1: IMPACTO NETO EN MILLONES DE PESETAS CONSTANTES DE 1990

	1986	1987	1988	1989	1990	1986-1990
Impacto import. manuf. (1)	165618	428267	474352	543538	388020	1999795
Impacto export. manuf. (2)	-230495	180286	280988	190694	14455	435928
Impacto déficit (1)-(2)	396113	247981	193364	352844	373565	1563867
(1)/Import. manuf. observadas	3,75%	7,96%	7,41%	7,58%	5,39%	27,94%
(2)/Export. manuf. observadas	-5,89%	4,45%	6,42%	4,16%	0,00%	9,20%
(1)-(2)/déf. com. observado	27,71%	11,31%	7,30%	10,16%	11,42%	47,80%
(1)-(2)/déf. com. manuf. observado	77,93%	18,08%	9,55%	13,60%	15,31%	64,66%
Variac. interanual déf. com. manuf. (3)	1101345	863930	651676	571225	-176530	
[(1)-(2)]/(3)	35,97%	28,70%	29,67%	61,77%	-211,62%	

En todo este razonamiento subyacen fenómenos de tipo dinámico que, en la realidad, tienen extraordinaria importancia en las transacciones comerciales internacionales: penetración, primero, y mantenimiento, después, en ciertos mercados, inercias en la contratación de pedidos y operaciones públicas de acceso restringido, por ejemplo.

Sentado esto podemos entrar ya a comentar los resultados del cuadro 1, del que se deducen algunas conclusiones con gran claridad:

i) Excepto en lo relativo a exportaciones en 1986, se ha producido una importante creación bruta de comercio (luego se verá si interna y/o externa) en ambos sentidos. La destrucción de comercio en exportaciones de manufacturas para 1986 es un resultado esperable. En efecto, la sustitución en ese año de la desgravación fiscal a la exportación, que actuaba de hecho como una subvención a la exportación [vease al respecto Alonso (1988)], por el I.V.A. originó un fenómeno de anticipación en las fechas de envío de ventas españolas al exterior, de forma que las cifras de 1985 resultan anormalmente hinchadas. Analizando directamente los datos observados, las exportaciones de manufacturas de España habían tenido desde 1964 hasta 1985 una tendencia inequívocamente creciente; en 1986, sufren un retroceso de 228.000 millones de pesetas de 1990 respecto a 1985, magnitud que nuestro modelo es capaz de explicar exactamente y que se produce como consecuencia de la integración en Europa.

**Cuadro 2: IMPACTO NETO BLOQUES CEE Y NOCEE EN MILLONES DE PESETAS
CONSTANTES DE 1990**

	1986	1987	1988	1989	1990	1986-1990
CEE						
Imp. import. manuf. (1)	167424	341482	382462	394066	156524	1441958
Imp. export. manuf. (2)	-98348	150000	238419	147134	-33002	404203
(1)-(2)	265772	191482	144043	246932	189526	1037755
NOCEE						
Imp. import. manuf. (1')	-1806	86785	91890	149472	231496	557837
Imp. export. manuf. (2')	-132147	30286	42569	43560	47457	31725
(1')-(2')	130341	56499	49321	105912	184039	526112

ii) El impacto en importaciones es cuantitativamente mucho mayor que en exportaciones. Se trata de un resultado clásico en los estudios de impacto. Para el caso español es perfectamente justificable dada la apreciable diferencia entre los derechos de base españoles y los del resto de la C.E.E. sobre los que se producen los sucesivos recortes anuales.

iii) En términos porcentuales, y según los años, las cifras de impacto representan en importaciones (exportaciones) alrededor del 6,5% (4%) del flujo realmente observado³. El porcentaje del déficit comercial de manufacturas que puede deberse a la adhesión alcanza cotas espectaculares en 1986 para bajar alrededor de un 15%, según los casos, en los otros cuatro periodos. Estas *ratios*, aun siendo ciertos, no arrojan suficiente luz para calibrar la importancia que la integración ha tenido sobre nuestra economía. La razón está en que son magnitudes de impacto neto y que para establecer los porcentajes en términos de igualdad deberían oponerse a variaciones también netas de los intercambios comerciales. La última columna del cuadro 1 ofrece, dentro de esta idea, un impacto relativo mucho más informativo: el déficit comercial en 1990 se ha debido casi en la mitad de su montante a la adhesión, cifra que aumenta hasta rozar las dos terceras partes si hablamos del déficit comercial de manufacturas.

(3) Se podría argumentar, dentro del método analítico de evaluación del impacto en que se inscribe este trabajo [ver, de nuevo, Mayes (1978)], que los denominadores de referencia deberían ser las magnitudes estimadas por el mundo y no las observadas. Admitiendo de antemano lo procedente del comentario, las cifras porcentuales resultantes en ambos casos son sorprendentemente cercanas y nos ha parecido más potente y directo para el lector medio referir el montante del impacto a los flujos reales.

iv) El déficit neto en manufacturas inducido por la integración explica en 1986 el 35,97% de la variación que se produce entre 1985, año superavitario, y 1986, año deficitario. En 1987 y 1988, por contra, las tres cuartas partes del espectacular crecimiento interanual del saldo negativo en la balanza manufacturera debe buscarse en otras causas, fundamentalmente en el empuje de la demanda interna y la pérdida de competitividad de los productos españoles frente a los del exterior por los diferenciales de precios y la apreciación de la peseta frente al dólar. En 1989 el componente aduanero retoma el protagonismo, dando cuenta del 61,77% de la variación neta observada. Finalmente, el signo negativo del último porcentaje del cuadro para 1990 nos está indicando que los dos elementos, en sentido amplio, que intervienen en el comportamiento del saldo manufacturero (a saber, los relacionados con la entrada en la C.E.E. y los ajenos a ella), actúan en sentido opuesto: los primeros ayudan a que la balanza incremente su déficit respecto al periodo anterior en 373.565 millones de pesetas de 1990, mientras que los segundos (el enfriamiento de la economía española a lo largo de 1990 es el aspecto principal) más que anulan el efecto anterior. Es evidente que 1990 supone un cambio en la evolución de los efectos producidos por la adhesión, de forma que éstos se amortiguan: se rompe la tendencia creciente en la creación de comercio en importaciones y en lo relativo a exportaciones se agudiza el descenso iniciado en 1989 para dar lugar a un impacto prácticamente nulo.

Vamos a pasar a comentar los resultados del cuadro 2, que presenta cifras de impacto diferenciando entre países comunitarios y aquéllos que no lo son.

Excepto para 1986 y 1990 se produce siempre creación de comercio, ya sea interna para los países miembros o externa para los no socios. En el primer año de la adhesión hay desviación de comercio en importaciones por un montante insignificante y en exportaciones se da destrucción de comercio; en 1990 detectamos destrucción interna de comercio en exportaciones. La fuerte incidencia de creación externa de comercio puede justificarse por el hecho de que nuestro país, como consecuencia de las obligaciones multilaterales asumidas por la Comunidad, debe eliminar trabas al comercio con muchos países no socios y, en cualquier caso, la integración no va a suponer nunca para España la realización de los intercambios bajo marcos comerciales más proteccionistas, ya sea con países miembros o no.

La información del cuadro 2 también permite deducir que, como era de esperar, la parte más importante del impacto y, por consiguiente, del déficit, se origina con los países socios. Si bien esta proposición es esencialmente cierta, debe matizarse en dos aspectos significativos: por un lado, el mayor deterioro en las ventas españolas en 1986 se produce con países no pertenecientes a la C.E.E.⁴; por otro, en 1990 cambia notablemente la distribución geográfica del impacto, perdiendo importancia la Comunidad y adquiriendo fuerte protagonismo el bloque de no miembros.

Para finalizar este apartado relativo a la cuantificación del impacto, vamos a proceder a comparar los resultados presentados aquí con los de otros trabajos que perseguían idéntico objetivo. Evidentemente, tal comparación no puede tener lugar con aquellos estudios que han concluido que no existe ninguna diferencia

(4) El deterioro de los mercados hispanoamericanos, enfrentados al problema de la deuda externa, o el menor poder adquisitivo de los países de la OPEP por la evolución del precio del petróleo podrían estar detrás de este comportamiento (agradezco esta idea a un evaluador anónimo).

Cuadro 3: IMPACTO EN BILLONES DE PESETAS CONSTANTES DE 1990

	1986-1990	1987-1990
Importaciones. Martínez y Sanso (1991a)	2,91	2,30
Importaciones. Martínez y Sanso (1991b)	2,67	1,85
Importaciones. Montañés (1994)	3,14	2,49
Importaciones. Sanz	2,00	1,83
Exportaciones. Martínez y Sanso (1991a)	0,81	0,69
Exportaciones. Sanz	0,44	0,67

en el comportamiento o, si la hay, es posible explicarla perfectamente por la evolución de alguna variable que nada tiene que ver, al menos de forma directa, con la adhesión. En concreto, cotejamos nuestras magnitudes de impacto con las de Martínez y Sanso (1991a y 1991b) y Montañés (1994). Las cifras no son absolutamente comparables porque las muestras de partida son diferentes: Martínez y Sanso (1991b) toma intercambios comerciales españoles de manufacturas con diecisiete países desarrollados y los otros dos consideran manufacturas totales. Sin embargo, estas divergencias no son, en principio, insalvables. Por una parte, la traducción de nuestras magnitudes de impacto a los diecisiete países aludidos revela que éstos acaparan más del 97% de las mismas. Por otra, el tránsito de los diecisiete (o de los treinta) países a las cifras totales revela que la holgura, tanto en flujos de comercio observados como en resultados de impacto –allí donde son analizables: Martínez y Sanso (1991a)– es insignificante cuando no prácticamente nula.

El cuadro 3 arroja resultados, a nuestro juicio, muy tranquilizadores. Si bien es conocida y asumida la heterogeneidad que, en general, presentan los trabajos de índole empírica, ésta alcanza un grado elevado en los estudios de impacto [pueden consultarse al respecto excelentes panorámicas sobre el tema como las de Mayes (1978) y Winters (1987)]. El motivo, como ya sabemos, no es otro que la estimación del antimundo. Por ello resulta reconfortante que usando la ecuación de gravedad de forma estática [Martínez y Sanso (1991b)], o dinamizada con el filtro de Kalman (Sanz), empleando técnicas de cointegración [Montañés (1994)] o estimando un sistema de demanda casi ideal [Martínez y Sanso (1991a)] las cifras resulten idénticas en lo cualitativo y muy similares en lo cuantitativo. Esta cercanía se acentúa si eliminamos del análisis el año 1986, para el cual los otros tres trabajos obtienen un impacto en importaciones superior a la variación interanual observada, lo cual no es defendible en una fase alcista del ciclo como la de ese periodo. En este sentido, pensamos que nuestros resultados pueden suponer, quizá, una mejora respecto a los de aquéllos.

En consecuencia, con toda la precaución inherente a las afirmaciones de este tipo y condicionado al modelo concreto que se ha empleado, nos aventuramos a sostener que, en 1990, puede atribuirse a la adhesión una cifra no lejana a dos billones de pesetas en importaciones de manufacturas y a medio billón en exportaciones, produciendo obviamente un déficit de billón y medio de pesetas.

4. CONCLUSIONES

Hemos intentado demostrar que a partir de 1986 el comportamiento de los intercambios comerciales españoles de manufacturas no encaja estadísticamente en el de los veinticinco años precedentes. En consecuencia, hemos evaluado para el periodo 1986-1990 qué parte de las variaciones observadas en los flujos pueden ponerse en relación con la adhesión de nuestro país a la Comunidad. La principal conclusión cuantitativa es que no es descabellado responsabilizar en 1990 a la integración de un porcentaje cercano al 50% del déficit comercial total. Para llegar a estos resultados se ha utilizado el modelo de la ecuación de gravedad con una muestra de 30 países para el periodo 1961 a 1990. La aportación fundamental de carácter metodológico reside en la estimación dinámica del antimundo mediante la utilización del filtro de Kalman. Los modelos de impacto se han basado tradicionalmente en lo que podemos denominar "no change antimondes", que postulan, de manera muy poco defendible, que la estructura del periodo o periodos más cercanos a la integración es la que se va a iterar tras la adhesión de no producirse la misma. Por contra, si aplicamos sucesivamente el algoritmo de Kalman aprovechamos toda la información del periodo preintegración y sólo la del periodo preintegración para predecir para los años 1986 y siguientes unos coeficientes de la ecuación de gravedad que son distintos entre sí de un año a otro, esto es, dinámicos, pero que también son hijos directos de las pautas de comportamiento y evolución que se desprenden de todo el periodo preintegración y, consiguientemente, conforman una prolongación natural de lo que hubiera sido la preintegración hasta 1990.

Por otra parte, no han faltado analistas que han colocado sobre el lado de la demanda el principal factor explicativo del fuerte crecimiento del déficit comercial español a partir de mediados de los ochenta. La ecuación de gravedad descuenta explícitamente, vía rentas, este factor y aun con todo, todavía queda una parte sustancial de los cambios observados que no se puede explicar y que aquí atribuimos a la adhesión.

Por último, queremos esbozar dos aspectos que pueden suponer una continuación de lo llevado a cabo en este estudio. En primer lugar, parece imprescindible, sobre todo a la luz de la reciente evolución de la economía española, proceder a evaluar los efectos de la adhesión hasta la plena integración en 1993. En segundo lugar, es interesante cuantificar las consecuencias dinámicas de la incorporación a Europa, fundamentalmente su influencia sobre la tasa de crecimiento.

APÉNDICE I: ECUACIÓN DE GRAVEDAD Y PRECIOS RELATIVOS

Sea la siguiente ecuación de gravedad en su forma loglineal y especificada en términos de rentas absolutas y poblaciones:

$$M_{ijt} = A Y_{it}^{\alpha 1} Y_{jt}^{\alpha 2} L_t^{\alpha 3} L_j^{\alpha 4} D_{ij}^{\alpha 5} \quad [A.I.1]$$

Donde M_{ijt} es el valor corriente de las ventas del país i al j en el periodo t , A es una constante, Y_{it} e Y_{jt} son las rentas corrientes en t de los países i y j , respectivamente, las L 's son las poblaciones y D_{ij} es la distancia de i a j . La expresión [A.I.1] equivale a:

$$P_t Q_{ijt} E_{io,t} = A (P_t Q_t E_{io,t})^{\alpha 1} (P_j Q_j E_{jo,t})^{\alpha 2} L_t^{\alpha 3} L_j^{\alpha 4} D_{ij}^{\alpha 5} \quad [A.I.2]$$

siendo ahora P_t y P_j el precio en cada país en el periodo t , Q_t y Q_j las rentas en términos reales en t , Q_{ijt} las importaciones en términos reales en t y $E_{io,t}$ y $E_{jo,t}$ los tipos de cambio de los países i y j referidos a una moneda común en el periodo t . En consecuencia, otra forma de expresar [A.I.1] se deduce directamente de [A.I.2] y conduce a:

$$Q_{ijt} = A Q_t^{\alpha 1} Q_j^{\alpha 2} \frac{(P_j E_{jo,t})^{\alpha 2}}{(P_t E_{io,t})^{1-\alpha 1}} L_t^{\alpha 3} L_j^{\alpha 4} D_{ij}^{\alpha 5} \quad [A.I.3]$$

En [A.I.3] sí que aparece el precio relativo y, mediante diferenciación, puede evaluarse cuál es el efecto de una variación en P_t , en P_j o en el tipo de cambio sobre el flujo de comercio.

El hecho de tomar las variables monetarias de la ecuación de gravedad en términos nominales como en [A.I.1] supone que los movimientos en precios relativos ya van incluidos en ellas, lo que ocurre es que lo están de una manera implícita y no de forma explícita como en una típica función de demanda. Se trata de una característica propia de la ecuación de gravedad. En todo caso, una sencilla sustitución los explicita como se aprecia en [A.I.3].

APÉNDICE II: MATRICES DEL FILTRO DE KALMAN Y PROPIEDADES

Vamos a demostrar que los estimadores propuestos verifican:

$$\text{Plim } \tilde{b}_0 = b_0 \quad [\text{A.II.1}]$$

$$N \rightarrow \infty$$

$$\text{Plim } \tilde{P}_0 = P_0 \quad [\text{A.II.2}]$$

$$N \rightarrow \infty$$

$$\text{Plim } \tilde{H}_t = H_t \quad t = 1, \dots, T \quad [\text{A.II.3}]$$

$$N \rightarrow \infty$$

$$\tilde{M} \xrightarrow{D} \tilde{M} \quad \text{siendo} \quad \text{Plim } \tilde{M} = M \quad [\text{A.II.4}]$$

$$N \rightarrow \infty \quad T \rightarrow \infty$$

$$\tilde{Q} \xrightarrow{D} \tilde{Q} \quad \text{siendo} \quad \text{Plim } \tilde{Q} = Q \quad [\text{A.II.5}]$$

$$N \rightarrow \infty \quad T \rightarrow \infty$$

Las expresiones [A.II.1] a [A.II.3] indican que el vector de estado inicial y su matriz de varianzas y covarianzas se estiman consistentemente, lo mismo que las matrices de varianzas y covarianzas de cada u_t . Las condiciones [A.II.4] y [A.II.5] demuestran que las matrices estimadas que utilizamos \tilde{M} y \tilde{Q} , convergen en distribución si el corte transversal es de tamaño infinito a las matrices M y Q , que son consistentes si la serie es infinita. Las ecuaciones [A.II.1] a [A.II.5] establecen una clara propiedad de optimalidad y, en cualquier caso, constituyen una vía alternativa al uso de hipótesis simplificadoras. En lo que sigue se van a demostrar, obviando que el límite probabilístico es cuando $N \rightarrow \infty$, las expresiones [A.II.1] a [A.II.5], dotando de contenido concreto a \tilde{b}_0 , \tilde{P}_0 , \tilde{H}_t , \tilde{M} y \tilde{Q} .

Si el subíndice '0' indica variables referidas al primer periodo del que se dispone de datos para la ecuación de gravedad, definimos \tilde{b}_0 y \tilde{P}_0 como:

$$\tilde{b}_0 = (X'_0 X_0)^{-1} X'_0 Y \quad [\text{A.II.6}]$$

$$\tilde{P}_0 = \tilde{\sigma}_0^2 (X'_0 X_0)^{-1} \quad [\text{A.II.7}]$$

En ausencia de regresores estocásticos en dicho corte transversal, los estimadores máximo verosímiles dados en [A.II.6] y [A.II.7] verifican [A.II.1] y [A.II.2].

Consideramos que \tilde{H}_t viene dado para cada t por:

$$\tilde{H}_t = \tilde{\sigma}_{u_t}^2 I_N \quad t = 1, \dots, T \quad [\text{A.II.8}]$$

Haciendo uso de que el límite probabilístico de una matriz es la matriz de los límites probabilísticos de sus elementos, para demostrar [A.II.3] basta con comprobar que $\text{Plim } \tilde{\sigma}_{u_t}^2 = \sigma_{u_t}^2$, ya que por hipótesis sabemos que H_t es una matriz escalar:

$$\tilde{\sigma}_{u_t}^2 = \frac{\tilde{u}'_t \tilde{u}_t}{N} = \frac{u'_t u_t - u'_t X_t (X'_t X_t)^{-1} X'_t u_t}{N} \quad [\text{A.II.9}]$$

A partir de [A.II.9] la aplicación del teorema de Mann y Wald, posible gracias a [6] y [7], conduce de forma inmediata al resultado deseado.

Dado [8], la matriz \tilde{M} se ha definido como:

$$\tilde{M} = \text{diag} (\tilde{m}_i) \quad i = 1, \dots, k \quad [\text{A.II.10}]$$

siendo

$$\tilde{m}_i = \frac{\sum_{t=2}^T \tilde{\beta}_{i_t} \tilde{\beta}_{i_{t-1}}}{\sum_{t=2}^T \tilde{\beta}_{i_{t-1}}^2} \quad i = 1, \dots, k \quad [\text{A.II.11}]$$

Para comprobar [A.II.4] es suficiente con verificar:

$$\text{Plim } \tilde{m}_i = \tilde{m}_i \quad i = 1, \dots, k \quad [\text{A.II.12}]$$

siendo \tilde{m}_i el estimador mínimo cuadrático o máximo verosímil en [8].

Denotemos por A_{i_t} a la fila i -ésima de la matriz de orden $k \times N$ $A_t = (X_t' X_t)^{-1} X_t'$:

$$A_{i_t} = (X_t' X_t)^{-1}_i X_t' \quad i = 1, \dots, k \quad [\text{A.II.13}]$$

A partir de [A.II.13] podemos escribir:

$$\begin{aligned} \tilde{m}_i &= \frac{\sum_{t=2}^T (\beta_{i_t} + A_{i_t} u_t) (\beta_{i_{t-1}} + A_{i_{t-1}} u_{t-1})}{\sum_{t=2}^T (\beta_{i_{t-1}} + A_{i_{t-1}} u_{t-1})^2} = \\ &= \frac{\sum_{t=2}^T \beta_{i_t} \beta_{i_{t-1}} + \sum_{t=2}^T \beta_{i_t} A_{i_{t-1}} u_{t-1} + \sum_{t=2}^T A_{i_t} u_t \beta_{i_{t-1}} + \sum_{t=2}^T A_{i_t} u_t A_{i_{t-1}} u_{t-1}}{\sum_{t=2}^T \beta_{i_{t-1}}^2 + 2 \sum_{t=2}^T \beta_{i_{t-1}} A_{i_{t-1}} u_{t-1} + \sum_{t=2}^T (A_{i_{t-1}} u_{t-1})^2} = \\ &= \frac{[1] + [2] + [3] + [4]}{[5] + [6] + [7]} \quad [\text{A.II.14}] \end{aligned}$$

Veamos que $\text{Plim } [2] = 0$:

$$\text{Plim } [2] = \sum_{t=2}^T \beta_{i_t} \text{Plim } (X'_{t-1} X_{t-1})^{-1}_i X'_{t-1} u_{t-1} =$$

$$= \sum_{t=2}^T \beta_{it} \text{Plim} \left(\frac{X'_{t-1} X_{t-1}}{N} \right)^{-1}_i \text{Plim} \left(\frac{X'_{t-1} u_{t-1}}{N} \right) \quad [\text{A.II.15}]$$

que, de nuevo por el teorema de Mann y Wald conduce a:

$$\text{Plim [2]} = \sum_{t=2}^T \beta_{it} (\sum_{XX_{t-1}})^{-1}_i \cdot 0 = 0 \quad [\text{A.II.16}]$$

donde $(\sum_{XX})_i$ es la fila i -ésima de $\sum_{XX} = \text{Plim} \left(\frac{X'_t X_t}{N} \right)$

De forma análoga se demuestra que $\text{Plim [3]} = \text{Plim [6]} = 0$. Por otra parte,

$$\begin{aligned} \text{Plim [4]} &= \text{Plim} \left(\frac{X'_t X_t}{N} \right)^{-1}_i \left(\frac{X'_t u_t}{N} \right) \left(\frac{X'_{t-1} X_{t-1}}{N} \right)^{-1}_i \left(\frac{X'_{t-1} u_{t-1}}{N} \right) = \\ &= (\sum_{XX_t})^{-1}_i \cdot 0 \cdot (\sum_{XX_{t-1}})^{-1}_i \cdot 0 = 0 \end{aligned} \quad [\text{A.II.17}]$$

$$\begin{aligned} \text{Plim [7]} &= \text{Plim} \left[\left(\frac{X'_{t-1} X_{t-1}}{N} \right)^{-1}_i \left(\frac{X'_{t-1} u_{t-1}}{N} \right) \right]^2 = \\ &= \left[\text{Plim} \left(\frac{X'_{t-1} X_{t-1}}{N} \right)^{-1}_i \text{Plim} \left(\frac{X'_{t-1} u_{t-1}}{N} \right) \right]^2 = 0 \end{aligned} \quad [\text{A.II.18}]$$

Procesando toda la información acumulada desde [A.II.14] a [A.II.18], se concluye, como queríamos demostrar, que:

$$\text{Plim } \tilde{m}_i = \frac{\sum_{t=2}^T \beta_{it} \beta_{it-1}}{\sum_{t=2}^T \beta_{it-1}^2} = \tilde{m}_i \quad [\text{A.II.19}]$$

que es el estimador máximo verosímil conocidos los β_{it} , con lo que \tilde{m}_i tiende en distribución a \tilde{m}_i , que es un estimador consistente.

Sólo queda pendiente de comprobar [A.II.5]. Teniendo en cuenta que el modelo cierto que genera cada β_{it} , $i = 1, \dots, k$, independientemente de los demás es [8] y que $E(v_{it} v_{jt}) = 0$ para $i \neq j$, definimos \tilde{Q} como:

$$\tilde{Q} = \text{diag} (\tilde{\sigma}_{vi}^2) \quad i = 1, \dots, k \quad [\text{A.II.20}]$$

siendo

$$\tilde{\sigma}_{vi}^2 = \frac{\sum_{t=2}^T (\tilde{\beta}_{it} - \tilde{m}_i \tilde{\beta}_{it-1})^2}{T-1} \quad i = 1, \dots, k \quad [\text{A.II.21}]$$

La demostración de [A.II.5] se satisface con tal que

$$\text{Plim } \tilde{\sigma}_{vi}^2 = \tilde{\sigma}_{vi}^2 \quad i = 1, \dots, k \quad [\text{A.II.22}]$$

donde $\tilde{\sigma}_{vi}^2$ es el estimador máximo verosímil de la perturbación en [8].

A partir de [A.II.21] tenemos:

$$\text{Plim } \tilde{\sigma}_{vi}^2 = \frac{\sum_{t=2}^T (\text{Plim } \tilde{\beta}_{it} - \text{Plim } \tilde{m}_i \tilde{\beta}_{it-1})^2}{T-1} = \frac{\sum_{t=2}^T (\beta_{it} - \text{Plim } \tilde{m}_i \tilde{\beta}_{it-1})^2}{T-1} \quad [\text{A.II.23}]$$

Vemos en [A.II.23] que todo se reduce a analizar a qué es igual el límite probabilístico de $\tilde{m}_i \tilde{\beta}_{ih-1}$; $h = 2, \dots, T$:

$$\begin{aligned} \tilde{m}_i \tilde{\beta}_{ih-1} &= \frac{\sum_{t=2}^T \tilde{\beta}_{it} \tilde{\beta}_{it-1}}{\sum_{t=2}^T \tilde{\beta}_{it-1}^2} \tilde{\beta}_{ih-1} = \frac{\tilde{\beta}_{i2} \tilde{\beta}_{i1} \tilde{\beta}_{ih-1} + \tilde{\beta}_{i3} \tilde{\beta}_{i2} \tilde{\beta}_{ih-1} + \dots +}{\sum_{t=2}^T \tilde{\beta}_{it-1}^2} = \\ &= \frac{+ \tilde{\beta}_{ih-1}^2 \tilde{\beta}_{ih-2} + \tilde{\beta}_{ih} \tilde{\beta}_{ih-1}^2 + \dots + \tilde{\beta}_{iT-1} \tilde{\beta}_{iT-2} \tilde{\beta}_{ih-1} + \tilde{\beta}_{iT} \tilde{\beta}_{iT-1} \tilde{\beta}_{ih-1}}{\sum_{t=2}^T \tilde{\beta}_{it-1}^2} \quad [\text{A.II.24}] \end{aligned}$$

El numerador de [A.II.24] consta de $T-3$ sumandos del tipo $\tilde{\beta}_{it} \tilde{\beta}_{it'} \tilde{\beta}_{it''}$ con $t \neq t' \neq t''$ y dos sumandos de la forma $\tilde{\beta}_{it}^2 \tilde{\beta}_{it'}$, siendo $t \neq t'$. Veamos a qué es igual su límite probabilístico:

$$\begin{aligned} \text{Plim } \tilde{\beta}_{it} \tilde{\beta}_{it'} \tilde{\beta}_{it''} &= \text{Plim } (\beta_{it} + A_{it} u_t) (\beta_{it'} + A_{it'} u_{t'}) (\beta_{it''} + A_{it''} u_{t''}) = \\ &= \text{Plim } (\beta_{it} \beta_{it'} \beta_{it''} + \beta_{it} \beta_{it'} A_{it''} u_{t''} + \beta_{it} A_{it'} u_{t'} \beta_{it''} + \beta_{it} A_{it'} u_{t'} A_{it''} u_{t''} + \\ &+ A_{it} u_t \beta_{it'} \beta_{it''} + A_{it} u_t \beta_{it'} A_{it''} u_{t''} + A_{it} u_t A_{it'} u_{t'} \beta_{it''} + A_{it} u_t A_{it'} u_{t'} A_{it''} u_{t''}) \quad [\text{A.II.25}] \end{aligned}$$

La reiterada aplicación del teorema de Mann y Wald reduce [A.II.25] a:

$$\text{Plim } \tilde{\beta}_{it} \tilde{\beta}_{it'} \tilde{\beta}_{it''} = \beta_{it} \beta_{it'} \beta_{it''} \quad [\text{A.II.26}]$$

Por otra parte, y aplicando en las dos últimas igualdades el operador Plim tenemos:

$$\begin{aligned} \text{Plim } \widetilde{\beta}_i^2 \widetilde{\beta}_i &= \text{Plim } (\beta_{i_t} + A_{i_t} u_t)^2 (\beta_{i_t} + A_{i_t} u_t) = \\ &= \text{Plim } [(\beta_{i_t}^2 \beta_{i_t} + \beta_{i_t}^2 A_{i_t} u_t + 2\beta_{i_t} A_{i_t} u_t \beta_{i_t} + 2\beta_{i_t} A_{i_t} u_t A_{i_t} u_t + \\ &\quad + (A_{i_t} u_t)^2 \beta_{i_t} + (A_{i_t} u_t)^2 A_{i_t} u_t] = \beta_{i_t}^2 \beta_{i_t}. \end{aligned} \quad [\text{A.II.27}]$$

El límite probabilístico del denominador de [A.II.24] es:

$$\text{Plim } \sum_{t=2}^T \widetilde{\beta}_{i_{t-1}}^2 = \sum_{t=2}^T (\text{Plim } \widetilde{\beta}_{i_{t-1}})^2 = \sum_{t=2}^T \beta_{i_{t-1}}^2 \quad [\text{A.II.28}]$$

La información deducida de [A.II.26] a [A.II.28] permite concluir que para obtener el límite probabilístico de la expresión [A.II.24] basta con eliminar la tilde en todos los $\widetilde{\beta}_i$:

$$\text{Plim } \widetilde{m}_i \widetilde{\beta}_{i_{t-1}} = m_i \beta_{i_{t-1}} \quad [\text{A.II.29}]$$

Llevando este resultado a [A.II.23] deducimos justamente lo que queríamos demostrar:

$$\text{Plim } \widetilde{\sigma}_{vi}^2 = \frac{\sum_{t=2}^T (\beta_{i_t} - m_i \beta_{i_{t-1}})^2}{T-1} = \widetilde{\sigma}_{vi}^2 \quad [\text{A.II.30}]$$



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Aitken, N.D. (1973): "The Effect of the EEC and EFTA on European Trade: A Temporal Cross-Section Analysis", *American Economic Review*, vol. 63, págs. 881-892.
- Alonso, J. M. (1988): "El sector exterior", en García Delgado (dir.), *España Economía*, Espasa-Calpe, Madrid.
- Anderson, B.D.O. y J.B. Moore (1979): *Optimal Filtering*, Prentice-Hall, New York.
- Bajo, O. y A. Torres (1992): "El comercio exterior y la inversión extranjera directa tras la integración, de España en la CE (1986-90)", en Viñals (ed.), *La economía española ante el Mercado Único europeo. Las claves del proceso de integración*, Alianza Editorial, Madrid.
- Fernández, I. y M. Sebastián (1989): "El sector exterior y la incorporación de España en la CEE: análisis a partir de funciones de exportaciones e importaciones", *Moneda y Crédito* (Segunda época), vol. 2, págs. 31-73.
- Harvey, A.C. (1981): *Time Series Analysis*, Oxford, Phillip Allan.
- Harvey, A.C. (1989): *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Martín, C. (1992): "El comercio industrial español ante el Mercado Único europeo", en Viñals (ed.), *La economía española ante el Mercado Único europeo. Las claves del proceso de integración*, Alianza Editorial, Madrid.
- Martínez, C. y M. Sanso (1991a): "El impacto de la integración española en la CEE sobre las importaciones de manufacturas: creación y desviación de comercio 1986-1990", Documento de Trabajo, Fundación FIES.

- Martínez, C. y M. Sanso (1991b): "Comercio español de manufacturas e integración de España en la CEE: evaluación del impacto mediante la utilización de la ecuación de gravedad", Documento de Trabajo, Fundación FIES.
- Mayes, D. (1978): "The Effects of Economic Integration on Trade", *Journal of Common Market Studies*, vol. 17, págs. 1-25.
- Montañés, A. (1994): "Ruptura estructural, contrastes de raíz unitaria y cointegración. Una aplicación a las importaciones españolas de manufacturas (1964-1991)", Tesis Doctoral no publicada, Universidad de Zaragoza.
- Sanso, M. (1993): "Impacto comercial de la integración de España en la CEE: una guía para perplejos". Mimeo, Universidad de Zaragoza.
- Sanso, M; R. Cuairán y F. Sanz (1990): "Flujos españoles de comercio internacional y ecuación de gravedad. Una aplicación para el periodo 1960-1985", *Investigaciones Económicas (Segunda época)*, vol. 13, págs. 155-166.
- Sanso, M; R. Cuairán y F. Sanz (1993): "Bilateral Trade Flows, the Gravity Equation, and Functional Form", *Review of Economics and Statistics*, vol. 75, págs. 266-275.
- Sanz, F. (1992): *Evaluación del impacto comercial de la integración de España en la C.E.E.*, Tesis Doctoral no publicada, Universidad de Zaragoza.
- Sebastián, M. (1991): "Un análisis estructural de las exportaciones e importaciones españolas: evaluación del periodo 1989-1991 y perspectivas a medio plazo", *Información Comercial Española*, n.º 699, págs. 9-23.
- Winters, L.A. (1987): "British in Europe: A Survey of Quantitative Trade Studies", *Journal of Common Market Studies*, vol. 25, págs. 122-141.

Fecha de recepción del original: Abril, 1994

Versión final: Septiembre, 1994

ABSTRACT

In this paper the effects of Spanish integration into the E.E.C. on our trade flows of manufactures are assessed over the period 1986-1990. The model used is the gravity equation and the methodological contribution lies in the antimonde's dynamical estimation by means of the Kalman filter. The main empirical outcome is that the postintegration structure is statistically different from the preintegration one and the impact of EEC membership accounts for a significant part of the observed commercial deficit.

Keywords: integration, commercial impact, monde and antimonde.