
EL EURO Y LA INTEGRACIÓN COMERCIAL ESPAÑOLA.

UN ANÁLISIS COMPARADO

.....
SALVADOR GIL PAREJA
RAFAEL LLORCA VIVERO
J.A. MARTÍNEZ SERRANO(*)
Universidad de Valencia

EN LOS ÚLTIMOS 25 AÑOS LA ECONOMÍA ESPAÑOLA SE HA ENFRENTADO A DOS RETOS CRUCIALES: LA INCORPORACIÓN A LA UNIÓN EUROPEA (UE) Y LA PERTENENCIA A LA UNIÓN MONETARIA EUROPEA (UME). AMBOS ACONTECIMIENTOS HAN

139

significado un cambio radical respecto al tradicional aislamiento en el que se ha desarrollado nuestra economía y en ambas ocasiones el proceso de internacionalización ha culminado con éxito. La incorporación de España a la UE en 1986, el desarrollo del programa del Mercado Único y la pérdida de soberanía en materia monetaria a partir de 1999 con la participación en la UME han afectado profundamente a la economía española. El impacto más inmediato se ha manifestado posiblemente en el comercio exterior, ya que se ha configurado un mercado único de bienes —aunque persisten algunas ba-

rreras— que, al operar con una sola moneda en la zona euro, se ha convertido en una fuerza integradora cuyas consecuencias no sólo se manifestarán en el largo plazo, sino que pueden detectarse desde sus inicios.

La literatura especializada destaca tres canales a través de los cuales una unificación monetaria puede estimular el comercio entre los países participantes. En primer lugar, una moneda común elimina la *volatilidad de los tipos de cambio* y, en consecuencia, reduce la incertidumbre y el riesgo asociado a las transacciones co-

merciales internacionales. En segundo lugar, las uniones monetarias eliminan los *costes de transacción* que surgen de la necesidad de operar con diferentes monedas en la situación previa a la formación de la unión.

Estos costes son independientes de la volatilidad de los tipos de cambio y pueden desalentar el comercio incluso cuando los tipos de cambio bilaterales son plenamente estables. Por último, una moneda única puede incrementar la *transparencia en los mercados* y, de este modo, promover una asignación más eficiente de

los recursos y favorecer la competencia entre las empresas de diferentes países.

Hasta muy recientemente, no han surgido estudios centrados en la medición directa del efecto de las uniones monetarias sobre el comercio. En su ausencia, se han utilizado dos campos de investigación en la predicción del efecto de las uniones monetarias sobre el comercio: los estudios acerca del impacto de la volatilidad de los tipos de cambio sobre el comercio y los trabajos sobre el denominado «efecto frontera».

La evidencia sobre el primer campo de investigación no resulta concluyente, y aunque algunos estudios encuentran que la volatilidad de los tipos de cambio tiene un efecto negativo sobre el comercio, éste generalmente es bastante pequeño (1). De ahí que algunos autores, basándose en dicha evidencia, hayan previsto un aumento pequeño del comercio como consecuencia del euro. Por el contrario, la literatura sobre el efecto frontera ha proporcionado indicios para pensar que la expansión del comercio puede ser importante.

El efecto frontera en el comercio consiste en que a igualdad, entre otros factores, del tamaño y la distancia, las regiones de una nación comercian mucho más entre ellas que con regiones de otros países. Los trabajos de McCallum (1995) y Helliwell (1998), para el comercio entre Canadá y Estados Unidos, y los de Nitsch (2000) y Chen (2002), para la UE, muestran la existencia de un efecto frontera de considerable magnitud, ya que los flujos comerciales dentro de los países son, de acuerdo con las estimaciones más conservadoras, doce veces mayores en el caso norteamericano y cuatro en el europeo. Aunque recientemente Anderson y van Wincoop (2003) han conseguido reducir la magnitud del efecto frontera sustancialmente, persiste un notable sesgo nacional en las transacciones comerciales. En la medida en la que parte del efecto frontera se deba al hecho de no compartir una moneda común, podemos esperar un impacto significativo de las uniones monetarias sobre el comercio.

La investigación empírica del impacto de las uniones monetarias sobre el comercio



tiene un origen reciente. El primer trabajo sobre el tema es el de Rose (2000). Este autor estima ecuaciones de gravedad con datos de corte transversal de 186 países (2) y, tras múltiples análisis de sensibilidad de sus resultados, concluye que dos países que comparten una moneda común comercian entre sí el triple de lo que lo hacen dos países similares que utilizan monedas diferentes. Una expansión del comercio de tal magnitud implica que las uniones monetarias tienen efectos positivos sobre el comercio de una dimensión no prevista en la literatura sobre *las áreas monetarias óptimas*.

Ante la novedad del hallazgo mencionado y dada la importancia del tema, el trabajo de Rose ha recibido una atención considerable, surgiendo voces críticas que cuestionan la elevada magnitud del efecto de la integración monetaria sobre el comercio (3). No obstante, a pesar de las críticas al trabajo original de Rose y de los intentos por reducir la magnitud del efecto analizado, persiste la evidencia de un importante impacto positivo de compartir una moneda sobre el comercio bilateral. El *meta-análisis* realizado por Rose (2002) de la todavía escasa investigación acerca del efecto de las uniones monetarias sobre el comercio, le lleva a la conclusión de que los países que comparten una moneda común comercian aproximadamente el doble entre ellos

que aquellos países que utilizan monedas diferentes.

La evidencia disponible acerca del efecto de la UME sobre el comercio se reduce a tres trabajos. Micco, Stein y Ordóñez (2002), con datos del período 1980-2001, concluyen que el euro ha supuesto un aumento del comercio entre un 12% y un 19%, según las muestras consideradas. Bun y Klaassen (2002), con datos del período 1965-2001, encuentran un efecto positivo que oscila entre el 4% en el primer año y el 38% en el largo plazo. Por último, Vinhas de Souza (2002), analizando el período 1980-2001, no obtiene resultados concluyentes. Las discrepancias en los resultados vienen motivadas por las muestras estadísticas consideradas, los períodos de análisis y las especificaciones econométricas utilizadas.

El objetivo de este trabajo es cuantificar el impacto del euro sobre el comercio exterior español. Para ello, no basta con estudiar las transacciones de España con el resto de los países de la UE, sino que es preciso analizar los flujos comerciales bilaterales de los países que se han integrado en la UME. Ello nos permite evaluar el efecto del euro en el comercio de los países miembros y valorar la posición de España respecto al conjunto de los países con los que comparte la moneda. La contribución de este trabajo es doble. En primer lugar, aporta evidencia adicional sobre el efecto de la UME en el comercio agregado. En segundo lugar, se analiza el impacto del euro sobre el comercio por grupos de países y por países individuales.

La UME es el único experimento de integración monetaria que se ha producido entre países desarrollados, con altos niveles de renta per cápita, que previamente a compartir la moneda ya disfrutaban, junto con los restantes Estados miembros de la UE, de un elevado grado de integración comercial y homogeneidad institucional. De los 15 países que forman la UE, 11 pertenecen a la UME desde 1999, Grecia desde 2001 y los tres restantes (Reino Unido, Dinamarca y Suecia) permanecen al margen de la integración monetaria, aunque participan en todos los demás aspectos de la integración económica europea. Por ello, el conjunto de los países de la UE constituye una muestra

D_{ij} es la distancia entre los países «i» y «j».

$UME99_{ijt}$ es una variable ficticia que toma el valor uno cuando comercian dos países que pertenecen a la UME en el año t.

$Idioma_{ij}$ es una variable ficticia que toma valor 1 si en el par de países se habla el mismo idioma.

$Isla_{ij}$ es una variable ficticia que toma valor 1 si en el par de países alguno de ellos es una isla.

$Frontera_{ij}$ es una variable ficticia que toma valor 1 si los países tienen una frontera común.

α_{ij} representa los efectos individuales por par de países.

λ_t son variables ficticias temporales.

ε_{ijt} es el término de error.

El parámetro de interés de nuestro trabajo es β_3 . Entre 1988 y 1998, la variable ficticia que acompaña a este parámetro es cero para todos los flujos comerciales, y desde 1999 toma valor uno en las transacciones bilaterales entre los 11 países que adoptaron la moneda única desde sus inicios y cero en los demás casos. Para los flujos comerciales de Grecia, la variable ficticia UME99 es cero hasta el año 2000 y sólo en 2001 se le asigna el valor uno cuando comercia con el resto de los países de la UME. Si la UME estimula el comercio entre sus miembros, el valor estimado de β_3 debe ser positivo y significativo.

La estimación de la ecuación (I) se ha realizado para dos muestras. La primera, UE15, 1988-2001, recoge el comercio bilateral entre los países de la UE en el período indicado. Para Austria, Finlandia y Suecia sólo se dispone de la serie homogénea desde 1995, por lo que se trata de un panel incompleto. Las 1.022 observaciones originan 91 grupos de pares de países, de los cuales 45 comparten el euro y 46 integran países con monedas diferentes en 1999. La segunda, UE15, 1995-2001, es el panel completo de los países de la UE desde 1995. Esta muestra, aunque sólo incluye siete años y un número de observaciones inferior (637), presenta

	UE15, 1988-2001 (panel incompleto)		UE15, 1995-2001 (panel completo)	
	Efectos fijos	Efectos aleatorios	Efectos fijos	Efectos aleatorios
Moneda única	0,13 (7,86)	0,13 (7,97)	0,09 (7,02)	0,09 (7,22)
Log producto PIB reales	0,56 (17,05)	0,65 (24,72)	0,45 (11,96)	0,59 (20,42)
Log distancia		-1,10 (-8,31)		-1,12 (-8,35)
Idioma		0,35 (1,02)		0,30 (0,86)
Isla		0,05 (0,35)		0,07 (0,55)
Frontera		0,27 (1,22)		0,33 (1,43)
Test de Hausman (prob. marginal)		17,15 [0,31]		36,47 [0,00]
Nº observaciones		1.022		637
Nº de grupos		91		91

Nota: UE15 incluye Alemania, Austria, Bélgica-Luxemburgo, Dinamarca, España, Finlandia, Francia, Grecia, Holanda, Irlanda, Italia, Portugal, Reino Unido y Suecia. Los datos de comercio de Austria, Suecia y Finlandia están disponibles en la base Comext desde 1995. Los estadísticos t de Student robustos a heterocedasticidad y autocorrelación se ofrecen entre paréntesis.

FUENTE: Elaboración propia.

	UE15, 1988-2001 (panel incompleto)		
	Coefficiente	Test de Hausman	Test de Wald
UME99ME	0,14 (5,92)	17,17 [0,37]	0,25 [0,62]
UME99MI	0,13 (7,05)		

Nota: El grupo de países con monedas estables (ME) está compuesto por Alemania, Austria, Bélgica-Luxemburgo, Francia, Holanda e Irlanda. El grupo de países con monedas inestables (MI) está integrado por España, Finlandia, Grecia, Italia y Portugal. Los estadísticos t de Student robustos a heterocedasticidad y autocorrelación se ofrecen entre paréntesis. Los valores de los coeficientes estimados se corresponden con el modelo de efectos fijos o aleatorios, según indique el test de Hausman. El test de Wald contrasta la hipótesis nula de igualdad del efecto del euro en el grupo de países estables frente a todas las combinaciones posibles que incluyan al menos un país con inestabilidad cambiaria. Los niveles de significación marginal de ambos contrastes se ofrecen entre corchetes.

FUENTE: Elaboración propia.

la ventaja de limitarse a la etapa más cercana a la creación del euro.

Los resultados se presentan en el cuadro 1. Los coeficientes estimados de las variables básicas del modelo de gravedad —renta y distancia— tienen los signos esperados y

son estadísticamente significativos. En concreto, el valor del coeficiente estimado del producto de las rentas oscila entre 0,45 y 0,65, de manera que el comercio crece con el tamaño de las economías, pero menos que proporcionalmente. El valor del coeficiente estimado de la distancia es -1,1 en

EL EURO Y LA INTEGRACIÓN COMERCIAL ESPAÑOLA...

**CUADRO 3
ESTIMACIONES DE PANEL DE LA ECUACIÓN DE GRAVEDAD POR PAÍSES.
VARIABLE DEPENDIENTE: LOGARITMO DEL COMERCIO BILATERAL REAL**

Ecuación		UE15, 1988-2001 (panel incompleto)			UE15, 1995-2001 (panel completo)		
		Coefficiente	Test de Hausman	Test de Wald	Coefficiente	Test de Hausman	Test de Wald
España	UME99resto	0,09 (5,07)	16,26 [0,43]	56,12 [0,00]	0,08 (5,84)	37,50 [0,00]	7,22 [0,01]
	UME99España	0,29 (10,74)			0,14 (6,26)		
Alemania	UME99resto	0,14 (8,25)	19,42 [0,25]	4,59 [0,03]	0,09 (6,85)	36,50 [0,00]	0,28 [0,60]
	UME99Alemania	0,08 (2,95)			0,08 (3,49)		
Austria	UME99resto	0,13 (7,47)	20,69 [0,19]	0,04 [0,83]	0,08 (6,37)	42,19 [0,00]	1,04 [0,31]
	UME99Austria	0,12 (3,90)			0,11 (4,82)		
Bélgica-Luxemburgo	UME99resto	0,13 (7,27)	17,11 [0,38]	0,77 [0,38]	0,08 (6,26)	35,82 [0,00]	1,94 [0,16]
	UME99Bélgica-Lux.	0,15 (5,40)			0,11 (5,15)		
Finlandia	UME99resto	0,14 (7,91)	17,64 [0,35]	1,04 [0,31]	0,09 (6,82)	36,30 [0,00]	0,26 [0,61]
	UME99Finlandia	0,11 (3,36)			0,08 (3,62)		
Francia	UME99resto	0,14 (7,98)	18,54 [0,29]	1,82 [0,18]	0,09 (6,81)	36,81 [0,00]	0,19 [0,67]
	UME99Francia	0,10 (3,59)			0,08 (3,64)		
Grecia	UME99resto	0,15 (8,87)	17,22 [0,37]	28,76 [0,00]	0,10 (8,08)	36,93 [0,00]	28,94 [0,00]
	UME99Grecia	-0,06 (-1,60)			-0,05 (-1,78)		
Holanda	UME99resto	0,14 (7,78)	19,81 [0,23]	0,75 [0,38]	0,09 (6,88)	40,97 [0,00]	0,45 [0,50]
	UME99Holanda	0,11 (3,96)			0,08 (3,45)		
Irlanda	UME99resto	0,08 (4,75)	39,24 [0,00]	44,8 [0,00]	0,06 (4,34)	63,15 [0,00]	32,80 [0,00]
	UME99Irlanda	0,30 (10,00)			0,20 (8,68)		
Italia	UME99resto	0,14 (8,05)	18,36 [0,30]	2,34 [0,13]	0,10 (7,21)	36,83 [0,00]	2,87 [0,09]
	UME99Italia	0,10 (3,45)			0,06 (2,65)		
Portugal	UME99resto	0,15 (8,38)	15,47 [0,49]	6,41 [0,01]	0,10 (7,54)	34,15 [0,00]	7,01 [0,01]
	UME99Portugal	0,08 (2,68)			0,04 (1,89)		

Nota: Los estadísticos t de Student robustos a heterocedasticidad y autocorrelación se ofrecen entre paréntesis. Los valores de los coeficientes estimados se corresponden con el modelo de efectos fijos o aleatorios, según indique el test de Hausman. El test de Wald contrasta la hipótesis nula de igualdad del efecto del euro en el país en cuestión y en el resto de países. Los niveles de significación marginal de ambos contrastes se ofrecen entre corchetes.

FUENTE: Elaboración propia.

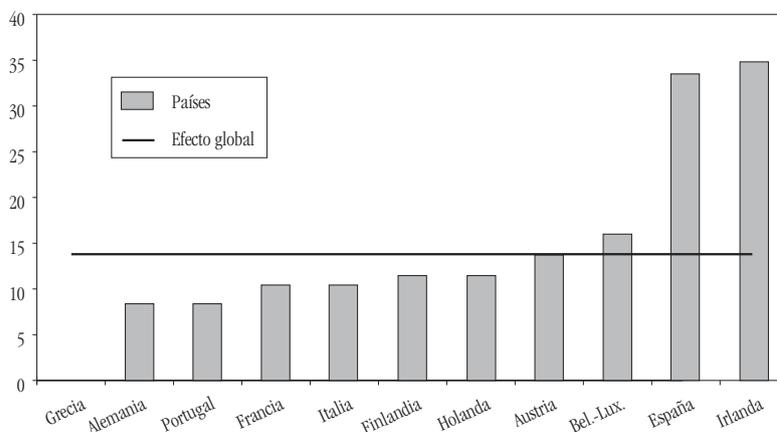
ambas muestras, lo que indica que el comercio entre los países de la UE disminuye un 1,1% por cada punto porcentual de incremento de la distancia. Los coeficientes de las variables ficticias distintas de la moneda única habitualmente consideradas en estas ecuaciones no son estadísticamente significativos.

Este resultado no debe sorprender, ya que la muestra está compuesta por países próximos geográficamente y con intensas relaciones comerciales. La variable de interés (UME99) presenta un coeficiente positivo y significativo, lo que indica que compartir la moneda ha supuesto un incremento del comercio bilateral de los países integrados en la UME. En concreto, los coeficientes estimados implican que, como consecuencia de adoptar el euro, el comercio entre los países de la UME ha aumentado entre el 10% y el 14% (7).

El análisis realizado hasta el momento muestra el efecto global del euro sobre el comercio bilateral pero no permite conocer si el impacto de la UME es generalizado o presenta singularidades entre los países miembros de la moneda única, aspecto en el que estamos especialmente interesados desde la perspectiva española. En la medida en que uno de los canales a través de los cuales una unificación monetaria puede afectar al comercio es la eliminación de la volatilidad de los tipos de cambio, es interesante conocer si el efecto del euro ha sido mayor para aquellas economías, como ha sido el caso de España, cuyas monedas se han caracterizado por presentar históricamente una elevada inestabilidad cambiaria.

Para comprobar esta hipótesis hemos dividido los países en dos grupos, en función del grado de estabilidad cambiaria. El grupo de países con monedas estables (ME) está compuesto por Alemania, Austria, Bélgica-Luxemburgo, Francia, Holanda e Irlanda. El grupo de países con monedas inestables (MI) está integrado por España, Finlandia, Grecia, Italia y Portugal (8). El análisis empírico se lleva a cabo dividiendo la variable UME99 en dos. La primera, UME99ME, es una variable ficticia que toma el valor 1 para los pares formados por países con monedas estables, y cero en los demás casos. La segunda, UME99MI, es una variable ficticia que toma el valor 1

GRÁFICO 1
EFECTO DEL EURO POR PAÍSES: UE-15, 1988-2001



FUENTE: Elaboración propia.

cuando en el par de países, al menos uno de ellos, pertenece al grupo de monedas inestables. En la medida en que estamos interesados en analizar la posible influencia de la volatilidad de los tipos de cambio, la estimación se ha realizado únicamente para el período muestral que incluye la etapa de inestabilidad cambiaria de la primera mitad de la década de los noventa.

Los resultados de la estimación se presentan en el cuadro 2. El valor del coeficiente estimado es similar en ambos grupos y la diferencia entre ellos no es estadísticamente significativa. Por tanto, el diferente grado de volatilidad que históricamente ha afectado a las monedas no ha influido en los resultados comerciales tras la introducción del euro. Este resultado está en línea con los estudios acerca del impacto de la volatilidad de los tipos de cambio sobre el comercio que han sido incapaces de encontrar un efecto sistemático de la variación del tipo de cambio sobre los flujos comerciales.

Así pues, la volatilidad registrada por la peseta frente a las monedas de sus principales socios comerciales no parece haber afectado a los progresos alcanzados en la integración comercial tras la adopción de la moneda única europea. De este modo, los efectos del euro sobre el comercio parecen provenir principalmente de la reducción de los costes de transacción y de la mayor transparencia en los mercados.

Por último, hemos aislado el efecto del euro en cada uno de los Estados participantes en la moneda única (cuadro 3). Para ello, se ha estimado una ecuación por país miembro de la UME. En cada ecuación se ha dividido la variable UME99 en dos variables ficticias. Una de ellas toma el valor 1 para los pares formados por el país en cuestión y los restantes países de la zona euro, y 0 en los demás casos (a esta variable la hemos denominado UME99 seguido del nombre del país). La otra variable ficticia (a la que denominamos UME99resto) toma el valor 1 para los restantes pares de países participantes en la moneda única, y 0 para los pares que incluyan el país considerado.

En la muestra que comprende el período 1988-2001, los resultados revelan que existen cinco países que presentan diferencias estadísticamente significativas con el resto. España (donde el coeficiente estimado de la variable de interés es igual a 0,29) e Irlanda (0,30) son los dos países en los que la UME parece haber tenido un mayor efecto, con un incremento del comercio del 34% y 35%, respectivamente.

En el extremo opuesto se sitúan Alemania (0,08), Portugal (0,08) y Grecia, que presentan un coeficiente estimado con signo negativo (-0,06), pero no significativo a los niveles convencionales. El efecto del euro por país se presenta en el gráfico 1. En la

estimación sobre la muestra que incluye el período 1995-2001 el efecto del euro por país es menor, si bien se confirma la existencia de diferencias significativas en los casos de España, Irlanda, Portugal y Grecia, en el sentido que se acaba de indicar. El impacto del euro por país utilizando esta muestra se ofrece en el gráfico 2.

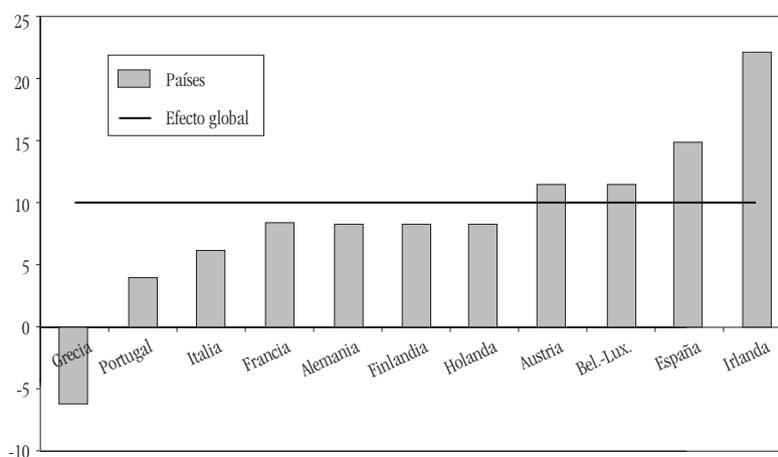
De los resultados anteriores se infiere que España, una de las economías tradicionalmente menos abiertas de los países europeos, ha podido adaptarse a los retos de la integración económica y monetaria explotando las ventajas comparativas y aprovechando el mayor tamaño del mercado europeo. Adicionalmente, cabe señalar que nuestros resultados indican que el impacto del euro sobre el comercio no se ve afectado por el grado de integración previo a la formación de la UME, sino que compartir la moneda abre una oportunidad a la especialización, cuyo grado de explotación depende de la capacidad de cada economía para adaptarse al nuevo marco institucional.

CONCLUSIONES

En este trabajo hemos utilizado un panel de datos del comercio entre los países de la UE para estimar el impacto del euro en los flujos comerciales. Nuestros datos abarcan el período 1988-2001. Las ecuaciones de gravedad estimadas muestran que en los tres primeros años de la UME el euro ha llevado a un incremento del comercio bilateral entre el 10% y el 14%. Los resultados son estadísticamente significativos y económicamente importantes para países que ya tenían un comercio elevado entre ellos. El efecto del euro sobre el comercio no parece ser el resultado de la eliminación de la volatilidad de los tipos de cambio, sino más bien de la reducción de los costes de transacción y la mayor transparencia de los mercados. Además, el análisis por países revela que el grado de integración previo a la creación del euro no ha afectado al impacto sobre el comercio.

Como indican los resultados, España ha sido el país que, junto con Irlanda, ha ex-

GRÁFICO 2
EFECTO DEL EURO POR PAÍSES: UE-15, 1995-2001



FUENTE: Elaboración propia.

perimentado un mayor incremento de su comercio en los tres primeros años de vigencia del euro. Esta intensificación en el grado de integración con los países pertenecientes a la UME supone un aumento de la competencia y la transparencia en los mercados y, en consecuencia, un mayor bienestar económico.

(*) Los autores agradecen la ayuda financiera del Ministerio de Ciencia y Tecnología a través del proyecto SEC2003-05836/ECO.

NOTAS

- (1) Una revisión de la literatura en este campo de investigación puede encontrarse en De Grauwe y Skudelny (2000).
- (2) Conviene señalar que no todas las economías consideradas por Rose son países en el sentido convencional de la palabra, ya que su muestra incluye colonias, territorios de ultramar, etc.
- (3) Las principales críticas las han realizado Persson (2001), Tenreyro (2001), Rose y van Wincoop (2001), Glick y Rose (2002), Tom y Walls (2002), Nitsch (2002) y Yeyati (2003).
- (4) En concreto, las series de comercio bilateral se han obtenido como la suma del valor medio de las exportaciones de «i» hacia «j» y de las importaciones de «j» desde «i», más el valor medio de las exportaciones de «j» hacia «i» y de las importaciones de «i» desde «j».
- (5) Un procedimiento alternativo para deflactar los valores nominales consiste en convertir

las series en términos de las monedas nacionales, deflactar las mismas con un índice de precios particular de cada país y, finalmente, convertir de nuevo las series a la moneda común utilizando los tipos de cambio de un año determinado. Esta alternativa no resulta factible con datos anuales, pues, desde enero de 1992, Eurostat obtiene los valores anuales en ECUs/euros empleando una media aritmética ponderada de los tipos de cambio mensuales, dependiendo los pesos de los valores mensuales en moneda nacional de cada producto, flujo y país con el que se mantienen relaciones comerciales, lo que imposibilita la obtención, a partir de datos anuales en ECUs/euros, de los valores en términos de las monedas nacionales.

(6) Anderson (1979) deriva la ecuación de gravedad a partir de un modelo que supone diferenciación de producto. Bergstrand (1985 y 1989) asocia las ecuaciones de gravedad con modelos de competencia monopolística. Helpman y Krugman (1985) justifican el modelo de gravedad en el marco de productos diferenciados con rendimientos crecientes. Dardoff (1995) demuestra que las ecuaciones de gravedad caracterizan múltiples modelos del comercio internacional. Evenett y Keller (1998) demuestran su compatibilidad con los modelos de Heckscher-Ohlin y los modelos basados en rendimientos crecientes.

(7) Dado que la variable dependiente está en logaritmos, el efecto del euro sobre el comercio se obtiene como $\exp(b_3) - 1$. Por ejemplo, el efecto de la UME en el panel completo es $\exp(0,13) - 1 = 0,14$.

(8) La agrupación de los países en función del grado de estabilidad cambiaria de sus monedas se corresponde con la realizada en Comisión Europea (1995: 3 y 4).

BIBLIOGRAFÍA

- ANDERSON, J. E. (1979): «A theoretical foundation to the gravity equation», *American Economic Review* 69 (1), pp. 106-116.
- ANDERSON, J. E. y VAN WINCOOP, E. (2003): «Gravity with gravitas: A solution to the border puzzle», *American Economic Review* 93 (1), pp. 170-192.
- BERGSTRAND, J. H. (1985): «The gravity equation in international trade: some microeconomic foundations and empirical evidence», *Review of Economics and Statistics* 67 (3), pp. 474-481.
- BERGSTRAND, J. H. (1989): «The generalised gravity equation, monopolistic competition, and the factor proportions theory in international trade», *Review of Economics and Statistics* 71 (1), pp.143-153.
- BUN, M. J. G. y KLAASSEN, F. J. G. M. (2002): *Has the euro increased trade?*, Tinbergen Institute Discussion Paper, TI 2002-108/2.
- COMISIÓN EUROPEA (1995): «The impact of exchange rate movements on trade within the single market», *European Economy*, Reports and Studies, nº 4.
- CHEN, N. (2002): *Intra-national versus international trade in the European Union: Why do national borders matter?*, Centre for Economic Policy Research, Discussion Paper Series 3407.
- DEARDORFF, A. V. (1995): *Determinants of bilateral trade: does gravity work in a neoclassic world?*, National Bureau of Economic Research, Working Paper 5377.
- DE GRAUWE, P. y SKUDELNY, F. (2000): «The impact of EMU on trade flows», *Weltwirtschaftliches Archiv* 136 (3), pp. 381-402.
- EVENETT, S. J. y KELLER, W. (1998): *On theories explaining the success of the gravity equation*, National Bureau of Economic Research, Working Paper 6529.
- GLICK, R. y ROSE, A. K. (2002): «Does a currency union affect trade? The time series evidence», *European Economic Review* 46 (6), pp. 1125-1141.
- HELLIWELL, J. F. (1998): *How much do national borders matter?*, Brookings Institution Press, Washington, D.C.
- HELPMAN, E. y KRUGMAN, P. (1985): *Market Structure and Foreign Trade. Increasing Returns, Imperfect Competition, and the International Economy*, The MIT Press.
- MCCALLUM, J. (1995): «National borders matter: Canadian-U.S. regional trade patterns», *American Economic Review* 85 (3), pp. 615-623.
- MICCO, A., STEIN, E. y ORDÓÑEZ, G. (2002): *The currency union effect on trade: Early evidence from the European Union*, Inter-American Development Bank, abril.
- NITSCH, V. (2000): «National borders and international trade: evidence from the European Union», *Canadian Journal of Economics* 33 (4), pp. 1091-1105.
- NITSCH, V. (2002): «Honey, I shrunk the currency union effect on trade», *World Economy* 25 (4), pp. 457-473.
- PERSSON, T. (2001): «Currency unions and trade: how large is the treatment effect?», *Economic Policy* 33, pp. 435-447.
- ROSE, A. K. (2000): «One money, one market: the effect of common currencies on trade», *Economic Policy* 30, pp. 7-46.
- ROSE, A. K. (2002): *The effect of common currencies on international trade: Where do we stand?*, Haas School of Business, Occasional Paper 22.
- ROSE, A. K. y VAN WINCOOP, E. (2001): «National money as a barrier to international trade: the real case for currency union», *American Economic Review* 91 (2), pp. 386-390.
- TENREYRO (2001): *On the causes and consequences of currency union*, Harvard University, mimeo.
- THOM, R. y WALSH, B. (2002): «The effect of a currency union on trade: Lessons from the Irish experience», *European Economic Review* 46 (6), pp. 1111-1123.
- VIHNAS DE SOUZA, L. (2002): *Trade effects of monetary integration in large, mature economies: A primer on the European Monetary Union*, Kiel Institute for World Economics, Kiel Working Paper 1137.
- YEYATI, E. L. (2003): «On the impact of a common currency on bilateral trade», *Economic Letters* 79 (1), pp. 125-129.