

Luis Fernando Lanaspa Santolaria  
Antonio Montañés Bernal  
Marcos Sanso Frago  
Fernando Sanz Gracia

# El impacto comercial de la integración europea

1950-2000

# El impacto comercial de la integración europea, 1950-2000

Luis Fernando Lanaspa Santolaria

Antonio Montañés Bernal

Marcos Sanso Frago

Fernando Sanz Gracia

UNIVERSIDAD DE ZARAGOZA

## ■ Resumen

En este documento de trabajo se evalúa el impacto comercial derivado del proceso de integración europea. Para ello se emplean dos técnicas completamente distintas, aunque complementarias, como son el modelo de la ecuación de gravedad y el análisis de series temporales.

Cuatro conclusiones fundamentales emergen. Una, se puede hablar claramente de la existencia de un efecto CEE desde 1958 hasta 2000. Dos, el impacto comercial es cuantitativamente importante y representa una parte no pequeña del PIB de cada país. Tres, el impacto relativo presenta una tendencia creciente en el tiempo, sobre todo al final del período. Finalmente, se ha detectado un efecto CEE anticipado, que se produce desde 1997, para los diez países que se integraron en la UE en mayo de 2004.

## ■ Palabras clave

Efecto CEE, impacto comercial, ecuación de gravedad, cointegración, datos de panel.

## ■ Abstract

In this working paper the trade impact of the European integration process is assessed. To that end, two different but complementary techniques are used: the gravity equation model and time series analysis.

Four main conclusions are deduced. First, the existence of a EEC effect is clearly confirmed from 1958 to 2000. Second, the trade impact is quantitatively relevant and accounts for a non negligible part of each country's GDP. Third, the relative impact has a positive temporal trend, especially at the end of the sample period. Finally, an ex ante EEC effect is detected from 1997 for the ten countries which joined the EU in May 2004.

## ■ Key words

EEC effect, trade impact, gravity equation, cointegration, panel data.

Al publicar el presente documento de trabajo, la Fundación BBVA no asume responsabilidad alguna sobre su contenido ni sobre la inclusión en el mismo de documentos o información complementaria facilitada por los autores.

*The BBVA Foundation's decision to publish this working paper does not imply any responsibility for its content, or for the inclusion therein of any supplementary documents or information facilitated by the authors.*

La serie Documentos de Trabajo tiene como objetivo la rápida difusión de los resultados del trabajo de investigación entre los especialistas de esa área, para promover así el intercambio de ideas y el debate académico. Cualquier comentario sobre sus contenidos será bien recibido y debe hacerse llegar directamente a los autores, cuyos datos de contacto aparecen en la *Nota sobre los autores*.

*The Working Papers series is intended to disseminate research findings rapidly among specialists in the field concerned, in order to encourage the exchange of ideas and academic debate. Comments on this paper would be welcome and should be sent direct to the authors at the addresses provided in the About the authors section.*

Todos los documentos de trabajo están disponibles, de forma gratuita y en formato PDF, en la web de la Fundación BBVA. Si desea una copia impresa, puede solicitarla a través de publicaciones@fbbva.es.

*All working papers can be downloaded free of charge in pdf format from the BBVA Foundation website. Print copies can be ordered from publicaciones@fbbva.es.*

La serie Documentos de Trabajo, así como información sobre otras publicaciones de la Fundación BBVA, pueden consultarse en: <a href="http://www.fbbva.es">http://www.fbbva.es</a>
<i>The Working Papers series, as well as information on other BBVA Foundation publications, can be found at:</i> <a href="http://www.fbbva.es">http://www.fbbva.es</a>

### ***El impacto comercial de la integración europea, 1950-2000***

© Los autores, 2007

© de esta edición / *of this edition*: Fundación BBVA, 2007

EDITA / PUBLISHED BY  
Fundación BBVA, 2007  
Plaza de San Nicolás, 4. 48005 Bilbao

DEPÓSITO LEGAL / LEGAL DEPOSIT NO.: M-23.964-2007  
IMPRIME / PRINTED BY: Rógar, S. A.

Impreso en España – *Printed in Spain*

La serie Documentos de Trabajo de la Fundación BBVA está elaborada con papel 100% reciclado, fabricado a partir de fibras celulósicas recuperadas (papel usado) y no de celulosa virgen, cumpliendo los estándares medioambientales exigidos por la legislación vigente.

*The Working Papers series of the BBVA Foundation is produced with 100% recycled paper made from recovered cellulose fibre (used paper) rather than virgin cellulose, in conformity with the environmental standards required by current legislation.*

El proceso de producción de este papel se ha realizado conforme a las normas y disposiciones medioambientales europeas y ha merecido los distintivos Nordic Swan y Ángel Azul.

*The paper production process complies with European environmental laws and regulations, and has both Nordic Swan and Blue Angel accreditation.*

## Í N D I C E

1. Introducción .....	5
2. Evaluación del impacto comercial mediante la ecuación de gravedad .....	7
2.1. La ecuación de gravedad como modelo de impacto comercial .....	8
2.2. Metodología para evaluar el impacto .....	9
2.3. Base de datos y especificación empírica .....	10
2.4. Resultados .....	12
2.4.1. Regresiones básicas para los 51 años .....	12
2.4.2. Análisis temporal de la significatividad de las variables ficticias ..	16
2.5. Evaluación del impacto comercial .....	20
2.5.1. Los efectos ex post de la CEE .....	20
2.5.2. Los efectos ex ante de la ampliación de 2004 .....	27
3. Análisis de los flujos comerciales desde el punto de vista agregado: método de series temporales .....	30
3.1. Fuentes de datos .....	32
3.2. Orden de integración de las variables .....	33
3.2.1. Contrastes de raíz unitaria en paneles de datos .....	33
3.2.2. Resultados obtenidos sobre el orden de integración de las variables .....	37
3.3. Estimación de las relaciones de largo plazo: análisis de cointegración en paneles de datos .....	37
3.4. Evaluación del impacto de las ampliaciones sobre el flujo comercial ..	39
4. Conclusiones .....	43
Apéndice: Gráficos de los impactos comerciales estimados con las técnicas de series temporales .....	45
Bibliografía .....	54
Nota sobre los autores. ....	57



# 1. Introducción

LOS modelos de impacto comercial forman una vasta literatura empírica dedicada a cuantificar los efectos que la integración económica entre países provoca en sus flujos comerciales. El surgimiento en la realidad de acuerdos de comercio preferencial ha favorecido el florecimiento de estudios empíricos, muchos de ellos *ex post*, que tratan de dar cuenta de los cambios que han tenido lugar. Los diferentes modelos de impacto comercial y los problemas a ellos asociados están explicados en los *surveys*, relativamente lejanos en el tiempo pero no por ello obsoletos, de Corden (1975), Mayes (1978) y Winters (1987).

El fenómeno de la integración económica o de los acuerdos comerciales preferenciales ha adquirido en los últimos años, en lo que se ha venido en llamar *nuevo regionalismo*, una dimensión mundial, habiéndose firmado tratados en los cinco continentes. A pesar de lo anterior, si tenemos que poner un ejemplo paradigmático, valga la redundancia, de estos procesos, debemos hablar, sin duda, de la construcción europea. El efecto demostración de la CEE, por exitoso, sobre el resto de acuerdos ha sido innegable. Vale, por tanto, la pena que estudiemos, desde la firma del Tratado de Roma en 1957, las consecuencias que la formación de la Unión Europea ha provocado sobre los flujos comerciales de sus países miembros, tanto en las naciones originales como en las que se han ido incorporando en el tiempo: Benelux, Francia, Alemania e Italia en 1958; Irlanda, Reino Unido y Dinamarca en 1973; Grecia en 1980; España y Portugal en 1986; Suecia, Austria y Finlandia en 1995; Letonia, Estonia, Lituania, Malta, Chipre, República Checa, Eslovaquia, Eslovenia, Hungría y Polonia en 2004.

Este es precisamente el objetivo que perseguimos en este documento de trabajo, a saber, evaluar el impacto comercial que la creación de la CEE ha tenido desde sus inicios hasta nuestros días.

La principal aportación de índole metodológica reside en el empleo de dos técnicas completamente diferentes, pero que llegan a resultados sorprendentemente coincidentes. Este hecho dota, sin duda, de una gran robustez a dichos resultados. Las dos técnicas complementarias son, de un lado, la ecuación de gravedad, que se estima corte transversal a corte transversal; de otro, procedimientos propios de series temporales.

El documento de trabajo se articula en dos grandes bloques, tras los que se resumen las principales conclusiones. En el capítulo segundo se presenta la aplicación de la ecuación de gravedad, de manera que, organizado en epígrafes, se describen las principales características y prestaciones de dicha ecuación como modelo de impacto comercial, se expone brevemente la metodología utilizada para evaluar el impacto, se detalla la base de datos utilizada, se justifica la especificación empírica de la ecuación de gravedad empleada y, finalmente, se describen con cierto detalle los múltiples resultados obtenidos. En el tercer capítulo se exponen los resultados obtenidos con los métodos de series temporales. También en sucesivos epígrafes se presentan los modelos que hay que utilizar, las técnicas econométricas, los datos utilizados y los resultados, tanto de las estimaciones como del impacto comercial. Finalmente, las conclusiones y extensiones cierran el documento.

## 2. Evaluación del impacto comercial mediante la ecuación de gravedad

ES en este contexto de modelos de impacto comercial en el que se enmarca el análisis llevado a cabo en este trabajo. Dicho análisis se lleva a cabo, en una primera aproximación, por medio de un modelo paramétrico, en concreto la denominada ecuación de gravedad, que es un instrumento que se ha revelado históricamente de extrema utilidad para la modelización de flujos bilaterales de comercio, lo que constituye nuestro principal objetivo.

En la literatura, la estructura que genera los datos en el período postintegración se conoce como *mundo*, mientras que el *antimundo* es la estructura que generaría los datos en el mismo período en ausencia de integración. Obviamente, el *antimundo* carece de cualquier contrapartida o equivalencia en el mundo real. El impacto se define, consiguientemente, como la diferencia en las predicciones de ambas estructuras, siempre y cuando se acepte que ambas son estadísticamente diferentes.

Los modelos de impacto comercial que utilizan la ecuación de gravedad se dividen en dos grupos, ambos introducidos en el trabajo pionero de Aitken (1973) (véase el epígrafe siguiente para una panorámica más detallada al respecto). En el enfoque de la variable ficticia, que es el más clásico y el que adoptamos en este trabajo, el coeficiente estimado de la ficticia de acuerdo comercial se utiliza para cuantificar el impacto (véase Frankel, 1997, capítulos 4 a 6). En el enfoque de los coeficientes proyectados se determina estadísticamente cuál es el último año sin integración y los coeficientes de ese período se proyectan en los años postintegración para definir el *antimundo*.

En concreto, y tras los precedentes establecidos en los párrafos anteriores, en este trabajo se persigue un doble objetivo. En primer lugar, dar cuenta de los determinantes del comercio bilateral para una muestra significativa de países durante un período largo de más de cincuenta años: 1950 a



2000. En segundo lugar, y más importante, evaluar los efectos que históricamente la formación de la CEE ha tenido sobre los intercambios de sus socios, iniciales o que adquieren tal condición en las sucesivas ampliaciones. En particular, y éste es quizás el resultado más interesante, por novedoso, del documento, se detecta que ya desde 1997 existe un efecto CEE significativo sobre los flujos comerciales de los diez países que entran en la Unión *de iure* en mayo de 2004.

## 2.1. La ecuación de gravedad como modelo de impacto comercial

La ecuación de gravedad y, en general, los modelos gravitacionales han desempeñado un papel importante como instrumentos capaces de modelizar adecuadamente flujos bilaterales de comercio entre países o regiones. Sus primeras formulaciones se encuentran en Tinbergen (1962), Pöyhönen (1963) y Pulliainen (1963). La formulación básica de la ecuación, en un corte transversal dado, es como sigue:

$$M_{ij} = AY_i^{\alpha_1} Y_j^{\alpha_2} L_i^{\alpha_3} L_j^{\alpha_4} D_{ij}^{\alpha_5} e^{u_{ij}} \quad (2.1)$$

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,  $L$  denota la población,  $D_{ij}$  es la distancia entre  $i$  y  $j$  y  $u_{ij}$  es el término aleatorio de error.

Sin embargo, ya que no existe un marco teórico<sup>1</sup> que delimite con precisión las variables que deben aparecer, diferentes trabajos añaden diferentes variables explicativas a las que figuran en (2.1), dependiendo de los objetivos que se tratan de satisfacer en cada estudio (véase el *survey* de Oguledo y MacPhee, 1994). Esta destacable flexibilidad nos permitirá en las secciones siguientes adaptar la ecuación de gravedad a nuestros fines de evaluar el impacto comercial de la formación de la CEE y de sus sucesivas ampliaciones.

El primer trabajo que emplea la ecuación de gravedad como instrumento para cuantificar un impacto comercial es el de Aitken (1973). Este

---

1. Esta afirmación debe matizarse cuidadosamente. Los trabajos de Anderson (1979, Helpman y Krugman (1985, páginas 166-167) y Bergstrand (1985, 1989) usan fundamentos macroeconómicos sólidos para deducir expresiones en la línea de la ecuación de gravedad. Sin embargo, el origen y el éxito de la ecuación deben verse más en su flexibilidad y en las excelentes prestaciones empíricas que proporciona, que en su obtención formal por medio de un proceso deductivo que se inspire en un único modelo teórico.

artículo ha actuado como modelo para estudios posteriores y, en nuestra opinión, sigue siendo una referencia básica. Aitken usa dos métodos para cuantificar el impacto comercial causado por la formación de la CEE y de la EFTA. El primero —el enfoque de la variable ficticia— evalúa la magnitud del impacto por medio del valor del coeficiente estimado de la correspondiente variable ficticia de pertenencia a un acuerdo comercial (véase la sección siguiente para más detalles). El análisis temporal de la significatividad del coeficiente estimado de la ficticia de acuerdo comercial determina el primer año en el que los flujos de comercio se ven afectados por la integración. Este procedimiento se utiliza, entre otros, en Aitken y Obutelewicz (1976) y Sapir (1981). El método se refina y sofisticada en Brada y Méndez (1985), que introducen la distancia entre socios y su nivel de desarrollo como sendos factores ambientales que pueden influir sobre los efectos producidos sobre los flujos comerciales por los procesos de integración económica.

El segundo método de Aitken —el enfoque de la proyección— considera como *antimundo* todos los coeficientes estimados, excluyendo aquellos de las ficticias de acuerdo comercial, del último corte transversal en el que se admite estadísticamente que la integración económica no ha causado efecto alguno. Esta estructura es, por tanto, proyectada en el período postintegración. Este método es mejorado en Pelzman (1977), que lo aplica para cuantificar las consecuencias provocadas por la formación del COMECON.

En este trabajo adoptamos el primer método de Aitken, a saber, el enfoque de la ficticia de acuerdo comercial. Se trata, con mucha diferencia, del más frecuentemente utilizado en la literatura para cuantificar impactos comerciales. A este hecho no son ajenas la sencillez de su planteamiento, las escasas complicaciones econométricas que genera (a diferencia del segundo método de Aitken) y las excelentes prestaciones empíricas que ofrece. Todo ello lo convierte en el procedimiento óptimo que ha de servir de instrumento para llevar a cabo nuestro objetivo, que no es otro que evaluar el impacto comercial de la formación de la CEE y de las posteriores ampliaciones, poniendo especial énfasis en la más reciente, la de mayo de 2004.

## 2.2. Metodología para evaluar el impacto

Imaginemos que tenemos una única variable ficticia y que además representa si los dos países que comercian pertenecen a la CEE. En otras palabras, estamos hablando de la ficticia de acuerdo comercial CEE. La expresión (2.1) quedaría en este caso:

$$M_{ij} = AY_i^{\alpha_1} Y_j^{\alpha_2} L_i^{\alpha_3} L_j^{\alpha_4} D_{ij}^{\alpha_5} e^{\mu_{ij}} \quad (2.2)$$

Cuando la ficticia vale cero ( $\alpha = 0$ ), tenemos un flujo comercial en el que al menos uno de los dos países o los dos no pertenecen a la CEE. La ecuación representativa de este intercambio *normal* o sin efecto CEE es:

$$M_{ij} = AY_i^{\alpha_1} Y_j^{\alpha_2} L_i^{\alpha_3} L_j^{\alpha_4} D_{ij}^{\alpha_5} e^{\mu_{ij}} \quad (2.3)$$

que coincide exactamente con (2.1). Por el contrario, si la ficticia vale la unidad ( $\alpha = 1$ ) el comercio es entre dos miembros y la expresión relevante es ahora:

$$M_{ij} = AY_i^{\alpha_1} Y_j^{\alpha_2} L_i^{\alpha_3} L_j^{\alpha_4} D_{ij}^{\alpha_5} e^{\alpha_{CEE} \mu_{ij}} \quad (2.4)$$

que coincide exactamente con (2.2).

Comparando (2.3) con (2.4) se observa que es precisamente  $e^{\alpha}$  el factor por el que hay que multiplicar el comercio normal cuando éste se da entre socios de la CEE y, por tanto, ese producto representa una estimación directa de la magnitud del impacto.

Toda esta discusión previa nos permite cuantificar de manera inmediata la magnitud monetaria del impacto. Supongamos que un país se incorpora a la CEE en el período T. Adoptando el método residual de evaluación del impacto, definimos el *mundo*  $Mun_{T+i}$  en el período  $T+i$ ,  $i = 0, 1, 2, \dots$  como el flujo comercial observado en dicho período. El *antimundo*  $Antimun_{T+i}$  en  $T+i$ ,  $i = 0, 1, 2, \dots$  es la estimación del hipotético flujo que hubiera tenido lugar en ausencia de integración, esto es, el flujo observado en el que hemos descontado los efectos derivados de la integración. En consecuencia, el impacto comercial  $I_{T+i}$  en  $T+i$ ,  $i = 0, 1, 2, \dots$  viene dado por:

$$I_{T+i} = Mun_{T+i} - Antimun_{T+i} = M_{ijT+i} - \frac{M_{ijT+i}}{e^{\alpha}} = M_{ijT+i} \left(1 - \frac{1}{e^{\alpha}}\right) \quad (2.5)$$

Esta expresión concreta es la que se ha utilizado en el apartado 2.5.

### 2.3. Base de datos y especificación empírica

Las fuentes de datos de las variables básicas de la ecuación de gravedad han sido las siguientes:

- Flujos comerciales bilaterales: base de datos Internacional Finance Statistics.

- Rentas y poblaciones: Heston, A., Summers, R. and Aten, B. (2002). Penn World Table Version 6.1, Center for International Comparisons at the University of Pennsylvania (CICUP).
- Distancia: se ha tomado de las páginas web  
<http://www.wcrl.ars.usda.gov/cec/java/lat-long.htm> y  
<http://www.indo.com/distance>.

La lista completa de naciones de las que se ha tomado datos de comercio bilateral, cuando esto ha sido posible, es la siguiente: Australia, Austria, Bélgica-Luxemburgo, Bulgaria, Canadá, Chipre, República Checa, Checoslovaquia, Dinamarca, Alemania del Este, Estonia, Finlandia, Francia, Alemania, Grecia, Hungría, Irlanda, Italia, Japón, Corea, Letonia, Lituania, Malta, Holanda, Nueva Zelanda, Noruega, Polonia, Portugal, Rumania, República Eslovaca, Eslovenia, España, Suecia, Suiza, Turquía, Reino Unido y Estados Unidos.

Una cuestión inicial a considerar es si estimamos la ecuación de gravedad con sus variables monetarias (flujos y rentas) en términos nominales o reales. Dado que no utilizamos el método de datos de panel, sino que estimamos cada corte transversal de forma completamente independiente, hemos optado por formular la ecuación en unidades corrientes de cada año. Esta opción, por otra parte perfectamente válida, nos evita entrar en la discusión de cuál hubiera sido el deflactor adecuado en caso de que nos hubiéramos decidido por la versión en reales.

Desde el trabajo de Sanso, Cuairán y Sanz (1993) es bien conocido que la mejor forma de presentar la formulación básica de la ecuación de gravedad no es en términos de rentas y poblaciones, como en (2.1), sino en función de rentas per cápita y poblaciones. Por consiguiente la ecuación que finalmente se ha estimado es la siguiente:

$$\begin{aligned}
 M_{ij} &= A(Y/L)_i^{\alpha_1} A(Y/L)_j^{\alpha_2} L_i^{\alpha_3} L_j^{\alpha_4} D_{ij}^{\alpha_5} e^{\alpha_{CEE}} e^{\sum_{d=0}^n \alpha_d d_i} e^{d_{ij}} \\
 &= A_y^{\alpha_1} y_j^{\alpha_2} L_i^{\alpha_3} L_j^{\alpha_4} D_{ij}^{\alpha_5} e^{\alpha_{CEE}} e^{\sum_{d=0}^n \alpha_d d_i} e^{d_{ij}}
 \end{aligned}
 \tag{2.6}$$

donde CEE es la ficticia de pertenencia a dicho acuerdo comercial y las  $d_i$  son otras variables ficticias, tradicionales en el uso de la ecuación de gravedad, como frontera o lenguaje común y que se explicitan en el 2.4.2. La relación entre los alfas de (2.1) y los alfa primas de (2.6) es directa y, en el fondo, lo que está indicando es que, en su versión loglineal, que es la que tenemos, ambas expresiones son equivalentes. Esto no es óbice para que, por las razones que se ofrecen en Sanso, Cuairán y Sanz (1993), prefiramos la especificación dada en (2.6).

## 2.4. Resultados

### 2.4.1. Regresiones básicas para los 51 años

Como ya se ha comentado con anterioridad, se ha estimado la ecuación (2.6) para cada uno de los cincuenta y un cortes transversales que van de 1950 a 2000, ambos inclusive. Como es de esperar, el tamaño muestral no es siempre el mismo, por cuanto la disponibilidad de datos de distintos países es muy distinta en la década de los cincuenta que a finales de siglo. Debe tenerse en cuenta, además, que algunos países sólo empiezan a existir como tales a finales de los años ochenta o principios de los noventa, en concreto los de la antigua Yugoslavia o la antigua Unión Soviética. Asimismo el cuadro 2.1 muestra para la regresión de cada año el número de flujos bilaterales considerados, es decir, el número de observaciones y el  $R^2$ . Como se puede observar el número de flujos utilizados tiene una tendencia creciente en el tiempo. En cuanto al grado de ajuste podemos afirmar que es muy satisfactorio: tras un valor del  $R^2$  en torno al 70% en la década de los cincuenta, a partir de los sesenta se supera con holgura el 80%. En efecto, hasta en treinta y uno de los cincuenta y un cortes transversales se supera un  $R^2$  de 0,8, lo que constituye un nivel explicativo elevado para tratarse de datos de corte transversal.

En lo referente a la posible presencia de heteroscedasticidad, se ha llevado a cabo, para cada período, el contraste de Breusch y Pagan (1979) con todas las variables explicativas. Los resultados del contraste apuntan a que en este caso el problema de la heteroscedasticidad no es preocupante ni generalizado. Sin embargo, en los pocos años en los que se rechaza la hipótesis nula de homocedasticidad los t-ratios resultantes se han estimado de forma consistente de acuerdo al procedimiento de White (1980).

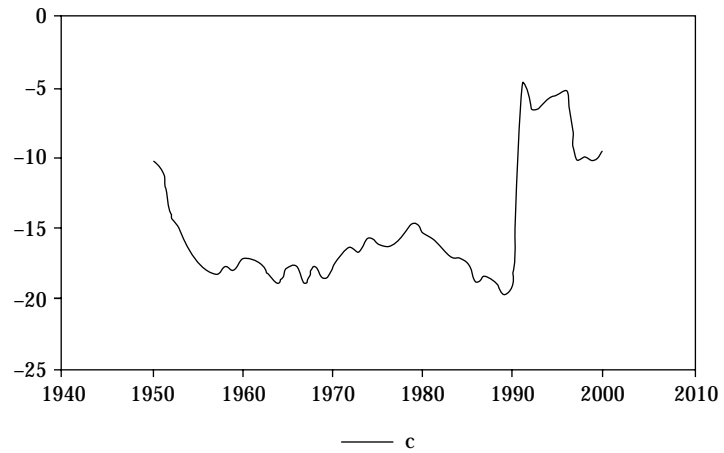
Teniendo siempre en cuenta que se ha estimado cada corte transversal en dólares corrientes y que los correspondientes coeficientes estimados de las variables están referidos, por tanto, a unidades monetarias no directamente comparables en sentido estricto, los gráficos 2.1a a 2.1f ofrecen la evolución temporal de las elasticidades de cada variable. Del análisis de las correspondientes regresiones puede deducirse que las seis variables básicas (constante, rentas per cápita, poblaciones y distancia) tienen siempre el signo esperado y son altamente significativas.

Las elasticidades de las poblaciones presentan una ligera tendencia creciente, si bien se sitúan alrededor de un valor promedio de 0,7 o 0,8. En cuanto a la distancia y si exceptuamos los primeros cuatro años, la elasticidad es estacionaria en torno a un valor de  $-0,00011$ . Más interés, por su pe-

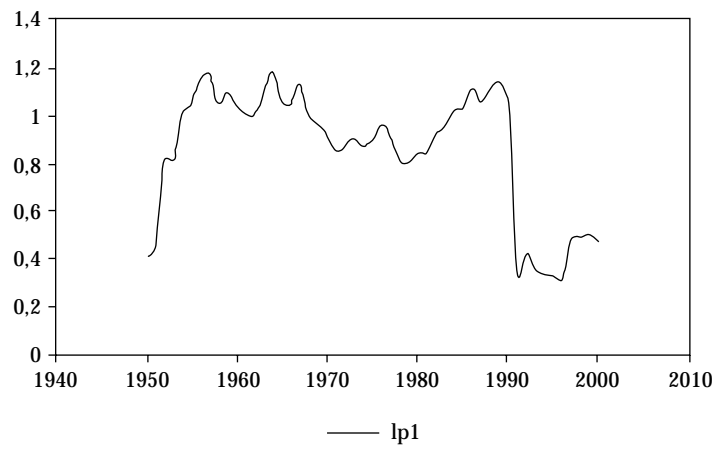
**CUADRO 2.1: Número de observaciones y R<sup>2</sup> de la regresión**

Año	Número	R2
1950	217	0,67173
1951	226	0,70674
1952	259	0,70118
1953	336	0,6973
1954	371	0,69615
1955	384	0,71387
1956	427	0,69964
1957	406	0,69758
1958	428	0,71557
1959	423	0,72217
1960	454	0,76382
1961	461	0,79318
1962	453	0,79918
1963	458	0,79774
1964	464	0,81918
1965	474	0,83262
1966	477	0,8371
1967	482	0,85405
1968	478	0,84522
1969	496	0,85329
1970	576	0,86912
1971	576	0,86822
1972	577	0,87249
1973	580	0,8577
1974	578	0,86849
1975	578	0,86807
1976	590	0,85986
1977	592	0,85376
1978	591	0,86104
1979	593	0,86479
1980	686	0,85356
1981	684	0,85755
1982	684	0,84784
1983	685	0,84282
1984	687	0,84398
1985	689	0,83114
1986	688	0,85337
1987	741	0,84084
1988	746	0,84262
1989	747	0,84441
1990	748	0,84763
1991	805	0,74344
1992	891	0,71926
1993	1122	0,73331
1994	1178	0,7362
1995	1187	0,75012
1996	1188	0,75845
1997	1186	0,80867
1998	1187	0,80168
1999	1154	0,81575
2000	1121	0,80784

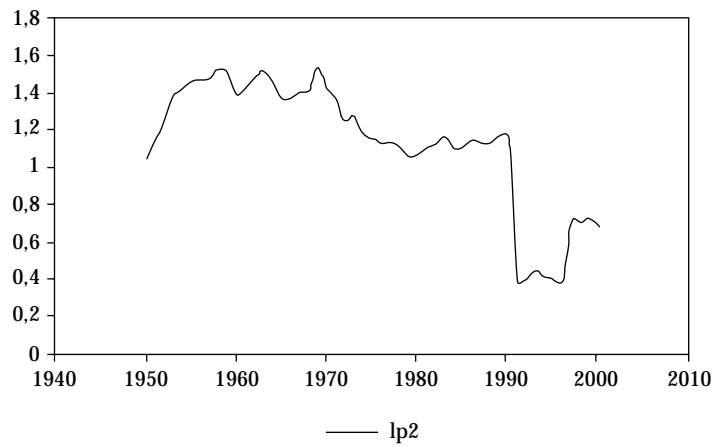
**GRÁFICO 2.1a: Elasticidad de la constante**



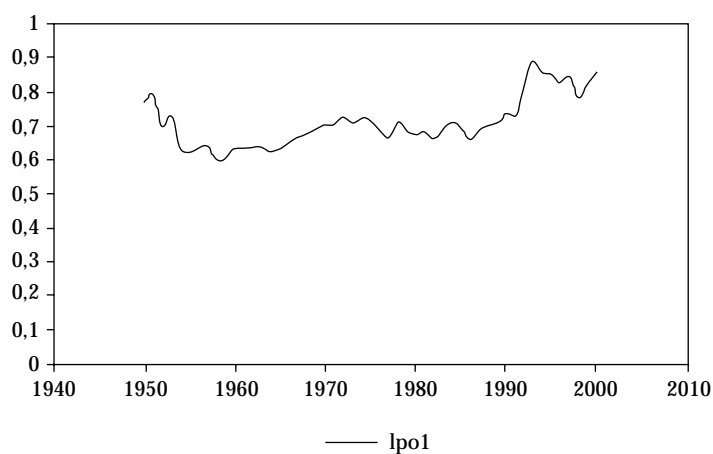
**GRÁFICO 2.1b: Elasticidad de la renta del país vendedor**



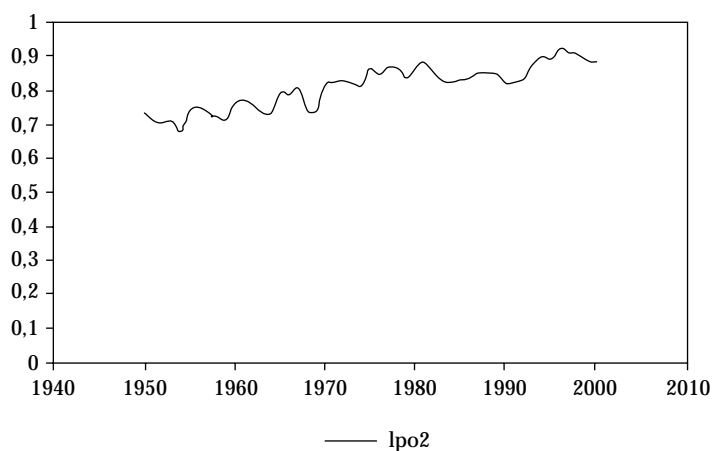
**GRÁFICO 2.1c: Elasticidad de la renta del país comprador**



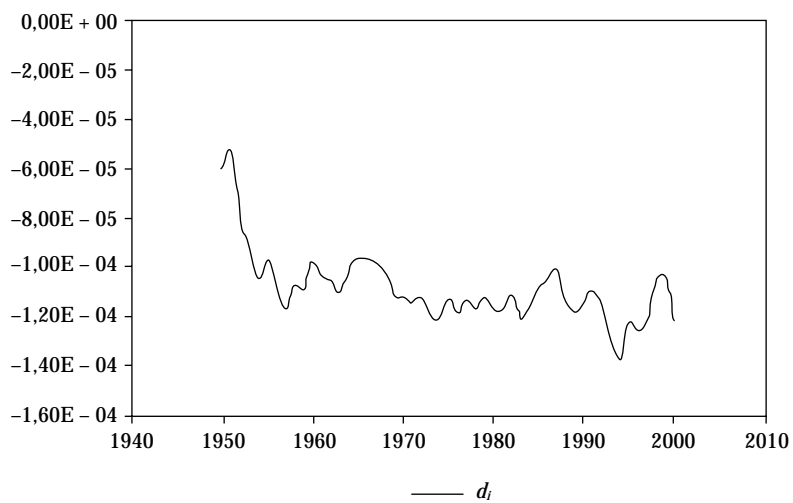
**GRÁFICO 2.1d: Elasticidad de la población del país vendedor**



**GRÁFICO 2.1e: Elasticidad de la población del país comprador**



**GRÁFICO 2.1f: Elasticidad de la distancia**





cular patrón de comportamiento, tiene el estudio de las otras tres elasticidades. Sin tener en cuenta, de nuevo, los primeros años de la década de los cincuenta, para los que el número de países y en consecuencia el tamaño muestral es reducido, la elasticidad de la renta per cápita del país vendedor se sitúa alrededor de la unidad hasta 1990 inclusive; la del país comprador está en las cercanías de 1,5 hasta 1970 y en torno a 1,15 de esta fecha hasta 1990. En 1991 ambas elasticidades de las rentas per cápita experimentan un brusco descenso y caen hasta 0,4. Observando el gráfico 2.1a se puede apreciar que este cambio en las elasticidades de las rentas per cápita se compensa en el mismo periodo, 1991, por una subida equivalente en la estimación del término constante. ¿Por qué se vuelven los flujos comerciales menos sensibles a variaciones en las rentas per cápita a partir de 1991 inclusive? Es una pregunta difícil de contestar y, en todo caso, aquí vamos a ofrecer la explicación que nos parece más plausible de entre varias alternativas.

¿Qué acontecimiento histórico ocurre hacia 1990 y es potencialmente capaz de explicar estos cambios bruscos en las elasticidades? La caída del muro de Berlín con la consiguiente unificación alemana y el desmembramiento del antiguo bloque comunista, incluyendo el acuerdo comercial del COMECON. Puede parecer una justificación forzada intentar relacionar unos cambios en los flujos comerciales con un evento eminentemente político, salvo en lo relativo al COMECON. Sin embargo, creemos que no es así. En nuestra estimación año a año de la ecuación de gravedad los únicos cambios de un corte a otro provienen del tamaño muestral: conforme se va disponiendo de nuevos datos de países, éstos se añaden a la muestra. ¿Qué países se incorporan en 1991, 1992 y 1993? <sup>2</sup> En 1991, Bulgaria; en 1992, Estonia, Letonia y Lituania; en 1993, República Checa, República Eslovaca y Eslovenia. En definitiva, se trata de países con características políticas, históricas y económicas comunes que se revelan capaces de introducir, con su irrupción, comportamientos nuevos a todo lo que se había estimado hasta entonces.

#### **2.4.2. Análisis temporal de la significatividad de las variables ficticias**

La flexibilidad de la ecuación de gravedad en cuanto a las variables que se pueden incorporar a su especificación básica la convierten en un instrumento especialmente adecuado para explorar los efectos de diferentes variables ficticias a lo largo del tiempo.

---

2. Damos información sólo hasta 1993 porque a partir de esa fecha el tamaño muestral permanece prácticamente estable. Asimismo, el mayor incremento en el número de observaciones de un periodo a otro se da precisamente de 1992 a 1993.

En este trabajo, además de las ficticias de acuerdos comerciales, que serán objeto de comentario y análisis detallado en el apartado 2.5, se han introducido cuatro ficticias más:

\* IDIOM: toma valor uno si los dos países del flujo bilateral tienen idioma común, cero en otro caso. El signo esperado es positivo.

\* BORDER: toma valor uno si los dos países del flujo bilateral tienen frontera común, cero en otro caso. El signo esperado es positivo.

\* ISLA: toma valor uno si al menos uno de los dos países del flujo bilateral es una isla, cero en otro caso. El signo esperado es positivo.

\* LAND: toma valor uno si al menos uno de los dos países del flujo bilateral no tiene acceso al mar, cero en otro caso. El signo esperado es negativo.

Si denotamos por  $\hat{\alpha}_{DUMMY}$  el coeficiente estimado de la ficticia, el cuadro 2.2 nos ofrece para cada año el valor de  $e^{\hat{\alpha}_{DUMMY}}$ , que como sabemos por el epígrafe 2.2, es una estimación del factor por el que queda multiplicado el flujo de comercio que podríamos denominar normal como consecuencia de los efectos de la ficticia. La última fila de la tabla recoge el valor promedio de la correspondiente columna. La omisión del dato en la tabla para un año es indicativa de que el coeficiente estimado de la ficticia para ese año no es estadísticamente distinto de cero, esto es, la ficticia no es significativa.

Todas las ficticias tienen el signo esperado, excepto ISLA en 1998 y 1999. La ficticia de un mayor efecto cuantitativo sobre el comercio, y que además es significativa siempre, es BORDER: aun descontando la cercanía o lejanía entre dos países por la variable distancia, las naciones fronterizas tienen un comercio mucho más intenso que si no lo fueran. La variable IDIOM también afecta de manera apreciable a los flujos, aunque con menor intensidad que BORDER, y sólo es no significativa cuatro años en la década de los cincuenta y en 1990. El efecto de ISLA sobre los intercambios es de menor magnitud que los de las dos ficticias anteriores y resulta nulo en trece años a partir de 1979. Finalmente, como ya se ha comentado, LAND afecta negativamente a los flujos y es no significativa en diecisiete ocasiones, sobre todo en la década de los cincuenta y algo menos en la de los noventa.

Hasta ahora hemos dado información de los efectos de las ficticias, pero no de la evolución de su influencia en el tiempo. Este análisis se puede llevar a cabo a partir del cuadro 2.2, aunque creemos que es más directo si se presenta gráficamente. Así, los gráficos 2.2a a 2.2d muestran el comportamiento temporal de  $e^{\hat{\alpha}_{DUMMY}}$ .

**CUADRO 2.2: Valor de  $e^{\alpha_{ISLA}}$ ,  $e^{\alpha_{IDIOM}}$ ,  $e^{\alpha_{LAND}}$  y  $e^{\alpha_{BORDER}}$**

Año	ISLA	IDIOM	LAND	BORDER
1950	1,86751188	1,78597592		3,74282248
1951	1,82688074	1,76982381		2,86400215
1952	1,59774139	1,80824181	0,75051548	3,03050721
1953	1,53590994	1,73034187		2,6744159
1954	1,84152862	1,64698114		2,64002662
1955	1,87699295	1,49104915		2,64864715
1956	1,6741775			2,40727162
1957	1,76780206			2,11513153
1958	1,54584548			2,29025691
1959	1,72816992			2,49875598
1960	1,65904643	1,39191431		2,52671995
1961	1,50153662	1,39040073	0,73873797	2,67340248
1962	1,53352346	1,44908743	0,72419035	2,6784091
1963	1,6161843	1,43128551	0,70160831	2,52044633
1964	1,58043164	1,46824675	0,67438845	2,59023084
1965	1,51171233	1,55685849	0,72479241	2,66122355
1966	1,44016401	1,61320841	0,7173919	2,69790623
1967	1,55439904	1,56726177	0,6945362	2,89437732
1968	1,55337037	1,66432228	0,72057556	2,7573498
1969	1,41204075	1,80307222	0,7707386	2,69152783
1970	1,27436371	1,77300882		2,65631547
1971	1,30515786	1,72701244	0,84268505	2,78286229
1972	1,24805707	1,75772085	0,78654763	2,74132122
1973	1,18538427	1,5959992	0,77775011	2,83213261
1974	1,41893984	1,60483187	0,77818422	2,82576747
1975	1,26299641	1,63810977	0,72043074	2,81499363
1976	1,22278861	1,72080637	0,7336186	2,70323986
1977	1,19491613	1,73206095	0,77980219	2,74505195
1978	1,21618389	1,73157085	0,78205751	2,70469729
1979		1,84206643	0,77579342	2,45716439
1980		1,8144511	0,71409162	2,85199857
1981		1,72081669	0,76483971	2,96299328
1982		1,56977767	0,69354303	3,23768964
1983	1,16329675	1,43277196	0,66683609	3,40273663
1984	1,27965179	1,36108884	0,68335691	3,59894231
1985	1,17678365	1,47052871	0,72085736	3,55633315
1986		1,61765731	0,79748201	3,3166658
1987		1,40309007	0,79815856	3,33882851
1988		1,46796047	0,72110177	3,26731975
1989	1,21553341	1,36828208	0,78083455	3,39654928
1990	1,1906436		0,8159673	3,64855063
1991		1,64921761	0,74958917	4,16776533
1992	1,37137927	1,80701624		4,40980292
1993		3,24628089		4,40033203
1994	1,27173232	2,94606388		4,48630759
1995		2,95624535		4,58866898
1996		3,63733038		4,22935712
1997		3,0753847	0,80913055	4,48846153
1998	0,81404063	2,93400974	0,83794065	4,50388339
1999	0,68401119	3,28123541	0,84169379	4,37405283
2000		3,22012442		4,39989202
Media	1,42423236	1,88414332	0,75264023	3,16655115

GRÁFICO 2.2a: Evolución de  $e^{\hat{\alpha}_{ISLA}}$

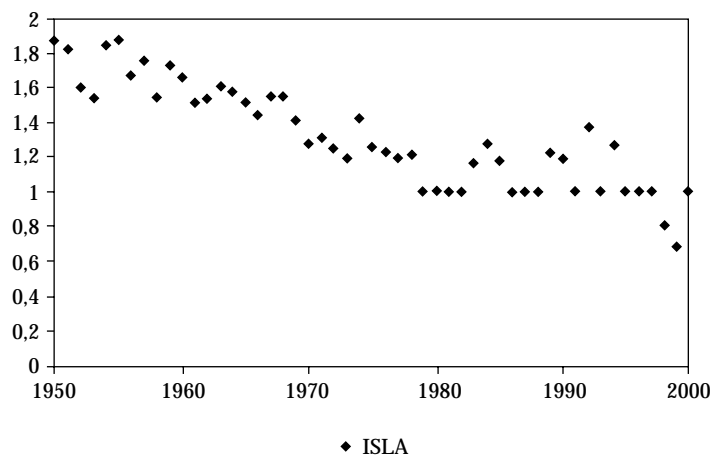


GRÁFICO 2.2b: Evolución de  $e^{\hat{\alpha}_{IDIOM}}$

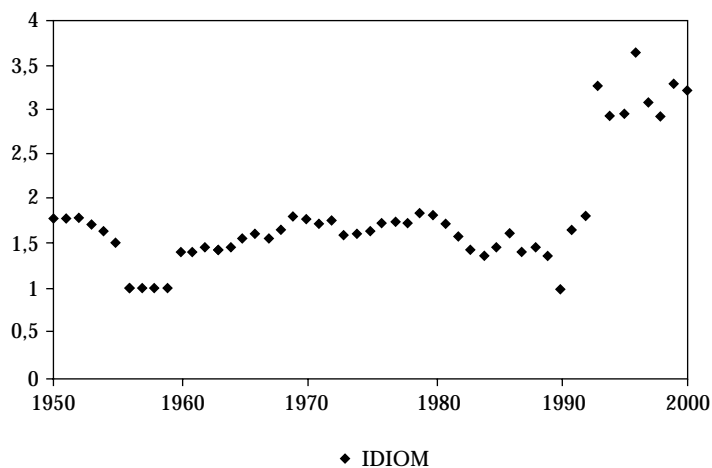


GRÁFICO 2.2c: Evolución de  $e^{\hat{\alpha}_{LAND}}$

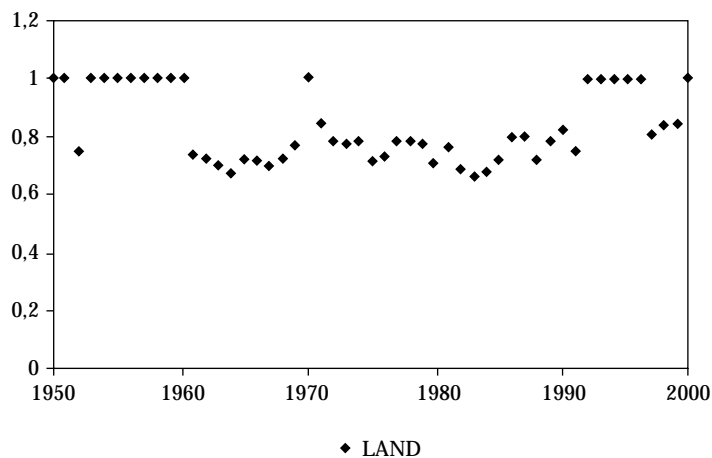
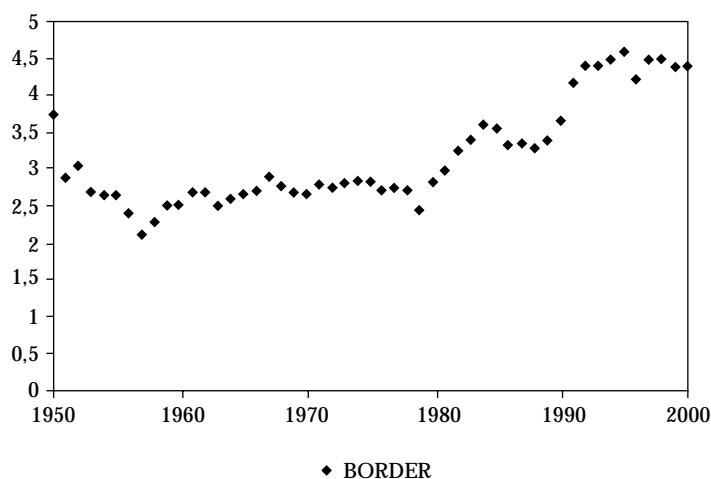


GRÁFICO 2.2d: Evolución de  $e^{\hat{\alpha}^{BORDER}}$



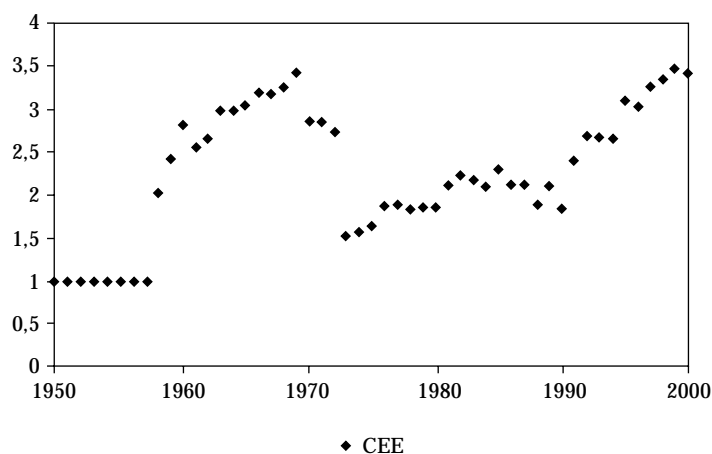
El peso de ISLA durante el medio siglo estudiado presenta una clara tendencia decreciente, llegando a no afectar a los flujos a partir de los ochenta o a hacerlo incluso de forma negativa. El comportamiento de IDIOM es prácticamente estacionario alrededor de 1,5 de 1950 a 1992, con algunos años de efecto nulo en los cincuenta; sin embargo, en 1993 se produce una ruptura estructural y su influencia se duplica hasta el año 2000. La importancia de hablar un mismo idioma no sólo no decae en el tiempo, sino que se agudiza al final de la muestra. En cuanto a LAND, en los períodos en que  $e^{\hat{\alpha}^{DUMMY}}$  es distinto de la unidad, presenta una evolución bastante regular en torno a 0,75. Por último, el peso de BORDER en el tiempo es claramente creciente, a la luz del gráfico 2.2d, apreciándose una intensificación de su relevancia en la década de los noventa. En un mundo cada vez más globalizado, en el que las posibilidades de una comunicación no presencial se han multiplicado, algo tan físico como compartir una frontera común sigue siendo de la máxima importancia (véase, aunque en otro contexto, la estimación de los efectos frontera en los trabajos de McCallum, 1995 y Helliwell, 1998).

## 2.5. Evaluación del impacto comercial

### 2.5.1. Los efectos ex post de la CEE

Definida la correspondiente ficticia de pertenencia a la CEE, el factor por el que queda multiplicado el comercio normal como consecuencia de que un país pertenece a dicho acuerdo de comercio preferencial,  $e^{\hat{\alpha}^{DUMMY}}$ , viene recogido en el gráfico 2.2e.

GRÁFICO 2.2e: Evolución de  $e^{\hat{a}_{CEE}}$

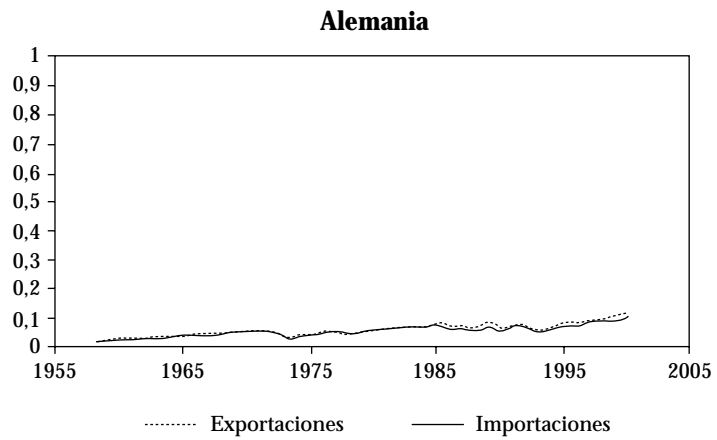
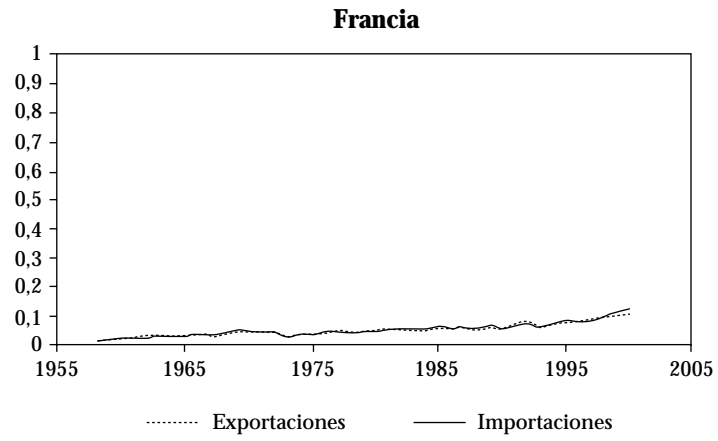
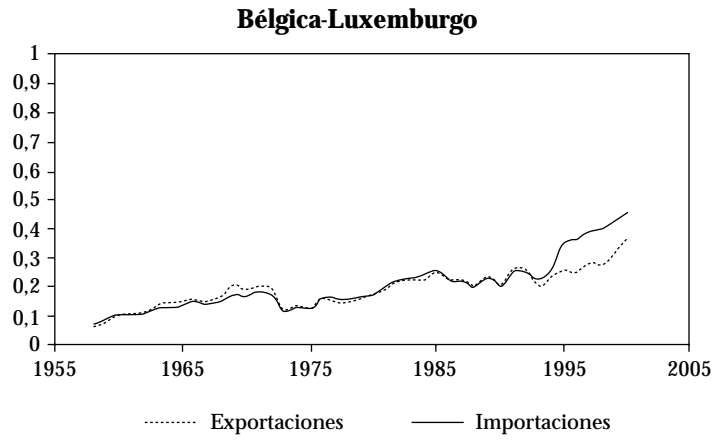


En primer lugar, debe destacarse que dicha variable es significativa en todos los años posibles, esto es, de 1958 a 2000. Su magnitud es, asimismo, importante; en efecto, el valor promedio de  $e^{\hat{a}_{CEE}}$  es 2,51. Sumamente interesante es el análisis de su evolución temporal: presenta un comportamiento inequívocamente creciente en todo el período, con una ruptura estructural en niveles, que no en pendiente, coincidiendo exactamente con la crisis del petróleo de 1973. Este efecto negativo de la primera crisis del petróleo sobre las magnitudes del impacto volverá a aparecer en el trabajo.

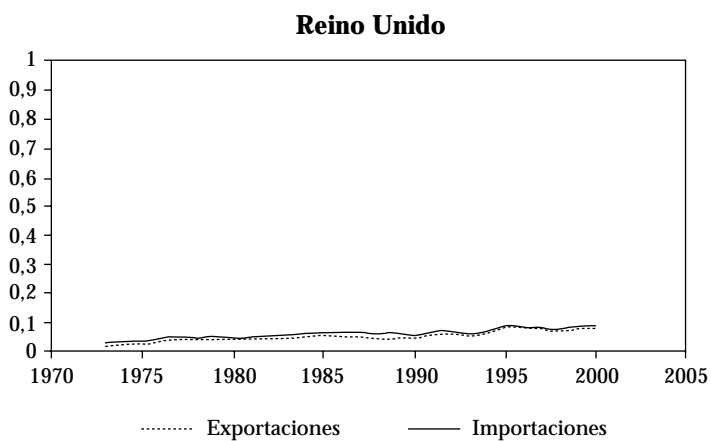
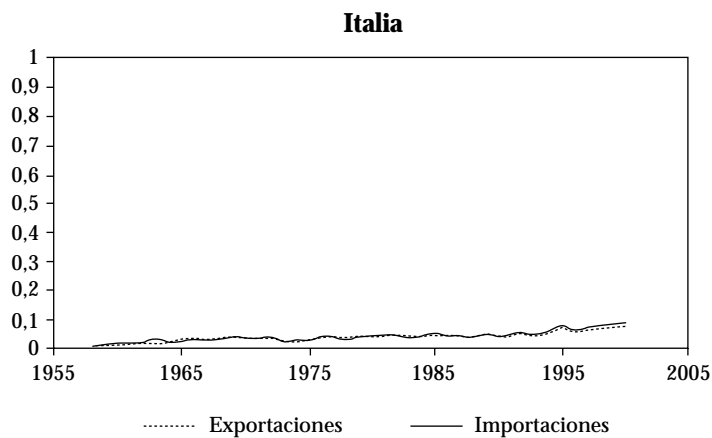
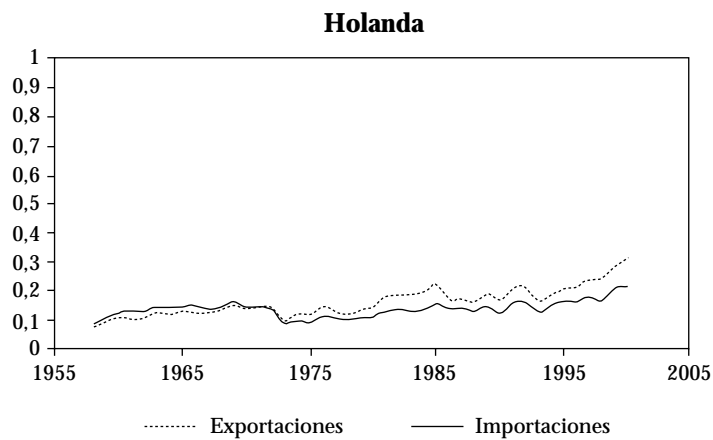
Es momento ya de ofrecer, de acuerdo a (2.5), cifras cuantitativas de impacto, lo que define uno de los objetivos prioritarios de este documento. La exposición, tanto para exportaciones como para importaciones, en cada uno de los años y para cada uno de los países miembros, de cifras monetarias de impacto comercial puede convertirse en una labor excesivamente prolija. En su lugar vamos a optar por resumirlas mediante el uso de aparato gráfico. Así, el gráfico 2.3 muestra el cociente, distinguiendo entre impacto en exportaciones y en importaciones, de la correspondiente magnitud de impacto y el PIB corriente de cada año del país en cuestión. Tenemos así una medida relativa muy informativa, que por otra parte es estándar, del montante en porcentaje del PIB de los efectos de la pertenencia a la CEE.

Varias conclusiones emergen del análisis cuidadoso del anterior gráfico. En primer lugar, y para los países en los que es posible, la crisis del petróleo tiene un efecto negativo sobre las magnitudes porcentuales del impacto, especialmente para Bélgica-Luxemburgo y Holanda; ciertamente el descenso en el porcentaje para Italia, Alemania y Francia es casi inapreciable. En segundo lugar, el montante relativo del impacto, tanto para exportaciones como para importaciones, tiene una tendencia predominantemente

**GRÁFICO 2.3: Impacto sobre exportaciones e importaciones  
entre PIB corriente**  
(porcentaje)

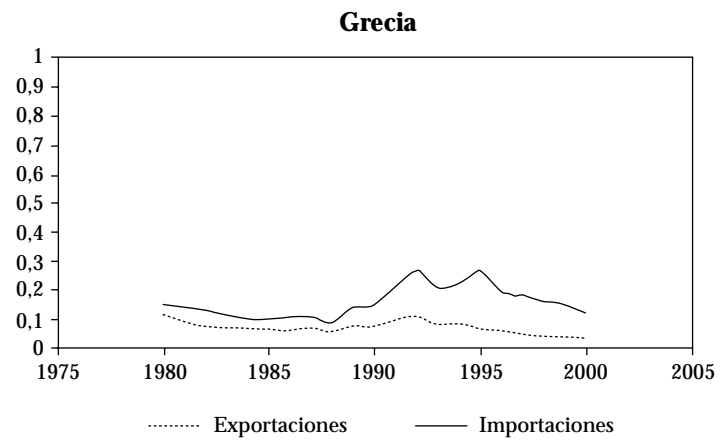
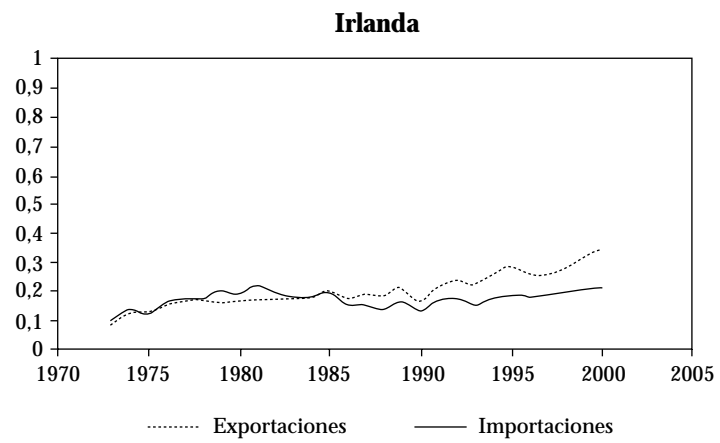
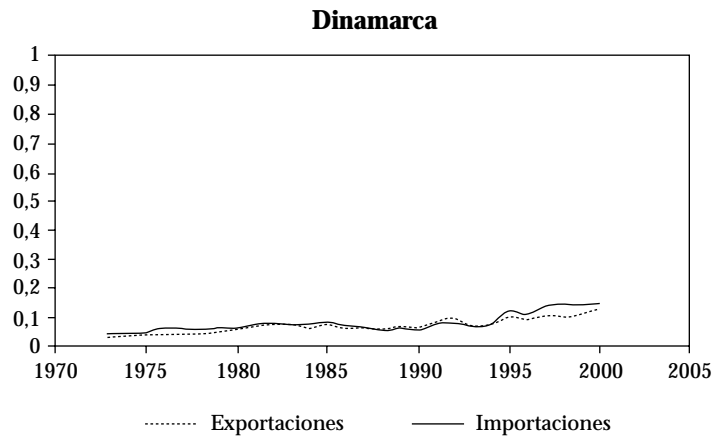


**GRÁFICO 2.3** (continuación): **Impacto sobre exportaciones e importaciones entre PIB corriente**  
(porcentaje)

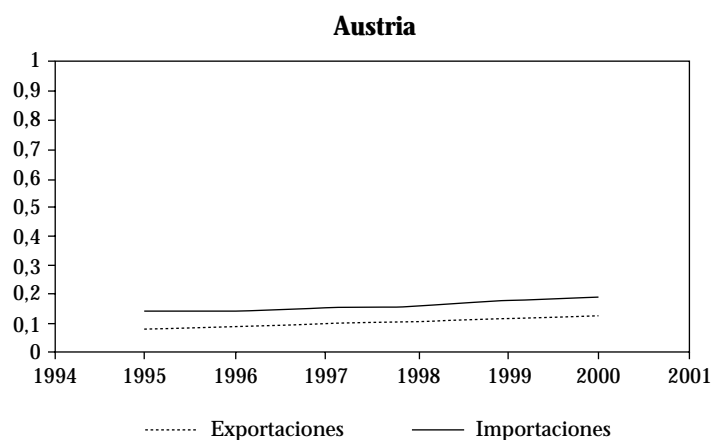
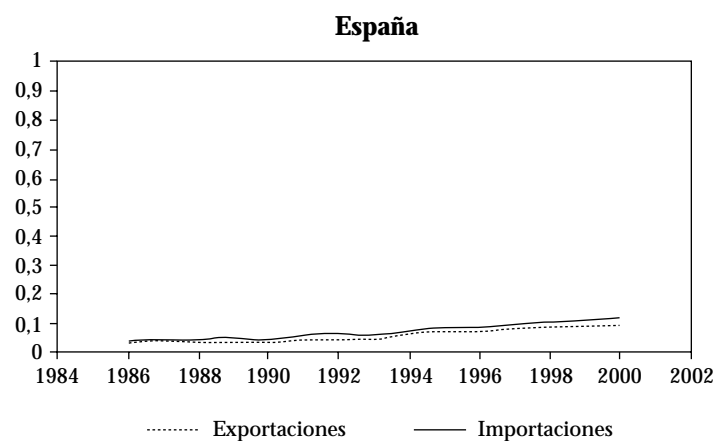
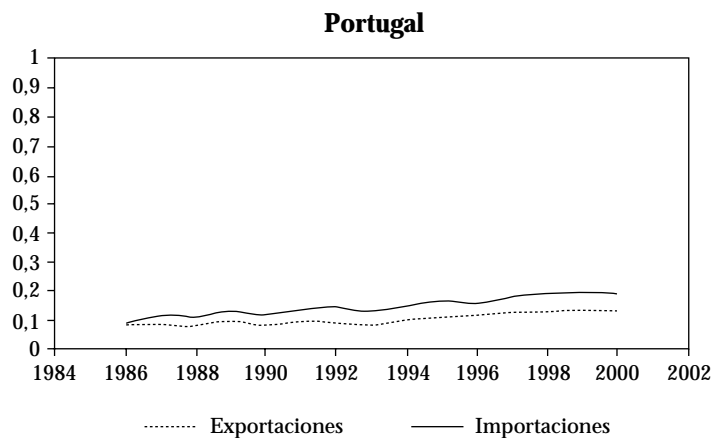




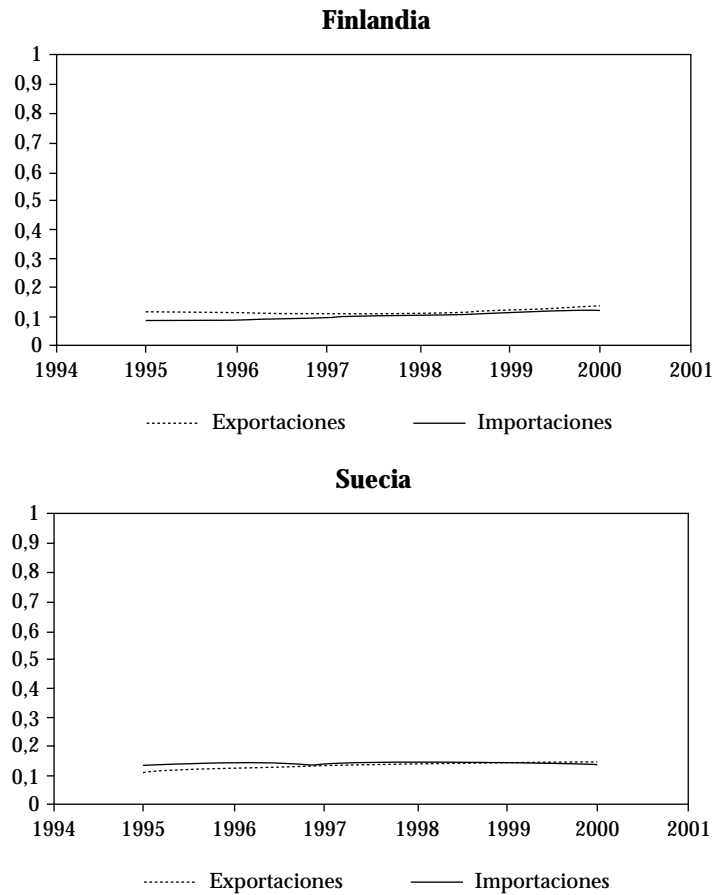
**GRÁFICO 2.3 (continuación): Impacto sobre exportaciones e importaciones entre PIB corriente (porcentaje)**



**GRÁFICO 2.3** (continuación): **Impacto sobre exportaciones e importaciones entre PIB corriente**  
(porcentaje)



**GRÁFICO 2.3 (continuación): Impacto sobre exportaciones e importaciones entre PIB corriente (porcentaje)**



creciente, lo que es indicativo de que se trata de un fenómeno acumulativo; excepciones a la afirmación anterior son Austria, Finlandia, Suecia <sup>3</sup> (cuya línea es casi perfectamente elástica) y Grecia, cuya trayectoria es bastante errática.

En tercer lugar, el impacto en importaciones y en exportaciones es casi coincidente para Francia, Alemania, Italia y Suecia. La integración juega a favor del déficit comercial, esto es, el impacto en importaciones supera al impacto en exportaciones claramente en Grecia, Portugal, Austria y en bastante menor medida en España, Reino Unido y Dinamarca, acentuando-

---

3. Estos tres países se incorporan a la Unión Europea en 1995. Con sólo cinco años de impacto es prácticamente imposible detectar una tendencia clara de comportamiento.

se para este último país el coste de la integración a partir de 1995; por su parte, Finlandia ofrece un impacto ligeramente superior en exportaciones. Las tres naciones restantes no presentan comportamientos regulares en todo el periodo; en efecto, Bélgica-Luxemburgo presenta una evolución prácticamente coincidente hasta 1975, para luego ser mayor el impacto en importaciones; Holanda tiene hasta 1973 un impacto ligeramente superior en importaciones y de 1974 a 1995 es mayor en exportaciones; Irlanda presenta idéntico patrón que Holanda pero siendo ahora los periodos 1978-1983 y a partir de 1985, respectivamente. Finalmente, en cuarto lugar, ¿cuál es la magnitud relativa del impacto respecto del PIB? La respuesta tiene que ver con el grado de apertura de los países en cuestión. En general, la magnitud del impacto relativo al PIB es superior, como parece lógico, en países pequeños, más volcados tradicionalmente en términos relativos al sector exterior. Para los países grandes, Francia, Alemania, Italia, Inglaterra y España, el porcentaje de impacto está alrededor del 5% y alcanza un máximo en torno al 8% en 2000. Dinamarca, aunque con un impacto algo mayor, también se acomoda a esta estructura. Suecia y Finlandia tienen un impacto estable, en las cercanías del 10-12% del PIB; algo superior, sobre todo en importaciones, pero de comportamiento parejo es el de Portugal y el de Austria. Los impactos mayores, en torno al 20%, se dan en el resto de países: Bélgica-Luxemburgo, Holanda, Irlanda y Grecia, este último con una trayectoria muy volátil. Mención especial merecen Holanda e Irlanda con un impacto en exportaciones en 2000 que llega al 30% del PIB y, sobre todo, Bélgica-Luxemburgo que alcanza el 40% en importaciones al final del periodo muestral.

### **2.5.2. Los efectos ex ante de la ampliación de 2004**

En mayo de 2004 Chipre, República Checa, Estonia, Lituania, Letonia, Hungría, Polonia, Malta, Eslovenia y República Eslovaca entraron a formar parte de los veinticinco países, incluidos ellos mismos, que conforman la Unión Europea. Se trata de la ampliación más ambiciosa y amplia en cuanto a superficie, población o renta jamás llevada a cabo en el seno del proyecto de construcción europea. Este trabajo, dedicado a la evaluación del impacto comercial de la creación de la CEE y de las sucesivas nuevas incorporaciones de miembros, no podía dejar pasar por alto esta cuestión.

Se puede argumentar que nuestra base de datos sólo llega al año 2000 y que la integración ocurre en 2004. Sin embargo, aun siendo esto estrictamente cierto, no es menos verdadero que en economía muchas veces los agentes son capaces de anticipar los efectos de determinados acontecimientos futuros. En definitiva, estamos hablando de algo tan importante como son las expectativas.

Para intentar captar si los flujos comerciales de los diez nuevos miembros con la CEE se han visto modificados como consecuencia de la expectativa de integración, hemos definido dos variables ficticias, que son las siguientes:

\* CEE10: toma valor uno para las importaciones que hacen los diez nuevos socios de cada uno de los quince antiguos, cero en otro caso.

\* CEE15: toma valor uno para las importaciones que hacen los quince antiguos socios de cada uno de los diez nuevos, cero en otro caso.

Ciertamente, CEE10 y CEE15 podrían refundirse en una sola ficticia. Sin embargo, se acepta estadísticamente que sean diferentes y su comportamiento tampoco es exactamente parejo.

Hemos probado a introducir ambas *dummies* desde 1990 a 2000. Muchos de los países que se incorporan en 2004 no existían antes de 1990, de forma que no tiene sentido remontarse más atrás en el tiempo. Sorprendentemente, y no deja de ser un resultado muy relevante, tanto CEE10 como CEE15 son claramente significativas, y positivas, desde 1997 hasta 2000. ¡El efecto anticipación existe!

El cuadro 2.3 muestra  $e^{\hat{\alpha}_{CEE10}}$  y  $e^{\hat{\alpha}_{CEE15}}$  para los cuatro años representativos.

**CUADRO 2.3: Valor de  $e^{\hat{\alpha}_{CEE10}}$  y  $e^{\hat{\alpha}_{CEE15}}$**

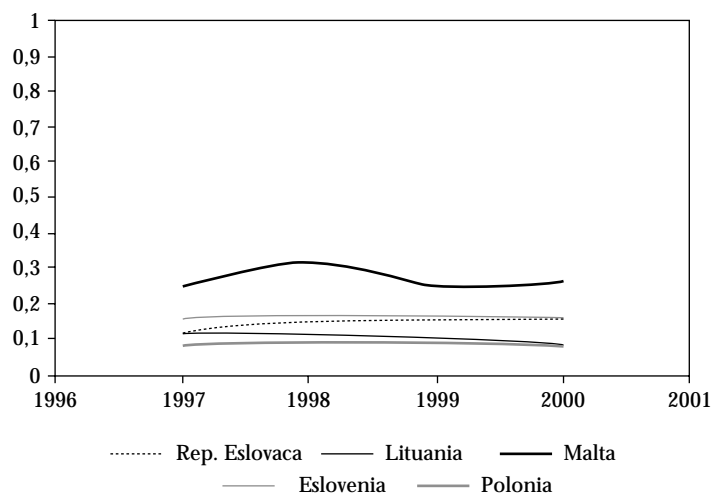
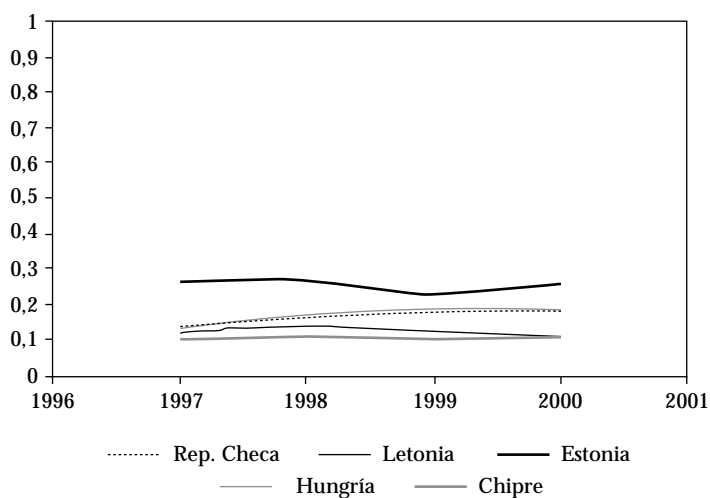
Año	CEE10	CEE15
1997	1,88757701	1,50646222
1998	1,93846418	1,57477279
1999	1,99841227	1,63063091
2000	1,87879385	1,72529664
Media	1,92581183	1,60929064

Como puede observarse, el efecto es más intenso siempre para los diez nuevos entrantes que para los nuevos socios, si bien hay que valorar, aunque sea en un período tan corto de cuatro años, que la evolución de  $e^{\hat{\alpha}_{CEE15}}$  es claramente creciente en el tiempo.

Finalmente el gráfico 2.4 ofrece el impacto asociado a CEE10, impacto en importaciones, sobre el PIB de cada uno de los diez nuevos socios <sup>4</sup>, obtenido, como es habitual, a partir de (2.5).

4. No se ofrecen gráficos del impacto de CEE15 sobre el PIB de cada uno de los quince antiguos socios, por cuanto el porcentaje resultante es prácticamente cero.

GRÁFICO 2.4: Impacto sobre importaciones entre PIB corriente



Como podía preverse para un período tan corto de cuatro años, todas las líneas son casi perfectamente elásticas. El impacto promedio se sitúa en torno al 15% del PIB, que es una cifra respetable. Por encima destacan Malta, que llega hasta el 30%, y Estonia, que evoluciona alrededor del 25%; por debajo Chipre, que se sitúa alrededor del 10% y Polonia, que está siempre por debajo de esa magnitud.

### 3. Análisis de los flujos comerciales desde el punto de vista agregado: método de series temporales

EL objetivo de este apartado es analizar el comportamiento de los flujos comerciales de los países miembros de la Unión Europea desde la perspectiva del comportamiento agregado de los agentes. Esto tiene la ventaja de que podemos utilizar series macroeconómicas y, como consecuencia, incidir en el estudio de la evolución del patrón comercial de estos países a lo largo del tiempo. Seremos capaces así de analizar los efectos que han tenido sobre estos países las sucesivas ampliaciones que se han producido desde el nacimiento de la CEE hasta nuestros días.

En principio, no deberían existir problemas de cara a la especificación de un modelo que recoja el comportamiento de las importaciones y exportaciones de los países. Considerando que disponemos de un conjunto de  $N$  países para el que tenemos información de  $T$  periodos podríamos plantear un modelo genérico que adoptara la siguiente forma:

$$Y_{it} = X_{it}\beta_i + u_{it} \quad (3.1)$$

con  $i = 1, 2, \dots, N$ ,  $t = 1, 2, \dots, T$ .

Los flujos comerciales de cada país (importaciones y exportaciones) estarían recogidos en  $Y$ , sus correspondientes variables explicativas en  $X$ ,  $\beta_i$  sería el vector de parámetros para cada una de las ecuaciones y  $u_{it}$  el vector de perturbaciones del sistema. Asumiendo que disponemos de suficiente información, el modelo anterior se puede estimar para cada país por diversas técnicas capaces de ofrecernos estimadores que tengan buenas propiedades estadísticas. Sin embargo, en nuestro estudio tenemos un problema de partida, por cuanto algunos de los países incluidos en la actual Unión Europea son relativamente jóvenes y, en consecuencia, la disponibilidad muestral es

realmente escasa. Estamos pensando en el caso de países como Eslovenia, Eslovaquia o la República Checa (por citar sólo algunos ejemplos), que surgen del desmembramiento de los antiguos países del telón acero, acontecimiento ocurrido a partir de los 90. Por lo tanto, la información disponible para este conjunto de países no va más allá de los 10 años. Para paliar este problema inicial, una opción metodológica válida es basar nuestro estudio no en el análisis individual de cada uno de los países, sino el estudio conjunto de los mismos a partir del empleo de técnicas de paneles de datos. En consecuencia, vamos a estimar el siguiente modelo:

$$Y_{it} = X_{it}\beta + \mu_i + u_{it} \quad (3.2)$$

Debemos dejar constancia desde este instante que esta especificación presenta una seria limitación al considerar que la respuesta de los flujos comerciales ante cambios en las variables explicativas es única para el total de los países incluidos en la muestra. Es precisamente la gran diferencia con respecto a la especificación original. En nuestra opinión esto es una restricción muy severa que la lógica nos dice que es posible que no se cumpla en la práctica. Pero, ante la escasez muestral anteriormente comentada, es imposible aplicar técnicas econométricas alternativas, como sería la estimación de un conjunto de ecuaciones individuales por el método SURE. En consecuencia, la opción metodológica adoptada es la más apropiada dentro de las limitaciones existentes.

El siguiente paso que debemos dar de cara a nuestra modelización es seleccionar las variables explicativas que debemos emplear. Siguiendo, por ejemplo, el trabajo de Sanso y Montañés (2002) para el caso de los flujos comerciales españoles, para la modelización de las importaciones de los países incluidos en la muestra utilizamos tanto el PIB de cada uno de ellos como el tipo de cambio real frente al dólar. El uso de esta moneda como numerario a la hora de calcular el tipo de cambio real parece apropiado por cuanto buena parte, por no decir la práctica totalidad, de las operaciones comerciales internacionales se realizan en esta divisa. De forma similar, a la hora de explicar el comportamiento de las exportaciones del conjunto de países considerados en el presente estudio empleamos, de un lado, el tipo de cambio real mientras que, por otro lado, hacemos uso del comercio mundial total, como un indicador de la evolución de la escala del comercio internacional.

Por último, si queremos estudiar las consecuencias que han tenido las sucesivas ampliaciones de la original CEE hasta la formación de la actual UE podemos incluir una serie de variables ficticias que nos recojan este efecto. Así, el modelo finalmente a estimar sería el siguiente:



$$Y_{it} = X_{it}\beta + \mu_i + D_{it}\gamma + u_{it} \quad (3.3)$$

donde  $D_{it}$  es una variable dummy que toma valor 1 a partir del período en el que se produce la ampliación y 0 con anterioridad y  $\gamma$  es el parámetro que recoge el efecto que dicha ampliación produce sobre los diferentes flujos comerciales.

Una vez que hemos determinado el objetivo que perseguimos, el resto de la sección se distribuye de la siguiente manera. En primer lugar, vamos a presentar las variables que vamos a utilizar, destacando las disponibilidad de información con la que contamos. A continuación, pasamos a analizar el orden de integración de las variables, aspecto que va a determinar las técnicas econométricas que debemos utilizar. Después, presentamos los resultados obtenidos tras la estimación del modelo y, por último, efectuamos una valoración del impacto que han tenido las sucesivas ampliaciones de la Unión Europea sobre la evolución de los flujos comerciales de los países miembros.

### 3.1. Fuentes de datos

En primer lugar, debemos seleccionar la muestra de países que vamos a incluir. En un estudio de las características de éste se hace imprescindible contar con los 25 países que en la actualidad forman la Unión Europea, a la sazón: Alemania, Austria, Bélgica-Luxemburgo, Chipre, Dinamarca, Eslovaquia, Eslovenia, España, Estonia, Finlandia, Francia, Grecia, Hungría, Irlanda, Italia, Letonia, Lituania, Malta, Países Bajos, Polonia, Portugal, Reino Unido, República Checa y Suecia. Pero, además, parece adecuado incluir en la muestra otro conjunto de países que nos permitan analizar la evolución de los flujos comerciales de los países miembros de una forma más robusta. Para ello, además de los anteriores, hemos incluido en nuestro conjunto muestral los flujos de Australia, Bulgaria, Canadá, Japón, Corea, Nueva Zelanda, Noruega, Rumania, Suiza, Turquía y Estados Unidos. Esto supone que estamos recogiendo un elevado porcentaje del comercio mundial en nuestra muestra.

Dada la gran heterogeneidad de los países incluidos, la selección de la información es uno de los jalones importantes en la realización del trabajo. Para proveer a los datos de cierta coherencia interna nos hemos decantado por obtener los flujos comerciales de la base de datos *International Finance Statistics*, mientras que los datos referentes al PIB y al tipo de cambio real se han obtenido de la base de datos Summers-Heston.

El intervalo muestral disponible más amplio abarca el período 1950-2000, si bien esto no es posible para todas las variables ya que, como hemos indicado con anterioridad, algunos de los países incluidos en la muestra surgen en los 90 como consecuencia de la atomización de algunos de los países del este de Europa.

### **3.2. Orden de integración de las variables**

Una vez que hemos especificado el conjunto de modelos que queremos emplear el primer paso a dar dentro de la modelización econométrica es estudiar el orden de integración de las variables. Este análisis es importante por cuanto va a determinar las técnicas econométricas que debemos utilizar. Así, si demostramos que las variables incluidas en nuestro estudio no presentan una raíz unitaria, entonces podríamos emplear técnicas de estimación tradicionales. Sin embargo, si demostramos la presencia de raíces unitarias en las variables sometidas a estudio, tal y como podemos esperar a priori, entonces tendremos que emplear técnicas relacionadas con el análisis de cointegración.

La cuestión que debemos decidir ahora es cuál de los numerosos estadísticos es el más apropiado a la hora de determinar las propiedades temporales de las variables incluidas en nuestro conjunto de información. De nuevo tenemos la disyuntiva de plantearnos el uso de estadísticos basados en el estudio individual de cada una de las series. De seguir este camino, podríamos emplear los estadísticos de la familia Dickey-Fuller (Dickey y Fuller, 1979) o los propuestos por Ng y Perron (2001) más recientemente. Sin embargo, topamos nuevamente con la escasez de información disponible para algunos de los países. Como solución, parece adecuado emplear estadísticos basados en el empleo de técnicas de paneles de datos, lo que aprovecha al máximo toda la información muestral disponible. En la siguiente sección, describimos cuáles son los estadísticos comúnmente empleados.

#### **3.2.1. Contrastes de raíz unitaria en paneles de datos**

Comenzamos clasificando los contrastes de raíz unitaria en datos de panel de acuerdo con las restricciones impuestas sobre el proceso autorregresivo que siguen las perturbaciones de las variables que componen el sistema que se quiere estudiar. Así, por ejemplo, podemos considerar que éstas siguen un proceso autorregresivo de primer orden y, en consecuencia, especificamos el siguiente modelo:

$$y_{it} = \rho_i y_{it-1} + Z'_{it} \delta_i + u_{it} \quad (3.4)$$

donde  $i = 1, 2, \dots, N$ ,  $t = 1, 2, \dots, T$ ,  $Z_{it}$  recoge los elementos deterministas incluidos en la especificación, tendencia y término independiente principalmente,  $\rho_i$  es un vector de parámetros autorregresivos y  $u_{it}$  es una perturbación que cumple las hipótesis básicas para los modelos de datos de panel. Si  $\rho_i = 1$ , entonces la variable  $y_i$  contiene una raíz unitaria, mientras que si se cumple que  $|\rho_i| < 1$ , entonces la variable  $y_i$  es estacionaria en varianza.

Si nuestro objetivo es estudiar las propiedades temporales de las variables incluidas en el sistema, podemos realizar diversas hipótesis sobre el parámetro autorregresivo, de esta forma podemos imponer la restricción de que todos los coeficientes autorregresivos son idénticos y, por tanto, se cumple que  $\rho_i = \rho$  para todo  $i$ . Bajo este supuesto podemos utilizar dos tipos de estadísticos que han sido propuestos recientemente en Breitung (2000) y en Levin, Lin y Chu (2002).

Ambos estadísticos se calculan tomando como punto de partida la especificación de un modelo que no es sino la extensión al caso de un panel de datos de la especificación tradicional de un Dickey-Fuller:

$$\Delta y_{it} = \alpha y_{i-t} + Z'_{it} \delta_i + \sum_{i=1}^{pi} \theta_i \Delta y_{it-1} + u_{it} \quad (3.5)$$

donde  $i = 1, 2, \dots, N$  y  $\alpha = \rho - 1$ , por lo que estamos asumiendo que el valor del parámetro autorregresivo es idéntico para cada uno de los  $N$  cortes transversales que componen el panel de datos, aunque el número de retardos ( $\rho_i$ ) que puede incluir cada ecuación difiere. La hipótesis nula a estudiar es  $H_0: \alpha = 0$ , frente a la alternativa  $H_A: |\alpha| < 0$ .

Tanto el estadístico de Levin et al. (2002) como el de Breitung (2000) se basan en la estimación de la ecuación (3.5), aunque se diferencia en la forma en la que se tienen en cuenta tanto los elementos deterministas como el número de retardos. Así, Levin et al. (2002) construyen dos tipos de variables artificiales:

$$\Delta \bar{y}_{it} = \Delta \bar{y}_{it} - Z'_{it} \hat{\delta}_i - \sum_{i=1}^{pi} \hat{\theta}_i \Delta y_{it-1} \quad (3.6)$$

$$\bar{y}_{it-1} = \bar{y}_{it-1} - Z'_{it} \hat{\delta}_i - \sum_{i=1}^{pi} \hat{\theta}_i \Delta y_{it-1} \quad (3.7)$$

Si estandarizamos las expresiones anteriores dividiendo por las desviaciones típicas estimadas de cada una de las  $N$  ecuaciones estimadas, entonces llegamos a la siguiente ecuación auxiliar:

$$\frac{\Delta \bar{y}_{it}}{s_i} = \alpha \frac{\bar{y}_{it-1}}{s_i} + \gamma_{it} \quad (3.8)$$

A partir de aquí, Levin et al. (2002) definen el siguiente estadístico:

$$LCC = \frac{t_\alpha - N \tilde{T} S_N \hat{\sigma}^{-2} \hat{\sigma}_z \mu_m^*}{\sigma_m^*} \quad (3.9)$$

donde  $t_\alpha$  es el estadístico para contrastar la hipótesis  $\alpha = 0$  en (3.5) y el resto de los elementos están descritos en Levin et al. (2002). Queremos indicar que, bajo la hipótesis nula, el estadístico LLC converge hacia una distribución  $N(0,1)$ .

El estadístico de Breitung (2000) es similar al anterior y tan sólo difiere en el método empleado a la hora de eliminar el efecto de la autocorrelación de la perturbación del modelo. El estadístico de Breitung (2000), que denotaremos B, también converge hacia una distribución  $N(0,1)$ .

Frente a este tipo de estadísticos obtenidos bajo una restricción que puede ser falsa, otro grupo de autores han propuesto estadísticos alternativos en los que no se impone restricción alguna sobre los parámetros autorregresivos. Así, el punto de partida es la estimación de la siguiente ecuación:

$$\Delta y_{it} = a_i y_{it-1} + Z_{it} \delta_i + \sum_{i=1}^{p_i} \theta_i \Delta y_{it-1} + u_{it} \quad (3.10)$$

donde, como vemos, el parámetro  $\alpha_p$  que es el que contiene la información sobre el parámetro autorregresivo, puede variar entre los distintos cortes transversales de la muestra. Este es el método que utilizan Im, Pesaran y Shin (2003), quienes desarrollan un estadístico que permite contrastar la hipótesis nula  $H_0: \alpha_i = 0$  para  $i = 1, 2, \dots, N$ , frente a la hipótesis alternativa compuesta  $H_A: \alpha_i = 0$  para  $i = 1, 2, \dots, N_1$  y  $\alpha_i \neq 0$  para  $i = N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N$ , donde la selección de  $N_1$  juega un papel importante por cuanto es el punto de corte entre las variables que asumimos tienen una raíz unitaria, frente al conjunto de variables que presuntamente no la tienen. Por tanto,  $N_1/N$  es el número de variables que tienen una raíz unitaria bajo nuestra hipótesis nula.

El estadístico se calcula tomando como punto de partida la estimación de la regresión propia del estadístico Dickey y Fuller (1979) aumentado para cada uno de los  $N$  cortes transversales. Al conjunto de estos estadísticos lo denotamos como  $t_i(p)$ , donde  $i = 1, 2, \dots, N$  y  $p_i$  representa el número de retardos utilizados en cada ecuación. Im, Pesaran y Shin (2003) proponen utilizar como estadístico de contraste la media aritmética de los estadísticos  $t_i(p_i)$ :

$$IPS = \frac{\sum_{i=1}^N t_i(p_i)}{N} \quad (3.11)$$

En el caso de que no se incluyan retardos en la estimación de las ecuaciones del tipo Dickey-Fuller ( $\rho_i = 0$ ), entonces los valores críticos del estadístico IPS están tabulados en el artículo original para distintos valores de  $N$  y de  $T$ . Sin embargo, en el caso de que las perturbaciones de las ecuaciones anteriores presenten algún tipo de autocorrelación estos valores críticos no son válidos. Para solucionar este problema, Im, Pesaran y Shin(2003) ofrecen una solución alternativa, planteando el siguiente estadístico:

$$IPS_{II} = \frac{\sqrt{N} \left[ IPS - N^{-1} \sum_{i=1}^N E(t_i(p_i)) \right]}{\sqrt{N^{-1} \sum_{i=1}^N Var(t_i(p_i))}} \quad (3.12)$$

Donde las expresiones para la media y la varianza del estadístico  $t_i(p_i)$  están calculadas en el artículo de referencia para diversos cortes transversales y tamaños muestrales. La ventaja que tiene el estadístico  $IPS_{II}$  es que converge hacia una distribución  $N(0,1)$ , por lo que se pueden utilizar los valores críticos de esta distribución.

Recientemente, Maddala y Wu (1999) y Choi (2001) han propuesto una pequeña variación al procedimiento de IPS. Estos autores en lugar de basar su estadístico en el estadístico de Dickey-Fuller, toman como punto de partida los *correspondientes p-values* (o valores de probabilidad) relacionados con estos estadísticos. Si definimos  $\pi_i$  como el correspondiente valor de probabilidad asociado a  $t_i(\pi_i)$ , entonces resulta sencillo probar que:

$$ADF - Fisher = -2 \sum_{i=1}^N \log(\pi_i) \rightarrow \chi^2_{2N} \quad (3.13)$$

De forma similar, también es posible definir un estadístico basado no en los contrastes de la familia Dickey-Fuller, sino en la de Phillips-Perron (Phillips y Perron, 1988). En este caso hay que estimar la varianza de largo plazo para lo cual nos inclinamos por emplear la ventana cuadrático espectral de Andrews (1991), combinada con los criterios de Andrews y Monahan (1992) para determinar el tamaño del parámetro de *bandwith*. Nos referiremos a este estadístico como PP-Fisher.

### **3.2.2. Resultados obtenidos sobre el orden de integración de las variables**

Los resultados de aplicar los contrastes anteriormente definidos sobre las variables que vamos a emplear en nuestro estudio se presentan en el cuadro 3.1. A partir de ellos se comprueba que no podemos rechazar la presencia de una raíz unitaria en ninguno de los casos considerados. Esto tiene consecuencias directas sobre el método de estimación que debemos emplear, por cuanto imposibilita el uso de métodos tradicionales. Al contrario, lo que debemos realizar a continuación es comprobar que existe una relación de cointegración para cada una de las variables.

En realidad, este resultado no es sorprendente si tenemos en cuenta el caso español analizado en Sanso y Montañés (2002), en base al cual hubiésemos podido anticipar desde un principio la necesidad de emplear técnicas relacionadas con el análisis de cointegración. Esto supone considerar las relaciones expresadas en (3.1) como relaciones de largo plazo, siempre y cuando podamos demostrar que las perturbaciones del modelo no presentan una raíz unitaria.

En el caso presente, el estudio tiene una dificultad añadida por cuanto, por las ya suficientemente comentadas limitaciones de información, hemos decidido basar el estudio en el empleo de técnicas de datos de panel. Solventar esta dificultad es relativamente sencillo sin más que aplicar técnicas de paneles de datos para estimar las relaciones de largo plazo de cada uno de los países y, a continuación, calcular los estadísticos de raíz unitaria en datos de panel para los residuos de las ecuaciones. Esto nos indicará la presencia o no de relaciones de cointegración en nuestro sistema. Los resultados derivados de la aplicación de estas técnicas se presentan en la siguiente sección.

### **3.3. Estimación de las relaciones de largo plazo: análisis de cointegración en paneles de datos**

En el cuadro 3.2 se presentan los resultados de estimar el sistema para el caso de importaciones. Lo primero que debemos comprobar es si la especificación estimada es realmente una relación de cointegración. Utilizando los contrastes de raíz unitaria para datos de panel concluimos que, como esperábamos, podemos rechazar la existencia de una raíz unitaria en las perturbaciones aleatorias de las ecuaciones que componen nuestro sistema.

Una vez demostrada la existencia de esta relación de largo plazo podemos proceder a estudiar las estimaciones de los distintos coeficientes. Así, la elasticidad del PIB es 1,38 mientras que la elasticidad del tipo de cambio real es  $-0,15$ . Si tenemos en cuenta que el bien analizado, importaciones totales, supone una clara amalgama de productos que van desde los primarios hasta los energéticos, una mezcla bastante heterogénea en consecuencia, podemos concluir que las magnitudes de las estimaciones de ambos coeficientes son aceptables.

Más interesante resulta centrarnos en el estudio de las magnitudes relacionadas con las distintas ampliaciones que ha experimentado lo que en la actualidad es la Unión Europea. Vemos que todas estas variables dummies han afectado de forma positiva al incremento de las importaciones. Sin embargo, hemos descubierto que los efectos no son simétricos en el sentido de que el efecto para el país adherente no es el mismo que experimenta los países que reciben al nuevo país. Así, la inclusión de Grecia no supuso un cambio en el patrón de comportamiento de los países ya miembros, aunque sí que incrementó las importaciones de Grecia a partir de su año de adhesión. Otro tanto podemos decir de la incorporación de España y Portugal en el año 1986.

Por el contrario, observamos que en el año 1995 se incrementan tanto las importaciones de los países que se integran en la UE (Austria, Finlandia y Suecia), pero también lo hacen, aunque en una cuantía inferior, las importaciones de los países ya integrantes de la UE.

Por último, parece apropiado analizar si se ha producido algún tipo de cambio en el comportamiento de las importaciones de los países de la UE con motivo de la reciente ampliación hacia la UE25. En este sentido, debemos señalar que dicha ampliación se ha producido en el año 2004 y la muestra disponible acaba en el año 2000. Por tanto no disponemos de información suficiente para dar respuesta a esta cuestión. Sí que podemos afirmar, no obstante, que se detecta la existencia de un efecto de anticipación de esta ampliación a partir del año 1997. Según esta variable dummy, las importaciones de los países que se integraron recientemente en la UE aumentaron sensiblemente. También lo hicieron las del resto de los países, aunque de forma mucho más moderada.

Una vez que hemos analizado el comportamiento de las importaciones, es el turno de hacer lo mismo para el caso de las exportaciones. Los resultados a los que hemos llegado se presentan en el cuadro 3.3. De nuevo, hay que comenzar asegurándose de que las perturbaciones de las ecuaciones del sistema presentan las propiedades adecuadas; en nuestro caso, que no presentan raíces unitarias. El empleo de los estadísticos que estudian la hipótesis nula de raíz unitaria en datos de panel claramente rechaza dicha hipótesis y, en conse-

cuencia, podemos concluir que el sistema estimado representa el comportamiento de largo plazo de las exportaciones de los países. Debemos indicar que, para obtener los resultados que hemos presentado, es necesario introducir una variable dummy (D7380) que toma valor 1 para el período 1973-1980. Esta variable viene a recoger el efecto negativo que supuso para el comercio mundial las dos crisis del petróleo producidas durante la década de los 70.

Las elasticidades estimadas toman distintos valores. Así, se admite estadísticamente que la elasticidad del comercio mundial toma el valor unidad. Por otro lado, la elasticidad del tipo de cambio real toma un valor próximo a cero. Este resultado hay que interpretarlo también con cierta cautela debido a la propia variable endógena que estamos intentando explicar (exportaciones totales) que, como en el caso de las importaciones, contiene comportamientos tan diferentes como manufacturas, bienes primarios o energéticos. En consecuencia, podemos considerar aceptable la magnitud de dicha elasticidad.

Por último, nos queda analizar el valor de las diversas variables ficticias que captan el efecto de las sucesivas ampliaciones que se han registrado en la Unión Europea. Uno de los primeros resultados que nos llaman la atención es el hecho de que la ampliación del año 1973 tiene un moderado efecto sobre los 9 primeros países que entraron a formar parte de la entonces CEE. Otro hecho a resaltar es que las siguientes ampliaciones no produjeron efectos simétricos, tal y como ocurría en el caso de las importaciones. Así, la adhesión de Grecia (1980) y de España y Portugal (1986) incrementa las exportaciones de estos países, pero no las del conjunto de países ya incluidos dentro de la, por entonces, CEE. También, observamos la presencia de un efecto en los países que se han adherido a la UE en el año 2004 según el cual las exportaciones de estos países habrían aumentado desde el año 1998, anticipándose en el tiempo a la incorporación de estos 10 países a la actual UE. Debemos añadir, finalmente, que no hemos sido capaces de encontrar un efecto significativo en la evolución del sistema de exportaciones relacionado con la ampliación del año 1995.

### **3.4. Evaluación del impacto de las ampliaciones sobre el flujo comercial**

A partir de las estimaciones de los parámetros ofrecidas en la sección anterior es posible ofrecer una valoración del efecto que han tenido las sucesivas ampliaciones sobre la evolución de los flujos comerciales de los países miembros de la Unión Europea.



En el gráfico A.1 se presentan las valoraciones del impacto para cada uno de los países de la UE incluidos en la muestra. El gráfico A.1 responde a lo que ha sucedido con los países que pertenecían a la UE antes de la última ampliación y recoge, precisamente, el efecto sobre los países que se han adherido recientemente.

Con respecto al impacto sobre los 14 países con más antigüedad en la UE debemos señalar, en primer lugar, que los resultados para el total de flujo de importaciones reproduce casi perfectamente el resultado obtenido a partir de la ecuación de gravedad. Sin embargo, los resultados para exportaciones presentan ligeras diferencias con respecto a los impactos determinados mediante aquél método. Aún con todo, una comparación global de los resultados nos lleva a concluir que los impactos obtenidos a partir de ambas metodologías son altamente coincidentes.

Más relevantes nos parecen los resultados obtenidos para los países de nuevo acceso. En primer lugar, destacar la escasa importancia del impacto, en términos del PIB, para el caso de exportaciones. Estos valores apenas exceden el 2%, excepto para el caso de Malta que alcanza niveles ligeramente superiores aunque, en cualquier caso, inferiores al 4% del PIB.

Por el contrario, el nivel del impacto sobre importaciones es superior. Los valores más modestos se encuentran en Polonia, donde el impacto se sitúa alrededor del 7% del PIB. Para el resto de los países, el impacto en importaciones representa más del 10% del PIB, incluso para el caso de Malta o Estonia esta cifra supera el 20%. En consecuencia, observamos que si bien las exportaciones de estos países no se han visto incrementadas de forma sustancial con motivo de su entrada en el Unión Europea, las importaciones sí que se han incrementado notablemente.

**CUADRO 3.1: Orden de integración de las variables**

	MR	PIB	XR	TCR
LLC	24,70	7,41	25,96	5,08
B	20,80	10,20	22,28	1,08
IPS <sub>II</sub>	22,68	6,51	14,24	0,84
ADF - Fisher	2,15	20,56	19,37	42,98
PP - Fisher	93,01	111,04	76,73	155,27

Mr: importaciones.

Xr: Exportaciones.

PIB: Producto Interior Bruto.

TCR: tipo de cambio real frente al dólar.

**CUADRO 3.2: Estimación del sistema de importaciones**

Variable	Estimación	t-ratio
Log(PIB <sub>t</sub> )	1,38	112,35
Log(TCR <sub>t</sub> )	-0,15	-10,17
D57	0,24	4,61
D73	0,13	6,80
D80B	0,51	9,31
D86B	0,17	3,52
D95A	0,10	3,21
D95B	0,20	4,24
D97A	0,13	3,33
D97B	0,24	8,96
R <sup>2</sup>	0,99	
Contrastes de no cointegración		
LLC	-10,27	
B	-7,30	
ADF-Fisher	236,90	
PP- Fisher	245,32	

*Nota:* Este cuadro presenta el resultado de estimar el sistema de exportaciones. La variable endógena es el logaritmo de las importaciones de cada país y las explicativas el logaritmo del PIB de cada país (PIB) y el logaritmo del tipo de cambio real de cada país (TCR).

La variable dummy DXX toma valor 1 si  $t > 19XX$  y 0 en otro caso para los países de la CEE o UE. Cuando estas variables dummies terminan en A, afectan exclusivamente a los países que pertenecían a la Unión Europea (o CEE en su caso) en el período 19XX, mientras que si acaba en B afecta sólo a los países que se adhieren en dicho año.

El método de estimación empleado es el de efectos fijos.

LLC, B, ADF y PP son los estadísticos que contrastan la hipótesis nula de raíz unitaria en paneles de datos. Se han calculado en un modelo que carece de elementos deterministas. En todos los casos rechazan la hipótesis nula para cualquier nivel de significación.

**CUADRO 3.3: Estimación del sistema de exportaciones**

Variable	Estimación	t-ratio
LOG (WX)	1,00*	
LOG (TCR <sub>t</sub> )	0,03	2,57
D7380	-0,09	-8,30
D57	0,15	6,18
D73	0,04	2,41
D80B	0,54	6,55
D86B	0,21	3,78
D98B	0,04	2,27
R <sup>2</sup>	0,99	
Contrastes de no cointegración		
LLC	-7,64	
B	-4,67	
ADF-Fisher	205,01	
PP-Fisher	214,28	

*Nota:* Este cuadro presenta el resultado de estimar el sistema de exportaciones. La variable endógena es el logaritmo de las exportaciones de cada país y las explicativas el logaritmo del índice de comercio mundial (WX) y el logaritmo del tipo de cambio real de cada país (TCR).

La variable dummy DXX toma valor 1 si  $t > 19XX$  y 0 en otro caso para los países de la CEE o UE. Cuando estas variables dummies terminan en A, afectan exclusivamente a los países que pertenecían a la Unión Europea (o CEE en su caso) en el período 19XX, mientras que si acaba en B afecta sólo a los países que se adhieren en dicho año.

El método de estimación empleado es el de efectos fijos.

LLC, B, ADF y PP son los estadísticos que contrastan la hipótesis nula de raíz unitaria en paneles de datos. Se han calculado en un modelo que carece de elementos deterministas. En todos los casos rechazan la hipótesis nula para cualquier nivel de significación.

\* Coeficiente restringido.

## 4. Conclusiones

EN este documento de trabajo se ha revisado un tema clásico dentro de la literatura empírica como es el análisis del impacto comercial derivado de los procesos de integración económica, en concreto, en nuestro caso, la Unión Europea. A pesar, como hemos dicho, de lo tradicional del tema creemos que aportamos al mismo valor añadido en dos contribuciones fundamentales.

De un lado, las dimensiones temporal y espacial. En efecto, lo normal es estudiar unos pocos períodos o analizar las consecuencias sobre los flujos comerciales de un grupo reducido de países. Nuestro planteamiento es más ambicioso puesto que trata de los efectos desde la formación de la CEE hasta nuestros días y considera todos los países involucrados, desde los pioneros hasta los que se incorporan en 2004.

De otro, el empleo de dos técnicas completamente distintas, aunque complementarias, para abordar nuestro estudio. Lo estándar es utilizar sólo un procedimiento y defender que los resultados que de su empleo se deducen son razonables. Nosotros consideramos, por el contrario, que los resultados son razonables y sólidos/robustos si resultan coincidentes, como es el caso, al ser obtenidos de dos modelos comerciales distintos. En concreto, en este trabajo hemos utilizado un modelo de corte transversal, como es la denominada ecuación de gravedad, que hemos completado con un análisis propio de series temporales. Son planteamientos y enfoques diferentes pero que conducen a unos resultados cualitativa y cuantitativamente muy similares, lo que no deja de ser tranquilizador para nosotros.

¿Qué podemos afirmar respecto al impacto comercial que hemos estimado? Cuatro conclusiones fundamentales emergen del análisis. En primer lugar, podemos hablar claramente de la existencia de un efecto CEE desde 1958, año de la creación del acuerdo, hasta 2000, año que cierra nuestro período muestral. Todas las ficticias del acuerdo comercial preferencial CEE resultan significativas y positivas, de forma que los flujos comerciales entre socios son estadísticamente distintos a los del resto de países. Y este es un resultado previo necesario para proceder a la cuantificación posterior, que no tendría sentido en otro caso.

En segundo lugar, el impacto comercial es cuantitativamente importante y representa una parte no pequeña del PIB. En general, la magnitud del impacto relativo al PIB es superior, como parece lógico, en países pequeños, más volcados tradicionalmente en términos relativos al sector exterior. Para los países grandes, Francia, Alemania, Italia, Inglaterra y España, el porcentaje de impacto está alrededor del 5%-10%. Los impactos mayores, en torno al 15-20%, se dan en los siguientes países: Bélgica-Luxemburgo, Holanda, Irlanda y Grecia. El resto de naciones ofrecen magnitudes intermedias.

En tercer lugar, de presentar el impacto relativo en el tiempo alguna tendencia, ésta es, sin lugar a dudas, creciente, acentuándose esta característica desde mediados de los años noventa. Es un resultado lógico y esperable por cuanto los procesos de integración económica son acumulativos.

En cuarto lugar, y este es un resultado muy novedoso, si bien nuestra muestra sólo llega hasta 2000, hemos detectado la existencia de un efecto CEE anticipado, que se produce desde 1997, para los diez países que entraron en mayo de 2004. Las expectativas de adhesión han provocado que los flujos comerciales entre los diez futuros miembros y los quince antiguos sean estadísticamente distintos al resto de flujos. Queremos destacar que esta conclusión la hemos obtenido tanto empleando la ecuación de gravedad como con los métodos propios de series temporales.

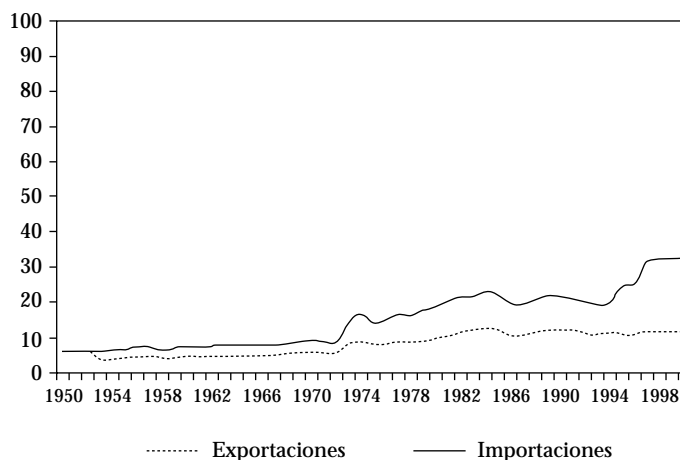
Finalmente es preciso referirse al grado de coherencia de los resultados que se obtienen por los dos procedimientos. Al respecto hay que decir que, mientras en importaciones los resultados son muy parecidos, existe una clara discrepancia en la estimación del impacto en exportaciones, mayor en el procedimiento de la ecuación de gravedad que en el de series temporales.

Lejos de representar una contradicción, esta discrepancia aporta información válida a nuestro estudio, por cuanto las magnitudes no son homogéneas. Mientras que en el procedimiento de series temporales se consideran los flujos totales de importaciones y exportaciones, con la ecuación de gravedad usamos un subconjunto de ellos, que si bien parece que es muy importante para explicar las importaciones no lo es tanto para la explicación de las exportaciones totales. Entonces, la divergencia entre las estimaciones del impacto en exportaciones nos está diciendo que en algunos casos ha existido una desviación de exportaciones de países terceros a países de la UE.

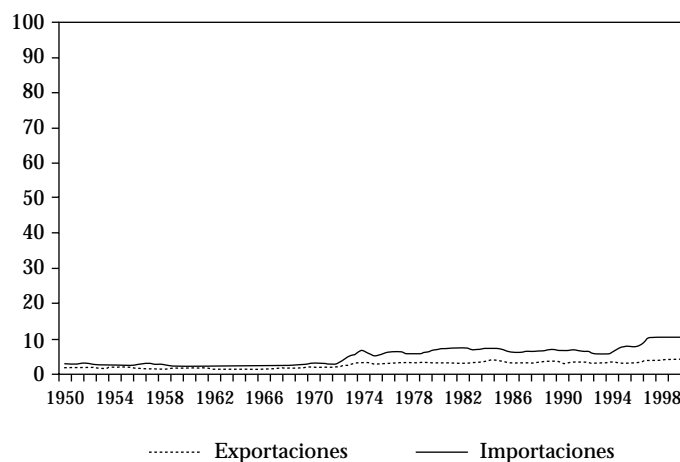
# Apéndice: Gráficos de los impactos comerciales estimados con las técnicas de series temporales

**GRÁFICO A.1: Impacto sobre exportaciones e importaciones  
entre PIB corriente**  
(porcentaje)

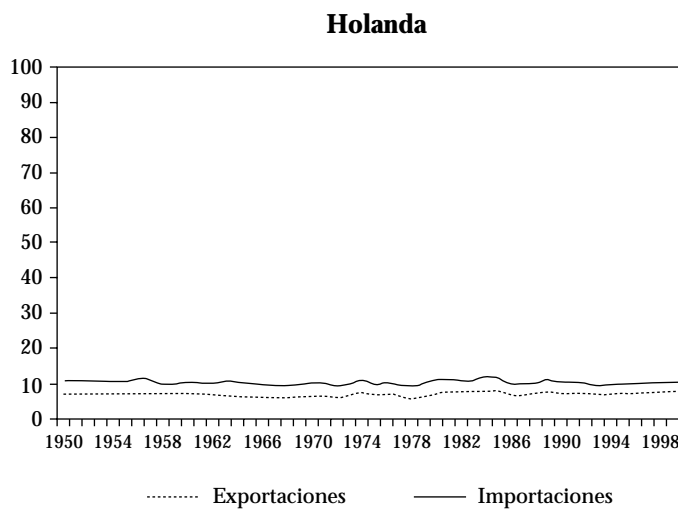
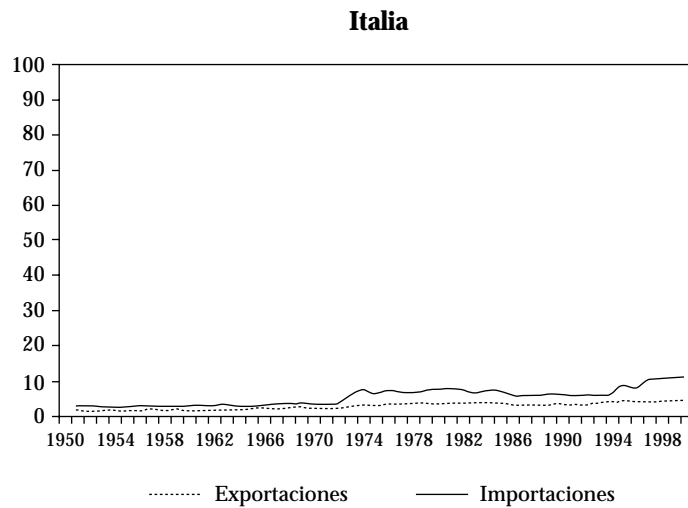
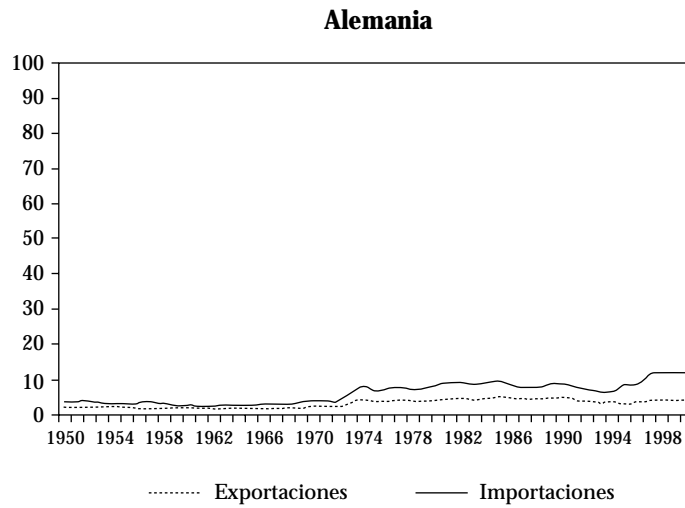
## Bélgica-Luxemburgo



## Francia

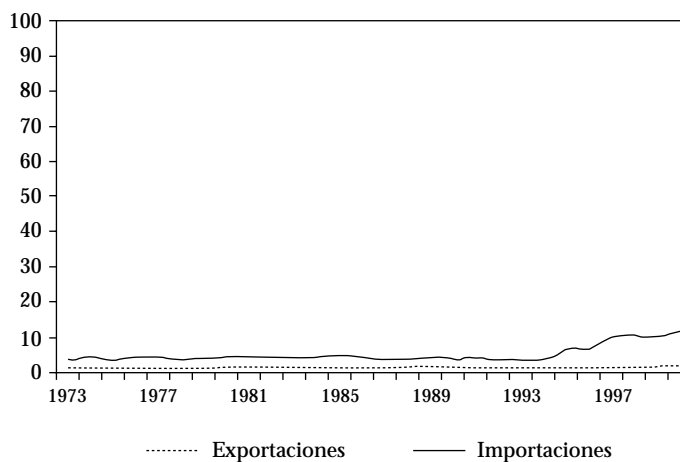


**GRÁFICO A.1 (continuación): Impacto sobre exportaciones e importaciones entre PIB corriente (porcentaje)**

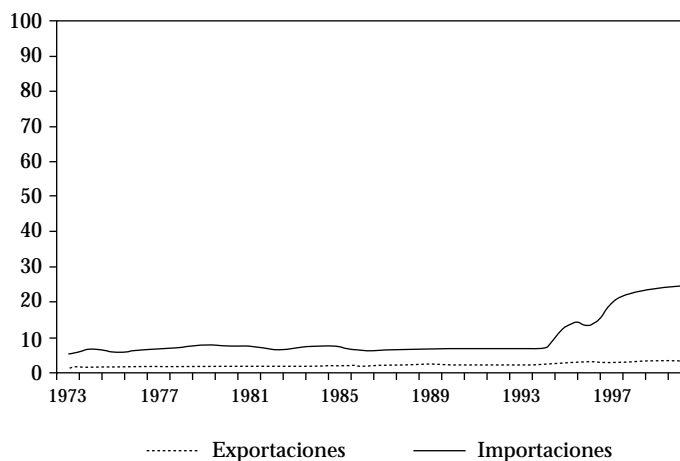


**GRÁFICO A.1** (continuación): **Impacto sobre exportaciones e importaciones entre PIB corriente**  
(porcentaje)

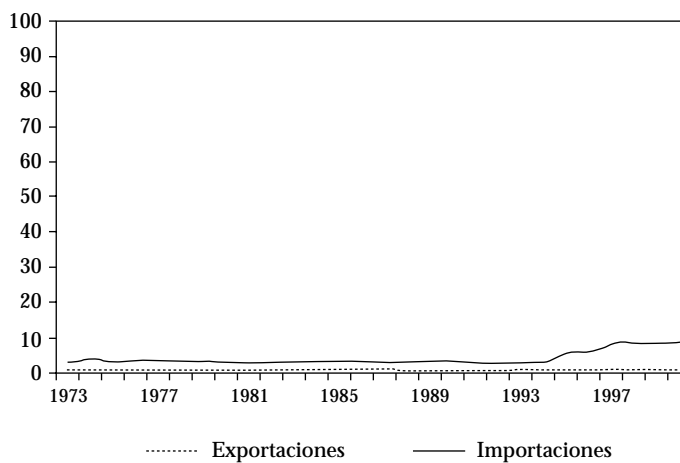
**Dinamarca**



**Irlanda**



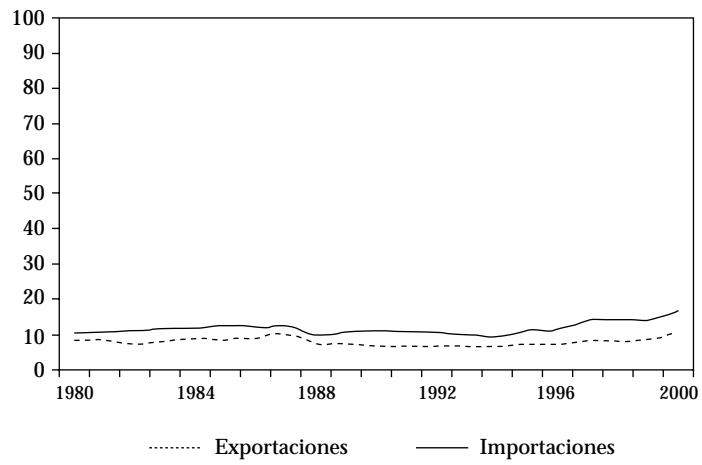
**Reino Unido**



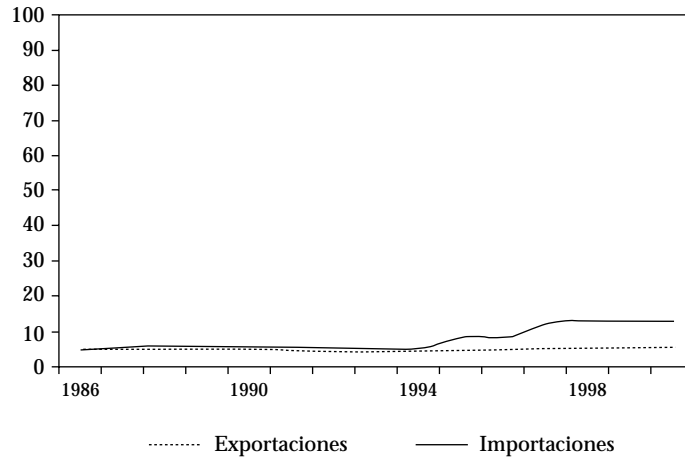


**GRÁFICO A.1 (continuación): Impacto sobre exportaciones e importaciones entre PIB corriente**  
(porcentaje)

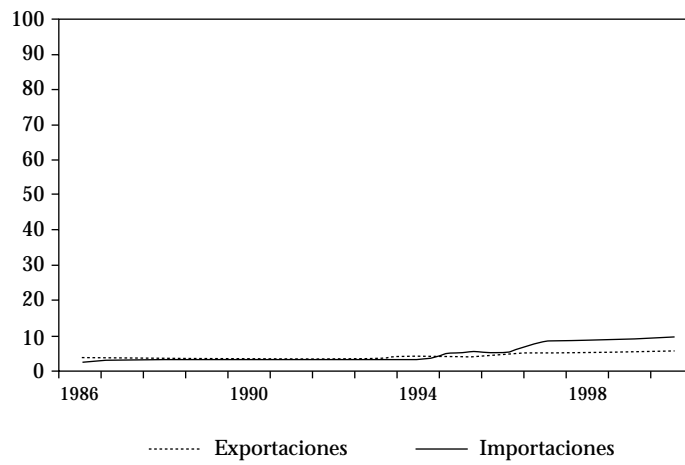
**Grecia**



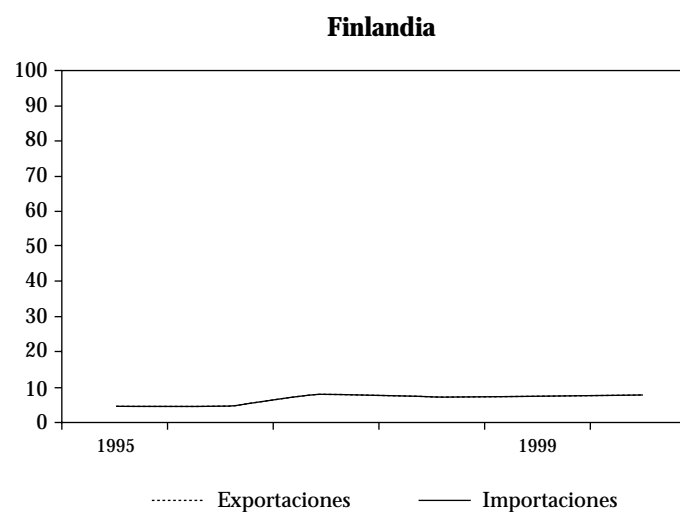
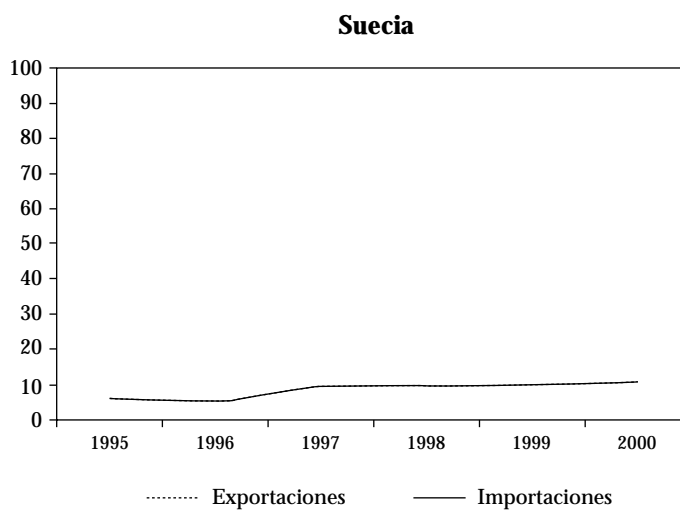
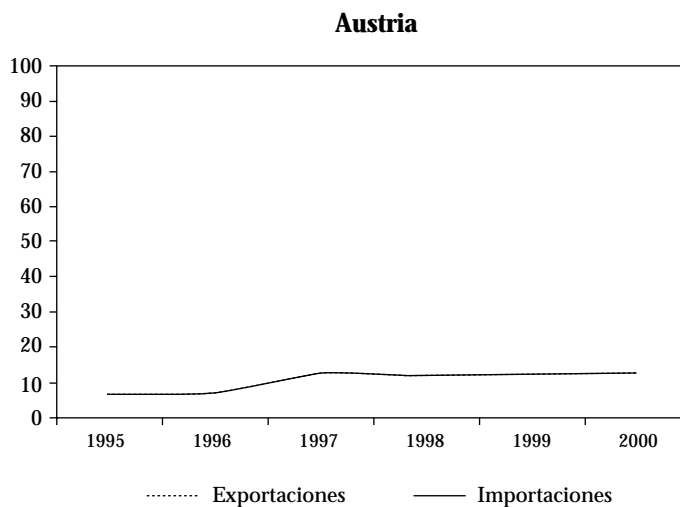
**Portugal**



**España**

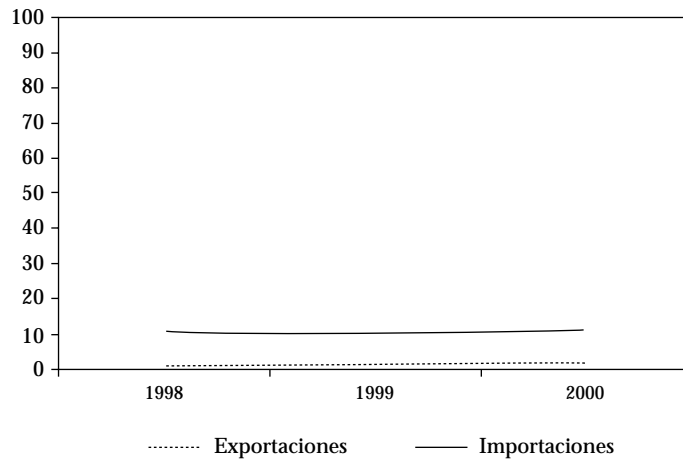


**GRÁFICO A.1 (continuación): Impacto sobre exportaciones e importaciones entre PIB corriente (porcentaje)**

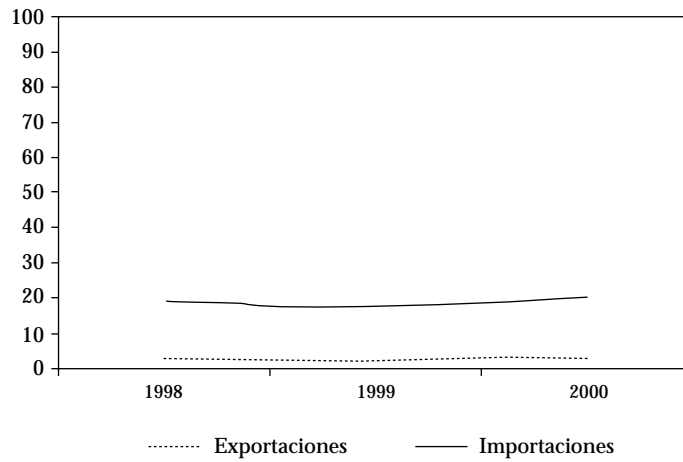


**GRÁFICO A.1 (continuación): Impacto sobre exportaciones e importaciones entre PIB corriente (porcentaje)**

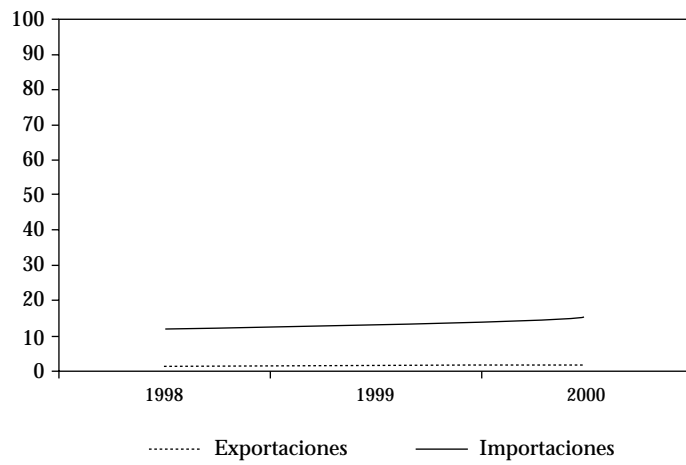
**Chipre**



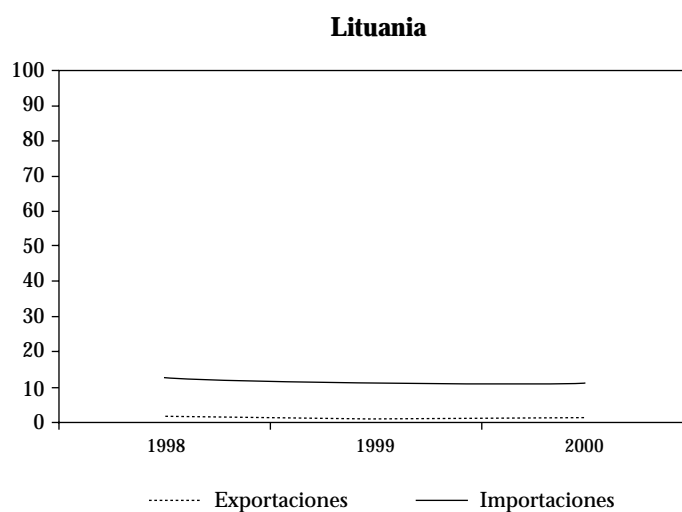
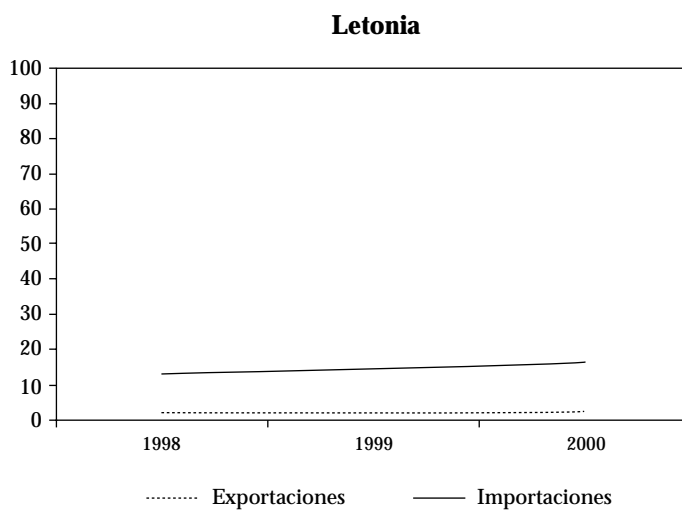
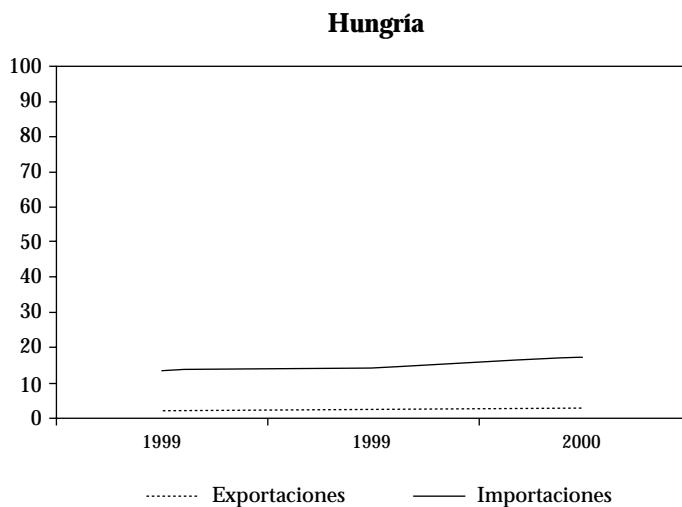
**Estonia**



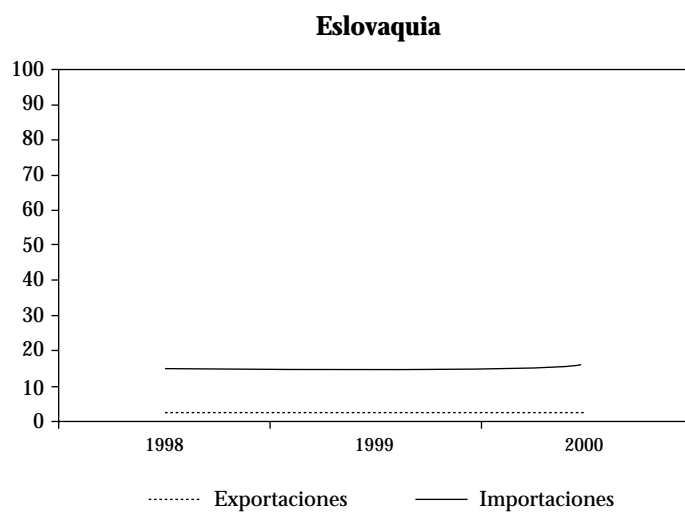
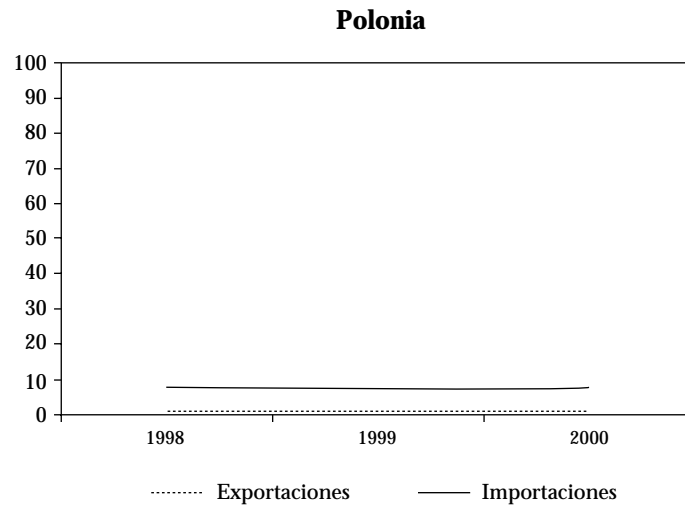
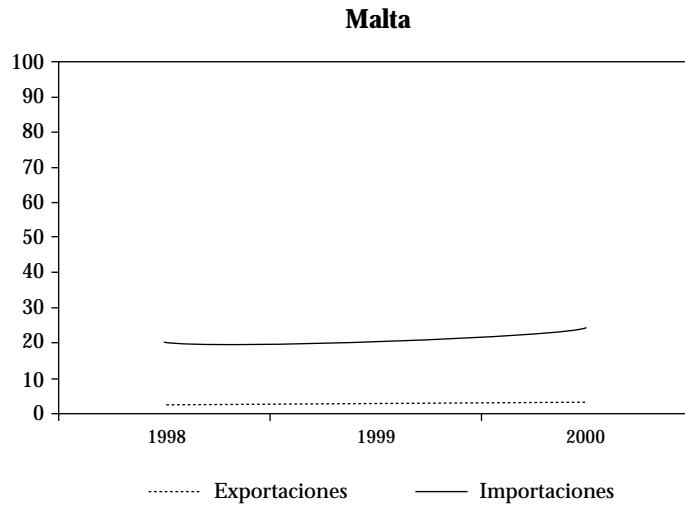
**Chequia**



**GRÁFICO A.1 (continuación): Impacto sobre exportaciones e importaciones entre PIB corriente (porcentaje)**

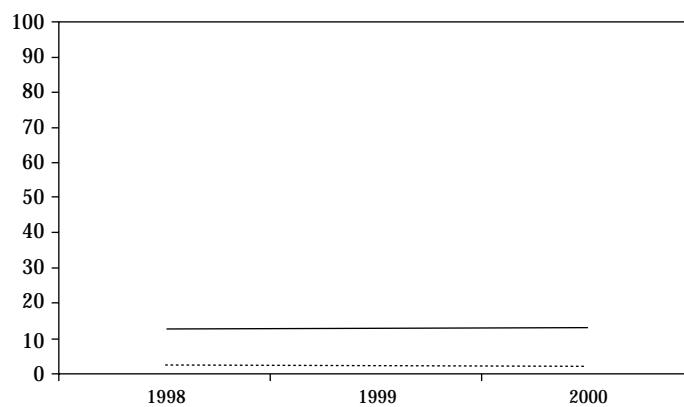


**GRÁFICO A.1 (continuación): Impacto sobre exportaciones e importaciones entre PIB corriente (porcentaje)**



**GRÁFICO A.1** (continuación): **Impacto sobre exportaciones e importaciones entre PIB corriente**  
(porcentaje)

**Eslovenia**



# Bibliografía

- AITKEN, N. D. (1973): «The Effect of the EEC and EFTA on European Trade. A Temporal Cross-Section Analysis», *American Economic Review*, 63 (5), 881-892.
- y R. A. OBUTELEWICZ (1976): «A Cross-Sectional Study of EEC Trade with the Association of African Countries», *Review of Economics and Statistics*, 58 (4), 425-433.
- ANDERSON, J. E. (1979): «A Theoretical Foundation for the Gravity Equation», *American Economic Review*, 69 (1), 106-116.
- ANDREWS, D. W. K. (1991): «Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation», *Econometrica*, 59, 817-858.
- y J. CH. MONAHAN (1992): «An Improved Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimator», *Econometrica*, 60, 953-966.
- BERGSTRAND, J. H. (1985): «The Gravity Equation in International Trade: Some Microeconomic Foundations and Empirical Evidence», *Review of Economics and Statistics*, 67 (3), 474-481.
- (1989): «The Generalized Gravity Equation, Monopolistic Competition, and the Factor-Proportions Theory in International Trade», *Review of Economics and Statistics*, 71 (1), 143-153.
- BRADA, J. C. y J. A. MÉNDEZ (1985): «Economic Integration among Developed, Developing and Centrally Planned Economies: A Comparative Analysis», *Review of Economics and Statistics*, 67 (4), 549-556.
- BREITUNG, J. (2000): «The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data», en B. Baltagi (ed.), *Advances in Econometrics*, Vol. 15: Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels, Amsterdam, JAI Press, págs. 161-178.
- BREUSCH, T. S. y A. R. PAGAN (1979): «A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation», *Econometrica*, 47 (5), 1.287-1.294.
- CHOI, I. (2001): «Unit Root Tests for Panel Data», *Journal of International Money and Finance*, 20, 249-272.
- CORDEN, W. M. (1975): «The Costs and Consequences of Protection: A Survey of Empirical Work», en P. B. Kenen (ed.), *International Trade and Finance: Frontiers for Research*, Cambridge University Press.
- DICKEY, D. A. y W. A. FULLER (1979): «Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root», *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- FRANKEL, J. A. (1997): *Regional Trading Blocs in the World Economic Systems*, Institute for International Economics.
- HELLIWELL, J. F. (1998): *How Much Do National Borders Matter?*, Brookings Institution Press.
- HELPMAN, E. y P. R. KRUGMAN (1985): *Market Structure and Foreign Trade*, MIT Press.

- IM, K. S., M. H. PESARAN e Y. SHIN (2003): «Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels», *Journal of Econometrics*, 115, 53-74.
- LEVIN, A., C. F. LIN y C. CHU (2002): «Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties», *Journal of Econometrics*, 108, 1-24.
- MADDALA, G. S. y S. WU (1999): «A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and A New Simple Test», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 631-652.
- MCCALLUM, J. (1995): «National Borders Matter: Canada-U. S. Regional Trade Patterns», *American Economic Review*, 85, 615-623.
- MAYES, D. G. (1978): «The Effects of Economic Integration on Trade», *Journal of Common Market Studies*, 17 (1), 97-121.
- NG, S. y P. PERRON (2001): «Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power», *Econometrica*, 69(6), 1.519-1.554.
- OGULEDO, V. I. y C. R. MACPHEE (1994): «Gravity Models: A Reformulation and Application to Discriminatory Trade Arrangements», *Applied Economics*, 26 (2), 107-120.
- PELZMAN, J. (1977): «Trade Creation and Trade Diversion in the Council of Mutual Economic Assistance: 1954-1970», *American Economic Review*, 67 (4), 713-722.
- PHILLIPS, P. C. B. y P. PERRON (1988): «Testing for a Unit Root in Time Series Regression», *Biometrika*, 75, 335-346.
- PÖYHÖNEN, P. (1963): «A Tentative Model for the Volume of Trade between Countries», *Weltwirtschaftliches Archiv*, 90 (1), 93-100.
- PULLIAINEN, K. (1963): «A World Trade Study: An Econometric Model of the Pattern of the Commodity Flows of International Trade in 1948-1960», *Economiska Samfundets Tidskrift*, 16 (2), 78-91.
- SANSO, M. y A. MONTAÑÉS (2002): «Cointegration, Error Correction Mechanism and Trade Liberalization: The Case of the Spanish Imports of Manufactures», *Applied Economics*, 34-2, 231-240.
- R. CUAIRÁN y F. SANZ (1993): «Bilateral Trade Flows, the Gravity Equation, and Functional Form», *Review of Economics and Statistics*, 75 (2), 266-275.
- SAPIR, A. (1981): «Trade Benefits under the EEC Generalized System of Preferences», *European Economic Review*, 15 (3), 339-355.
- TINBERGEN, J. (1962): *Shaping the World Economy: Suggestions for an International Economic Policy*, The Twentieth Century Fund.
- WHITE, H. (1980): «A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity», *Econometrica*, 48 (4), 817-838.
- WINTERS, L. A. (1987): «Britain in Europe: A Survey of Quantitative Trade Studies», *Journal of Common Market Studies*, 25 (4), 122-141.





## N O T A   S O B R E   L O S   A U T O R E S \*

**LUIS FERNANDO LANASPA SANTOLARIA** es profesor titular de Fundamentos del Análisis Económico de la Universidad de Zaragoza. Especialista en microeconomía, geografía económica, economía regional y economía urbana, es investigador en numerosos proyectos nacionales y miembro del grupo de investigación Análisis Dinámico Espacio-Temporal de la Realidad Económica (ADETRE), reconocido por el Gobierno de Aragón en 2005 como grupo de investigación de excelencia. Ha publicado artículos en las revistas internacionales más prestigiosas de la profesión como *Urban Studies*, *Papers in Regional Science*, *Regional Studies*, *Annals of Regional Science*, *Quarterly Review of Economic and Statistics*, *Annales d'Economie et de Statistique*, entre otras. También en las españolas *Revista de Economía Aplicada*, *Investigaciones Económicas* y *Papeles de Economía Española*.

Correo electrónico: llanas@unizar.es

**ANTONIO MONTAÑÉS BERNAL** es catedrático de Fundamentos del Análisis Económico de la Universidad de Zaragoza. Especialista en econometría, es investigador principal de proyectos nacionales y miembro del grupo de investigación ADETRE. Ha publicado artículos en las revistas internacionales más prestigiosas de la profesión como *Econometric Theory*, *Journal of Econometrics*, *Econometric Reviews*, *Journal of Health Economics*, *Economic Letters*, *Applied Economics*, entre otras. También en las españolas *Revista de Economía Aplicada*, *Investigaciones Económicas*, *Revista Española de Economía* y *Papeles de Economía Española*.

Correo electrónico: amontane@unizar.es

---

Cualquier comentario sobre los contenidos recogidos en esta publicación puede dirigirse a Fernando Sanz a través de fsanz@unizar.es.

\* Los autores agradecen el apoyo recibido por la Fundación BBVA para la realización de este trabajo.

MARCOS SANSO FRAGO es catedrático de Fundamentos del Análisis Económico de la Universidad de Zaragoza. Especialista en macroeconomía, integración económica y crecimiento económico, es investigador principal de proyectos nacionales y del grupo de investigación ADETRE. Ha publicado artículos en las revistas internacionales más prestigiosas de la profesión como *Review of Economic and Statistics*, *Review of Economic Dynamics*, *Macroeconomic Dynamics*, *Journal of Economic Dynamics and Controls*, *Journal of Health Economics*, *Economic Letters*, *Applied Economics*, entre otras. También en las españolas *Revista de Economía Aplicada*, *Spanish Economic Review*, *Investigaciones Económicas*, *Revista Española de Economía* y *Papeles de Economía Española*.  
Correo electrónico: msanso@unizar.es

FERNANDO SANZ GRACIA es profesor titular de Fundamentos del Análisis Económico de la Universidad de Zaragoza. Especialista en microeconomía, comercio internacional, geografía económica, economía regional y economía urbana, es investigador principal de proyectos nacionales y miembro del grupo de investigación ADETRE. Ha publicado artículos en las revistas internacionales más prestigiosas de la profesión como *Urban Studies*, *Weltwirtschaftliches Archiv*, *Papers in Regional Science*, *Regional Studies*, *Annals of Regional Science*, *Canadian Journal of Agricultural Economics*, *Annales d'Economie et de Statistique*, *Applied Economics*, entre otras. También en las españolas *Revista Española de Economía*, *Revista de Economía Aplicada*, *Investigaciones Económicas* y *Papeles de Economía Española*.  
Correo electrónico: fsanz@unizar.es

# Fundación **BBVA**

## DOCUMENTOS DE TRABAJO

### NÚMEROS PUBLICADOS

- DT 01/02 *Trampa del desempleo y educación: un análisis de las relaciones entre los efectos desincentivadores de las prestaciones en el Estado del Bienestar y la educación*  
Jorge Calero Martínez y Mónica Madrigal Bajo
- DT 02/02 *Un instrumento de contratación externa: los vales o cheques. Análisis teórico y evidencias empíricas*  
Ivan Planas Miret
- DT 03/02 *Financiación capítativa, articulación entre niveles asistenciales y descentralización de las organizaciones sanitarias*  
Vicente Ortún-Rubio y Guillem López-Casasnovas
- DT 04/02 *La reforma del IRPF y los determinantes de la oferta laboral en la familia española*  
Santiago Álvarez García y Juan Prieto Rodríguez
- DT 05/02 *The Use of Correspondence Analysis in the Exploration of Health Survey Data*  
Michael Greenacre
- DT 01/03 *¿Quiénes se beneficiaron de la reforma del IRPF de 1999?*  
José Manuel González-Páramo y José Félix Sanz Sanz
- DT 02/03 *La imagen ciudadana de la Justicia*  
José Juan Toharia Cortés
- DT 03/03 *Para medir la calidad de la Justicia (I): Abogados*  
Juan José García de la Cruz Herrero
- DT 04/03 *Para medir la calidad de la Justicia (II): Procuradores*  
Juan José García de la Cruz Herrero
- DT 05/03 *Dilación, eficiencia y costes: ¿Cómo ayudar a que la imagen de la Justicia se corresponda mejor con la realidad?*  
Santos Pastor Prieto
- DT 06/03 *Integración vertical y contratación externa en los servicios generales de los hospitales españoles*  
Jaume Puig-Junoy y Pol Pérez Sust
- DT 07/03 *Gasto sanitario y envejecimiento de la población en España*  
Namkee Ahn, Javier Alonso Meseguer y José A. Herce San Miguel

- DT 01/04 ***Métodos de solución de problemas de asignación de recursos sanitarios***  
Helena Ramalhinho Dias Lourenço y Daniel Serra de la Figuera
- DT 01/05 ***Licensing of University Inventions: The Role of a Technology Transfer Office***  
Inés Macho-Stadler, David Pérez-Castrillo y Reinhilde Veugelers
- DT 02/05 ***Estimating the Intensity of Price and Non-price Competition in Banking: An Application to the Spanish Case***  
Santiago Carbó Valverde, Juan Fernández de Guevara Radoselovics, David Humphrey y Joaquín Maudos Villarroya
- DT 03/05 ***Sistemas de pensiones y fecundidad. Un enfoque de generaciones solapadas***  
Gemma Abió Roig y Concepció Patxot Cardoner
- DT 04/05 ***Análisis de los factores de exclusión social***  
Joan Subirats i Humet (Dir.), Ricard Gomà Carmona y Joaquim Brugué Torruella (Coords.)
- DT 05/05 ***Riesgos de exclusión social en las Comunidades Autónomas***  
Joan Subirats i Humet (Dir.), Ricard Gomà Carmona y Joaquim Brugué Torruella (Coords.)
- DT 06/05 ***A Dynamic Stochastic Approach to Fisheries Management Assessment: An Application to some European Fisheries***  
José M. Da-Rocha Álvarez y María-José Gutiérrez Huerta
- DT 07/05 ***The New Keynesian Monetary Model: Does it Show the Comovement between Output and Inflation in the U.S. and the Euro Area?***  
Ramón María-Dolores Pedrero y Jesús Vázquez Pérez
- DT 08/05 ***The Relationship between Risk and Expected Return in Europe***  
Ángel León Valle, Juan Nave Pineda y Gonzalo Rubio Irigoyen
- DT 09/05 ***License Allocation and Performance in Telecommunications Markets***  
Roberto Burguet Verde
- DT 10/05 ***Procurement with Downward Sloping Demand: More Simple Economics***  
Roberto Burguet Verde
- DT 11/05 ***Technological and Physical Obsolescence and the Timing of Adoption***  
Ramón Caminal Echevarría
- DT 01/06 ***El efecto de la inmigración en las oportunidades de empleo de los trabajadores nacionales: Evidencia para España***  
Raquel Carrasco Perea, Juan Francisco Jimeno Serrano y Ana Carolina Ortega Masagué
- DT 02/06 ***Inmigración y pensiones: ¿Qué sabemos?***  
José Ignacio Conde-Ruiz, Juan Francisco Jimeno Serrano y Guadalupe Valera Blanes
- DT 03/06 ***A Survey Study of Factors Influencing Risk Taking Behavior in Real World Decisions under Uncertainty***  
Manel Baucells Alibés y Cristina Rata
- DT 04/06 ***Measurement of Social Capital and Growth: An Economic Methodology***  
Francisco Pérez García, Lorenzo Serrano Martínez, Vicente Montesinos Santalucía y Juan Fernández de Guevara Radoselovics

- DT 05/06 ***The Role of ICT in the Spanish Productivity Slowdown***  
Matilde Mas Ivars y Javier Quesada Ibáñez
- DT 06/06 ***Cross-Country Comparisons of Competition and Pricing Power in European Banking***  
David Humphrey, Santiago Carbó Valverde, Joaquín Maudos Villarroya y Philip Molyneux
- DT 07/06 ***The Design of Syndicates in Venture Capital***  
Giacinta Cestone, Josh Lerner y Lucy White
- DT 08/06 ***Efectos de la confianza en la información contable sobre el coste de la deuda***  
Belén Gill de Albornoz Noguera y Manuel Illueca Muñoz
- DT 09/06 ***Relaciones sociales y envejecimiento saludable***  
Ángel Otero Puime, María Victoria Zunzunegui Pastor, François Béland, Ángel Rodríguez Laso y María Jesús García de Yébenes y Prous
- DT 10/06 ***Ciclo económico y convergencia real en la Unión Europea: Análisis de los PIB per cápita en la UE-15***  
José Luis Cendejas Bueno, Juan Luis del Hoyo Bernat, Jesús Guillermo Llorente Álvarez, Manuel Monjas Barroso y Carlos Rivero Rodríguez
- DT 11/06 ***Esperanza de vida en España a lo largo del siglo xx: Las tablas de mortalidad del Instituto Nacional de Estadística***  
Francisco José Goerlich Gisbert y Rafael Pinilla Pallejà
- DT 12/06 ***Convergencia y desigualdad en renta permanente y corriente: Factores determinantes***  
Lorenzo Serrano Martínez
- DT 13/06 ***The Common Agricultural Policy and Farming in Protected Ecosystems: A Policy Analysis Matrix Approach***  
Ernest Reig Martínez y Vicent Estruch Guitart
- DT 14/06 ***Infrastructures and New Technologies as Sources of Spanish Economic Growth***  
Matilde Mas Ivars
- DT 15/06 ***Cumulative Dominance and Heuristic Performance in Binary Multi-Attribute Choice***  
Manel Baucells Alibés, Juan Antonio Carrasco López y Robin M. Hogarth
- DT 16/06 ***Dynamic Mixed Duopoly: A Model Motivated by Linux versus Windows***  
Ramon Casadesus-Masanell y Pankaj Ghemawat
- DT 01/07 ***Social Preferences, Skill Segregation and Wage Dynamics***  
Antonio Cabrales Goitia, Antoni Calvo-Armengol y Nicola Pavoni
- DT 02/07 ***Stochastic Dominance and Cumulative Prospect Theory***  
Manel Baucells Alibés y Franz H. Heukamp
- DT 03/07 ***Agency Revisited***  
Ramon Casadesus-Masanell y Daniel F. Spulber
- DT 04/07 ***Social Capital and Bank Performance: An International Comparison for OECD Countries***  
José Manuel Pastor Monsálvez y Emili Tortosa-Ausina

- DT 05/07 ***Cooperation and Cultural Transmission in a Coordination Game***  
Gonzalo Olcina Vauteren y Vicente Calabuig Alcántara
- DT 06/07 ***The Extended Atkinson Family and Changes in Expenditure Distribution: Spain 1973/74 – 2003***  
Francisco J. Goerlich Gisbert, María Casilda Lasso de la Vega Martínez  
y Ana Marta Urrutia Careaga
- DT 07/07 ***Análisis de la evolución de la dependencia en la tercera edad en España***  
David Casado Marín
- DT 08/07 ***Designing Contracts for University Spin-offs***  
Inés Macho-Stadler, David Pérez-Castrillo y Reinhilde Veugelers
- DT 09/07 ***Regional Differences in Socioeconomic Health Inequalities in Spain***  
Pilar García Gómez y Ángel López Nicolás
- DT 10/07 ***The Evolution of Inequity in Access to Health Care in Spain: 1987-2001***  
Pilar García Gómez y Ángel López Nicolás
- DT 11/07 ***The Economics of Credit Cards, Debit Cards and ATMs: A Survey and Some New Evidence***  
Santiago Carbó-Valverde, Nadia Massoud, Francisco Rodríguez-Fernández,  
Anthony Saunders y Barry Scholnick

Fundación **BBVA**

---

Gran Vía, 12  
48001 Bilbao  
Tel.: 94 487 52 52  
Fax: 94 424 46 21

Paseo de Recoletos, 10  
28001 Madrid  
Tel.: 91 374 54 00  
Fax: 91 374 85 22

[publicaciones@bbva.es](mailto:publicaciones@bbva.es)  
[www.bbva.es](http://www.bbva.es)

