

TIPOS DE CAMBIO Y BALANZAS COMERCIALES EN LA UNIÓN EUROPEA *

MANUEL CANTAVELLA

Universitat Jaume I e Instituto de Economía Internacional

ISMAEL FERNÁNDEZ

Universitat de Valencia e Instituto de Economía Internacional

CELESTINO SUÁREZ

Universitat Jaume I e Instituto de Economía Internacional

En este artículo se analiza la relación de largo plazo entre los tipos de cambio reales y las balanzas comerciales para los cinco países con mayor peso económico de la Unión Europea (UE), Alemania, Francia, Reino Unido, Italia, y España, durante el periodo 1975:1 - 1997:1. El enfoque aplicado utiliza técnicas de cointegración propuestas por Johansen (1988) y hace uso de datos trimestrales. Los resultados obtenidos muestran la existencia de una relación positiva entre esas dos variables aunque los efectos de los tipos de cambio sobre las balanzas comerciales son, generalmente, moderados. Dicha circunstancia podría estar relacionada con el predominio de los intercambios de naturaleza intraindustrial en el comercio de los países industrializados y, en consecuencia, permitiría resaltar la incidencia de otros factores distintos de la competitividad-precio en el comportamiento de la balanza comercial.

Palabras clave: unión monetaria, balanza comercial, tipos de cambio.

No existe un total acuerdo entre los economistas sobre la efectividad que los movimientos del tipo de cambio tienen como instrumento para mejorar desequilibrios en las balanzas comerciales. Estudios empíricos sobre el enfoque convencional de que variaciones en los tipos de cambio tienen un impacto positivo sobre las balanzas comerciales muestran resultados bastante diversos [Miles (1979), Gylfasson y Rissager (1984), Bahmani-Oskooee (1985, 1991), Rose y Yellen (1989), Rose (1991), Madhavi y Sohravian (1993), Arize (1994)].

(*) Los autores agradecen los valiosos comentarios de dos evaluadores anónimos. Igualmente, agradecen la ayuda financiera recibida de la DGICYT-PB94-0955-CO2-01 y 02. Cualquier error que pueda encontrarse es únicamente responsabilidad de los autores.

En términos generales, los gobiernos no siempre están dispuestos a devaluar o a permitir una depreciación continuada de su moneda. Mientras que, en ocasiones, se considera que una devaluación es generadora de recesión, en otras, se teme por los efectos renta negativos que pueda generar, o por los fenómenos de inflación importada a los que se encuentra asociada. Asimismo, y en términos de credibilidad, la devaluación supone el reconocimiento implícito de cierto grado de fracaso en la conducción de la política económica por parte de cualquier gobierno. Además, es evidente que, con la devaluación, el montante de deuda externa aumenta al expresarlo en moneda extranjera y que las cuentas exteriores no mejoran aún cuando se acompañen de las correspondientes políticas monetarias y fiscales, quizá como resultado de la existencia de bajas elasticidades. Estos problemas se reflejaron en alguna medida durante la crisis energética de 1973 y, con posterioridad, eludiendo la depreciación de las monedas ante la repetición de la crisis energética de 1979 y la crisis de la deuda externa en los años 80. A pesar de todo, las consecuencias de impedir los ajustes del tipo de cambio cuando la situación pareciera requerirlo podrían ser negativas. En definitiva, el argumento acerca de la efectividad de una devaluación (depreciación) sigue siendo objeto de abierta controversia.

¿Qué importancia puede tener precisamente este argumento dentro del marco de la UE? La integración monetaria está a punto de alcanzarse y la mayor parte de los países de la UE han venido disfrutando de un sistema de tipos “cuasi flotantes” desde que se ampliaron los límites de intervención marginal bilateral obligatorios al ± 15 por ciento en agosto de 1993. Los tipos de cambio, por tanto, han podido fluctuar y como consecuencia de ello depreciarse o apreciarse dentro de dichas bandas. El grado en que estas alteraciones en los tipos de cambio, junto a las variaciones en los precios relativos, hayan podido afectar a la competitividad –y balanza comercial– de cada país calibrará el alcance que suponga la pérdida de autonomía nacional en dicha política como resultado de la adopción de la moneda única.

Ante la ausencia de flexibilidad salarial y de movilidad laboral dentro de la UE una perturbación de demanda negativa en un país miembro podría ser corregida mediante una depreciación (devaluación) de su moneda. Esta medida incrementaría la demanda externa al reducir los precios relativos y amortiguaría el impacto de la perturbación logrando que la modificación en el tipo de cambio produjera, de este modo, los efectos esperados. Por otra parte, si el ajuste cambiario no es efectivo para neutralizar las perturbaciones externas, los encargados de la política económica europea tendrían que confiar en otros instrumentos para corregir los desequilibrios en la balanza comercial.

En cualquier caso, los costes asociados al abandono de las variaciones de los tipos de cambio como instrumentos de política económica, para cada uno de los países miembros, dependerán del grado de efectividad que puedan alcanzar. A pesar de que los tipos de cambio no son ya utilizados en el marco de la UE como instrumentos de ajuste sino como instrumentos de estabilización, sería interesante conocer hasta qué punto una devaluación o una depreciación sostenida en los tipos de cambio puede tener efectos positivos o perversos sobre la balanza comercial.

El objetivo de este trabajo es analizar económicamente la relación de largo plazo entre la balanza comercial y los tipos de cambio reales para los países con mayor peso dentro de la UE (Alemania, Francia, Reino Unido, Italia, y España), que tanto en términos de PIB como de comercio exterior acumulan aproximadamente un 80% del total comunitario.

Una gran parte de trabajos empíricos sobre estas relaciones de comercio se han basado en regresiones que incorporaban variables de nivel. Sin embargo, dada la posibilidad de que muchas de estas series tuvieran residuos no estacionarios, la simple aplicación del método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) a las correspondientes regresiones podía dar resultados espurios. La cointegración, precisamente, trata este fenómeno e intenta corregirlo. Varios son los estudios que se han centrado en la relación de largo plazo entre balanzas comerciales y tipos de cambio [Rose (1991), Bahmani-Oskooee (1991), Bahmani-Oskooee y Alse (1994), Arize (1994)]. Los resultados obtenidos de estos trabajos también han sido diversos, así Rose (1991) y Bahmani-Oskooee y Alse (1994) no encuentran evidencia de cointegración alguna en esa relación mientras que Bahmani-Oskooee (1991) y Arize (1994) sí. La utilización de muestras, países, frecuencia de datos e incluso técnicas de cointegración distintas dificultan la comparación de los resultados de una forma directa. La técnica de cointegración multivariante aplicada en este trabajo se basa en la de Johansen (1988)¹.

El apartado 1 recoge el análisis de la relación entre la balanza comercial y los tipos de cambio para los países más importantes de la UE en un modelo expresado en su forma reducida y que es una variante del denominado por Goldstein y Khan (1985) modelo de sustitutos imperfectos. El apartado 2 hace referencia al análisis estático de largo plazo y las elasticidades de comercio. En el apartado 3 se presentan las conclusiones de este trabajo.

1. ESPECIFICACIÓN DEL MODELO Y METODOLOGÍA

A fin de examinar los efectos de los tipos de cambio reales sobre las balanzas comerciales, una gran parte de la literatura empírica sobre modelos de comercio internacional ha utilizado un sistema estructural de ecuaciones de demanda de importación y de exportación². El objetivo era el cálculo de las elasticidades de comercio exterior para, entre otras conclusiones, conocer si se cumplía la condición de Marshall-Lerner. Si la suma en valor absoluto de las elasticidades de demanda de exportaciones y de importaciones era superior a la unidad entonces una devaluación en los tipos de cambio tenía un impacto positivo sobre la balanza comercial. Nuestro análisis, sin embargo, se desvía de este enfoque al no comprobar esta condición como tal y se centra básicamente en un modelo de forma reducida

(1) Para una completa exposición de la técnica de Johansen ver Muscatelli y Hurn (1992).

(2) Ejemplos de trabajos que han utilizado este enfoque incluyen a Houthakker y Magee (1969), Khan (1974), Warner y Kreinin (1983), Gylfason y Risager (1984), Bahmani-Oskooee (1986), entre otros. Para el caso español, también hay un grupo de autores que ha trabajado con este tipo de modelos, por ejemplo, Bonilla (1978), Mauleón (1985, 1986), Fernández y Sebastián (1989), Buisán y Gordo (1994), Bajo y Montero (1995), Mauleón y Sastre (1996).

en el que se expresa la balanza comercial, definida como ratio de exportaciones sobre importaciones (ver Apéndice 1), en función de variables supuestamente exógenas: tipo de cambio real, renta doméstica y renta extranjera, es decir,

$$B_i = f(Q_i, Y_i, Y^*) \quad [1]$$

donde,

B_i : balanza comercial para cada uno de los países (i).

Q_i : tipo de cambio efectivo real para cada uno de los países (i).

Y_i : renta doméstica para cada uno de los países (i).

Y^* : renta extranjera.

Este enfoque no estructural se obtiene de la combinación de las ecuaciones de demanda de exportaciones y de importaciones y nos permite analizar de forma directa el impacto, si existe, de los tipos de cambio sobre la balanza comercial teniendo en cuenta los efectos renta, ya que de lo contrario podríamos estar omitiendo variables relevantes en el modelo con los consiguientes problemas de insesgadez e inconsistencia para los estimadores³. Para evitar los problemas de identificación que se derivan del comportamiento del saldo desde el lado de la oferta incorporamos el supuesto de elasticidad perfecta.

En términos econométricos la ecuación [1] quedaría formulada como:

$$b_t = \alpha_0 + \alpha_1 q_t + \alpha_2 y_t + \alpha_3 y_t^* + u_t \quad [2]$$

t : 1975:I.....1997:I

donde todas las variables están expresadas en logaritmos naturales (minúsculas) de forma que se puedan interpretar sus elasticidades; las α son los parámetros del modelo a estimar; b es la balanza comercial expresada como el ratio entre exportaciones e importaciones; q es el tipo de cambio efectivo real; y es el producto interior bruto utilizado como aproximación a la renta doméstica; y^* es el producto interior bruto para los países de la OCDE utilizado como referencia de la renta extranjera; u es el término de error que representa factores omitidos por la parte determinista del modelo.

La ecuación [2] podría presentar problemas de regresión espuria como describieron Granger y Newbold (1974). Ello es debido a las tendencias no estacionarias de las series temporales. La media, la varianza y la autocorrelación de las series no son, generalmente, constantes en el tiempo. El coeficiente de determinación puede captar simplemente tendencias correlacionadas y los bajos estadísticos

(3) Algunos estudios se han basado también en modelos de formas reducidas tal es el caso de Miles (1979), Bahmani-Oskooee (1985), Himarios (1989). Los resultados obtenidos en esos modelos son puestos en duda debido a los posibles problemas espurios derivados de la utilización de variables no estacionarias. Trabajos más recientes en esa línea y que resuelven los problemas espurios son, por ejemplo, Rose y Yellen (1989), Rose (1991), Bahmani-Oskooee (1991), Mahdhavi y Sohrevian (1994), Bahmani-Oskooee y Alse (1994), y Arize (1994).

de Durbin-Watson pueden reflejar residuos no estacionarios. En este caso, como argumenta Phillips (1986), los estadísticos estándar de la t de Student y la F de Snedecor no poseen las mismas distribuciones límite. Por tanto, se debería analizar primero si una serie es estacionaria en niveles, es decir, si es una variable $I(0)$, o una variable estacionaria en diferencias, $I(1)$, $I(2)$, ..., $I(n)$ para poder aplicar la metodología adecuada, evitando así, inferencias espurias⁴.

El referente teórico de nuestro modelo se basa en una combinación de ecuaciones de importación y de exportación. A partir de aquí se realiza una transformación de las variables de importaciones y exportaciones, convirtiéndolas en un ratio. Por tanto, lo que se intenta contrastar no son las funciones de ambos flujos de comercio por separado sino la relación conjunta que representa su cociente.

La cointegración se convierte en una metodología clave cuando tenemos que trabajar con variables no estacionarias. Si b y q fueran, por ejemplo, variables $I(1)$ y por tanto no estacionarias en niveles, no podríamos hacer una regresión simplemente de Δb (estacionaria en primeras diferencias) sobre Δq (estacionaria en primeras diferencias) para evitar problemas de no estacionariedad dado que de esta forma la información de largo plazo entre dos variables se perdería. Es importante, pues, que operemos con variables en niveles. La ecuación [2] está expresada en niveles y refleja la relación de largo plazo entre la balanza comercial, el tipo de cambio efectivo real, la renta doméstica y la renta extranjera. Así pues, si estas variables están cointegradas alguna combinación lineal de ellas tendrá un orden de integración menor⁵.

2. ANÁLISIS DE LARGO PLAZO: RAÍCES UNITARIAS Y COINTEGRACIÓN

El análisis de la estacionariedad en las series temporales, e incluso más importante, la clase de tendencia implícita, ya sea determinista o estocástica, nos induce a la implementación del modelo econométrico utilizando la metodología más adecuada. Por tanto, la especificación de la modelización econométrica depende de la naturaleza de nuestras variables. Muchas series temporales macroeconómicas muestran alguna tendencia cuando se representan las observaciones en función del tiempo. Aunque una mayoría de ellas parecen ser $I(1)$ o procesos estacionarios en diferencias (PED) como demuestran Nelson y Plosser (1982), es fundamental para el análisis de cointegración que distingamos entre un PED, el cual contiene una tendencia estocástica,

$$y_t = \beta + y_{t-1} + \varepsilon_t \quad [3]$$

donde $\varepsilon_t \sim I(0)$

(4) Una variable $I(n)$ significa que la serie original ha sido diferenciada n veces para ser estacionaria, siendo n el orden de integración.

(5) Siguiendo la definición de Engle y Granger (1987), dos series Y_t y X_t con el mismo orden de integración $I(d)$ son cointegradas de orden (d, b) si existe un vector $(1, -\beta)'$ de forma que la combinación $u_t = Y_t - \beta X_t$ es $I(d, b)$, donde $b > 0$.

y un proceso estacionario con tendencia (PET) o una variable $I(0)$ + tendencia (determinista),

$$y_t = \alpha + \beta t + \varepsilon_t \quad [4]$$

donde $\varepsilon_t \sim I(0)$

A los procesos con tendencia estocástica (paseo aleatorio), ecuación [3] se les denomina estacionarios en diferencias ya que la diferenciación debería dar lugar a un proceso de error no correlacionado. Por otra parte, a los procesos con tendencia determinista, ecuación [4], también se les denomina estacionarios con tendencia ya que a pesar de que la primera diferencia es estacionaria, no es apropiado diferenciar estas series para alcanzar la estacionariedad⁶.

Antes de analizar ésta diferencia, se debería detectar la naturaleza no estacionaria de las variables comerciales. El análisis univariante se ha llevado a cabo mediante la implementación de los tests de Dickey-Fuller (DF) y en particular del test de Dickey-Fuller aumentado (ADF), Dickey y Fuller (1979, 1981). Este test además de informarnos acerca de la existencia de raíces unitarias en las variables también reconoce si el proceso generador de datos (PGD) es un PED o un PET. El análisis se completa con la utilización de los tests propuestos por Durbin y Hausman (DH) [ver Choi (1992) y Apéndice 2 para más detalles] ya que poseen propiedades más robustas en muestras finitas, especialmente cuando el modelo incluye el término independiente y una tendencia lineal temporal.

En las columnas 1 y 2 del Cuadro 1 se recogen los tests estándar de Dickey y Fuller, mostrándonos cómo todas las series son estacionarias después de haber tomado primeras diferencias. Por tanto, los datos podrían estar generados por un proceso $I(1)$ o un proceso $I(0)$ más tendencia. La tercera columna del cuadro indica los resultados del test de Dickey-Fuller aumentado para determinar si los datos han sido generados por una tendencia estocástica o determinista. Según este test las variables indican que están generadas por procesos $I(1)$ a excepción del tipo de cambio para Francia que sería, en principio, una variable $I(0)$ más tendencia con un nivel de significatividad del 5%. En cualquier caso, la probada escasa robustez de los tests de Dickey-Fuller, especialmente cuando existe una tendencia determinista nos ha inducido a aplicar también los tests de Durbin y Hausman que muestran como ya hemos citado una mayor robustez.

Los resultados de los tests de Durbin y Hausman indican que ninguna variable puede rechazar la hipótesis nula de ser $I(1)$ en comparación con la alternativa $I(0)$ más tendencia. Una vez se ha llevado a cabo el análisis de los procesos generadores de datos, se puede concluir que todas las variables comerciales analizadas

(6) Para demostrar esto hay que tomar primeras diferencias (expresadas por Δ) de la ecuación [4] como si el proceso generador de datos fuera un PED, entonces,

$$\Delta y_t = y_t - y_{t-1} = (\alpha + \beta t + \varepsilon_t) - [\alpha + \beta (t-1) + \varepsilon_{t-1}] = \beta + \varepsilon_t - \varepsilon_{t-1}$$

En definitiva, si se diferencia una variable que es estacionaria con tendencia provoca autocorrelación negativa en el término de error.

Cuadro 1: TESTS DE RAÍCES UNITARIAS

Variabes	ADF estadístico I(1) vs. I(0)	ADF estadístico I(2) vs. I(1)	ADF estadístico PED vs. PET*	DH estadístico PED vs. PET
GETB	-2,18 (2)	-12,11 (0)	-2,16 (2)	12,32
GEXR	-0,045 (0)	-7,96(0)	-2,10 (0)	9,87
GEY	-0,40(4)	-3,19(3)	-2,29 (4)	38,78
FRTB	-1,96 (4)	-15,01 (0)	-3,14 (4)	33,52
FRXR	-1,64 (0)	-9,21(0)	-3,46 (3)	26,56
FRY	-1,78 (0)	-7,35(0)	-2,87 (2)	9,12
UKTB	-1,71 (3)	-9,50(2)	-1,72 (3)	52,87
UKXR	-1,69 (0)	-7,60(0)	-1,94 (0)	7,06
UKY	-0,45 (0)	-5,01 (0)	-1,87 (2)	15,13
ITTB	-2,49 (1)	-10,07 (0)	-2,30 (2)	51,32
ITXR	-1,75 (0)	-8,67 (0)	-1,97 (0)	16,45
ITY	-2,39 (1)	-5,41(0)	-2,66 (1)	12,62
ESTB	-2,68 (1)	-8,76 (2)	-3,26 (1)	42,36
ESXR	-2,19 (0)	-8,73 (0)	-2,08 (0)	18,27
ESY	-0,50 (4)	-2,92 (3)	-1,88 (2)	14,85
Y*	-1,14 (1)	-6,55 (0)	-2,01 (1)	8,24
Valores Críticos: (5%):	-2,88	-2,88	-3,44	76,14

*PED: proceso estacionario en diferencias; PET: proceso estacionario con tendencia.

GETB representa la balanza comercial para Alemania, GEXR, el tipo de cambio real efectivo alemán, GEY, la renta alemana (PIB), y de forma análoga para el resto de países; finalmente Y* expresa la renta extranjera (PIB OCDE).

Los números entre paréntesis después de los estadísticos del ADF indican el número de retardos utilizado para que los residuos de la autorregresión fueran ruido blanco.

Todas las variables están expresadas en logaritmos naturales.

son no estacionarias e integradas de orden uno; en otras palabras, estas variables poseen una tendencia estocástica.

Desde el punto de vista económico, el que las balanzas comerciales de los países centrales de la UE sean variables I(1) podría ser motivo de preocupación ya que ello estaría indicando que una perturbación tiene efectos permanentes. Ahora bien, lo que realmente importa es saber si el saldo de estas balanzas está dentro de los límites apropiados y puede ser ajustado a través de las variaciones en los tipos de cambio efectivo real y en la renta que, a su vez, se verán afectadas por las distintas políticas, monetaria y fiscal. El resultado de I(1) en el tipo de cambio efectivo real para los cinco países refleja una notable variabilidad del mismo durante el periodo 1975-1997. Este resultado no debería sorprendernos de-

masiado sabiendo que los tipos de cambio entre las principales monedas del mundo han venido flotando durante el periodo muestral considerado, a la par que se mantenían diferenciales de precio relevantes entre países. La creación del SME en 1979 no ha evitado totalmente la variabilidad de un tipo de cambio efectivo real como el aquí utilizado.

Los resultados de este análisis sugieren que el uso de la cointegración será apropiado para poder determinar si las variables en niveles pueden tener una especificación de largo plazo, dado que dicha técnica nos proporciona las herramientas adecuadas para trabajar con variables no estacionarias, y particularmente con variables $I(1)$.

El siguiente paso pretende especificar un modelo multivariante y aplicar la metodología de Johansen. El vector autorregresivo general es,

$$y_t = a + \sum_{i=1}^3 \phi_i D_{it} + \sum_{i=1}^k \pi_i y_{t-i} + \varepsilon_t \quad [5]$$

donde tanto y_t como y_{t-i} incluyen los logaritmos de las cuatro variables del modelo (b , q , y , y^*); a es el término independiente; D_{it} representa las correspondientes dummies estacionales y deterministas, y ε_t es el término de perturbación distribuido de manera independiente e idéntica de media cero y varianza constante⁷.

Los resultados de los tests de cointegración se muestran en el Cuadro 2. Los estadísticos derivados de los tests propuestos por Johansen, el de máxima verosimilitud (λ MAX) y el de la traza, contrastan respectivamente, la existencia de r vectores de cointegración contra la alternativa de la existencia exacta de $r+1$ relaciones de cointegración y la existencia de r vectores de cointegración frente a la alternativa de la existencia de al menos $r+1$ vectores.

Con motivo de la utilización de información trimestral, se incorpora un número determinado de retardos para cada una de las variables y países objeto de análisis, de forma que se obtenga una representación suficiente del proceso generador de datos⁸. Las ecuaciones para cada uno de los cinco países muestran resultados satisfactorios con cuatro retardos en sus correspondientes vectores autorregresivos (VARs) de acuerdo con los diferentes tests de correlación serial y normalidad en los residuos⁹. En cualquier caso, se debería tomar con cierta cautela las conclusiones firmes en favor de la cointegración ya que los resultados son sensibles al orden del VAR cuando se utiliza el procedimiento de Johansen.

(7) Se comprobó y aceptó la exogeneidad del tipo de cambio efectivo real y de la renta doméstica, asumiendo el carácter exógeno de la renta extranjera.

(8) En general, los resultados económicos son bastante sensibles a la inclusión de pocos retardos.

(9) Nótese que si se incrementa demasiado el valor de k (número de retardos) posiblemente se estaría captando información económica que no es deseable, en estos momentos, que esté especificada en el modelo. Al mismo tiempo, esto también podría causar una sobreparametrización en el modelo, afectando así las estimaciones de los vectores de cointegración y dificultando su interpretación económica. Por otra parte, el tamaño de los tests podría distorsionarse si se incluye un valor demasiado pequeño de k .

Cuadro 2: TESTS DE COINTEGRACIÓN DE MÁXIMA VEROSIMILITUD SEGÚN JOHANSEN (1975:I-1997:I)

r: número de
vectores de
cointegración
(hipótesis nula)

	Alemania		Francia		Reino Unido		Italia		España	
	λ MAX	Traza	λ MAX	Traza	λ MAX	Traza	λ MAX	Traza	λ MAX	Traza
$r = 0$	37,51*	76,9*	40,14*	75,84*	44,25*	67,24*	33,99*	65,05*	41,66*	66,14*
$r \leq 1$	20,59	39,18*	20,31	35,70*	14,05	22,98	24,20*	31,06	15,48	24,48
$r \leq 2$	15,01	18,60	10,59	15,39	6,87	8,92	6,46	6,87	8,96	8,99
$r \leq 3$	3,59	3,59	4,79	4,79	2,06	2,06	0,41	0,41	0,036	0,036

Estimaciones de los parámetros (normalizados)

	Alemania		Francia		Reino Unido		Italia		España	
	Vector 1	Vector 2	Vector 1	Vector 2	Vector 1	Vector 1	Vector 2	Vector 1	Vector 1	Vector 1
b	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1
q (-)	-0,09	2,05	-1,22	-5,41	-0,14	-0,77	1,30	-1,48	-1,48	-1,48
y (-)	-1,75	-4,47	-1,34	-10,65	-1,46	-3,57	-7,95	-2,98	-2,98	-2,98
y^* (+)	1,38	5,40	1,15	9,43	0,76	3,18	6,18	3,21	3,21	3,21

Nota:

Primer panel: λ MAX y Traza son los estadísticos de máxima verosimilitud para el número de vectores de cointegración. La estimación se ha llevado a cabo utilizando el programa Microfit 3.0.

* Indica el nivel de significatividad al 5 por ciento; los valores críticos se basan en Osterwald-Lenum (1992).

Segundo panel: b expresa la balanza comercial, q , el tipo de cambio efectivo real, y , la renta doméstica, e y^* , la renta extranjera. Entre paréntesis se recogen los signos esperados para q , y , e y^* . Las estimaciones de los parámetros indican elasticidades.

El primer panel del Cuadro 2 recoge la existencia de cointegración para cada uno de los cinco países. En los casos de Alemania, Francia e Italia se encuentran, concretamente, dos vectores de cointegración. Desde el punto de vista económico, la existencia de dos vectores de cointegración puede aparecer como algo confuso. Esta característica se deriva del hecho de que determinadas variables puedan estar estrechamente relacionadas a largo plazo. Para Muscatelli y Hurn (1992) sería razonable utilizar únicamente aquél vector que tuviese algún sentido económico de acuerdo a su signo esperado y a su magnitud. Desde el punto de vista econométrico se debería elegir el primero de los vectores de cointegración obtenidos ya que su relación es más robusta que el segundo, en otras palabras, el primer vector contiene residuos más cercanos a ruido blanco. Teniendo en cuenta ambos aspectos se recoge en el Cuadro 3 la selección de los parámetros estimados en el segundo panel del Cuadro 2 correspondientes al primer vector de cointegración¹⁰.

Los resultados de la relación de cointegración (Cuadro 3) demuestran que el tipo de cambio efectivo real afecta a la balanza comercial en el largo plazo para cada uno de los cinco países de la UE y en la dirección esperada¹¹. Aunque los precios relativos expresados como tipos de cambio efectivo real tienen un impacto predecible y sistemático sobre el comercio, las elasticidades obtenidas son bajas y en la mayor parte de los casos por debajo de la unidad¹². Estos resultados ponen en evidencia que la corrección del saldo comercial a través de la modifica-

Cuadro 3: ELASTICIDADES DE LA BALANZA COMERCIAL CON RESPECTO AL TIPO DE CAMBIO EFECTIVO REAL, RENTA INTERIOR Y RENTA EXTRANJERA

	Alemania	Francia	Reino Unido	Italia	España
q	-0,09	-1,22	-0,14	-0,77	-1,48
y	-1,75	-1,34	-1,46	-3,57	-2,98
y^*	1,38	1,15	0,76	3,18	3,21

(10) Las elasticidades obtenidas en este trabajo se corresponden con un modelo en forma reducida del saldo comercial, por tanto no son directamente comparables con las elasticidades de demanda de los modelos estructurales.

(11) El tipo de cambio efectivo real utilizado se basa en un índice general (índice de precios al consumo, IPC). La aplicación de índices de precios industriales (IPI) y de costes laborales unitarios (CLU) no han variado significativamente los resultados. (Ver Apéndice I para más detalles).

(12) La inclusión de productos derivados del petróleo en las balanzas comerciales de estos países, así como consideraciones sobre el *pass-through* y el comportamiento de fijación de precios, ha podido influir en la obtención de esas bajas elasticidades.

ción del tipo de cambio real es particularmente compleja. Sin embargo, los valores obtenidos son coherentes con las tendencias del comercio internacional en los países de la UE donde el crecimiento del comercio intraindustrial y la convergencia económica de los países hacen que el precio y el tipo de cambio pierdan importancia para ir adquiriéndola factores como la calidad de los productos y de los servicios que acompañan a su comercialización. Efectivamente, el comercio en los países industrializados cada vez es menos sensible a los precios, no queriendo esto decir que los precios sean irrelevantes, sino que ante pequeñas desviaciones de estos en las producciones de los bienes comercializables, unido a las estrategias de las empresas en mercados no competitivos (*pass through* o *pricing to market*), otros factores como pueden ser la calidad de sus productos o la existencia de servicios complementarios adquieren una importancia crucial. Desde este punto de vista, los costes del abandono de los tipos de cambio como instrumento de política económica en los ajustes macroeconómicos perderían trascendencia. En el caso de Alemania, serían prácticamente insignificantes mientras que para Francia y España todavía tendrían una importancia más apreciable con una elasticidad mayor que la unidad.

Los efectos renta, por otra parte, juegan un papel importante en la consecución de las relaciones de cointegración. A pesar de que la diferencia entre las distintas elasticidades renta refleja una tendencia a que las importaciones crezcan más rápidamente que las exportaciones, lo cual podría conducir a desequilibrios comerciales significativos, no se puede afirmar que dicha circunstancia suponga una restricción externa al crecimiento de los países comunitarios ya que de hacerlo se estaría aceptando entonces que el comercio internacional puede ser perjudicial para un país. Esta situación, no obstante, depende de otros factores, como en este caso puede ser la propia naturaleza de las importaciones. La magnitud de las estimaciones para las variables renta implica que una actividad doméstica dinámica tenga un efecto expansivo relevante para otros países, confirmando de esta manera un papel de locomotora potencial para algunos países de la UE.

Hay que resaltar que esta tendencia no se da para el caso de España donde la elasticidad de la balanza comercial con respecto a la renta nacional es menor que la correspondiente a la renta extranjera, aunque bien es cierto que ambas elasticidades se encuentran muy próximas. La magnitud de éstas indica que cualquier variación en la renta afecta a la balanza comercial de forma muy significativa. Las elasticidades obtenidas mostrarían una elevada sensibilidad de la balanza comercial española respecto al ciclo económico interno y a la evolución de la situación económica internacional.

La robustez de los resultados anteriormente expuestos puede ser examinada en el Cuadro 4 donde se recogen los tests de las restricciones en los parámetros para las variables tipos de cambio y renta. En general, esas restricciones son significativas a excepción del tipo de cambio efectivo real italiano y de las variables renta en España. Tanto en un caso como en otro, la omisión de esas variables en el modelo no permite obtener vector de cointegración alguno entre la balanza comercial y las variables renta o entre la balanza comercial y el tipo de cambio efectivo real. Por tanto, para que tal relación exista, es importante que se incluya el tipo de cambio en Italia y las variables renta en España.

Cuadro 4: TESTS DE LAS RESTRICCIONES EN LOS PARÁMETROS
 $(b_t = \alpha_0 + \alpha_1 q_t + \alpha_2 y_t + \alpha_3 y_t^*)$

	Chi-cuadrado test statistic $\alpha_1 = 0$	Chi-cuadrado test statistic $\alpha_2 = 0$	Chi-cuadrado test statistic $\alpha_3 = 0$
Alemania	20,23	24,16	20,16
Francia	12,97	14,50	9,32
Reino Unido	8,57	14,26	12,32
Italia	3,16	20,11	24,17
España	22,91	5,82	2,81

Nota: el valor crítico para el estadístico de la Chi-cuadrado con dos grados de libertad es 5,99 a un 5 por ciento de nivel de significación.

3. CONCLUSIÓN

Se ha podido constatar que los tipos de cambio efectivo real tienen un impacto estadísticamente significativo sobre la balanza comercial a largo plazo para los países de la UE aquí analizados. Estos resultados aportan una evidencia más en la relación de largo plazo entre esas dos variables, en este caso para países industrializados y pertenecientes a la UE. La existencia de esa relación se sustenta también en los efectos que producen las variables renta interior y exterior sobre la balanza comercial. Los resultados del análisis son consistentes con el modelo de sustitutos imperfectos, confirmando de esta forma la validez de dicho modelo para la instrumentación de objetivos de política económica.

Las bajas elasticidades respecto a los tipos de cambio efectivo real indican que para mejorar un desequilibrio en la balanza comercial se debe llevar a cabo un cambio sustancial en los precios relativos o alternatively una importante modificación en los tipos de cambio. Dicha circunstancia podría estar relacionada con el predominio de los intercambios de naturaleza intraindustrial en el comercio de los países industrializados y, en consecuencia, permitiría resaltar la incidencia de otros factores distintos de la competitividad-precio en el comportamiento de la balanza comercial. De cualquier modo, se constataría que los ajustes ante perturbaciones externas deberán tener un carácter real, no sólo por la propia pérdida del instrumento cambiario que comporta la adopción de la Unión Monetaria, sino por la limitada efectividad que tal política ha demostrado en términos generales.

Resulta evidente tal y como reflejan las elasticidades renta interior y exterior el papel desempeñado por la fase del ciclo económico en el que se encuentren cada uno de los países. Este hecho puede explicar los buenos resultados económicos de los países que se integran en la UM como consecuencia de la sincronía de sus ciclos económicos.

APÉNDICE 1: DEFINICIONES Y FUENTES DE DATOS

La balanza comercial (*TB*) viene definida en términos agregados incluyendo únicamente aquellos bienes comercializados internacionalmente. La construcción de esta variable se ha basado en una *ratio* de exportaciones sobre importaciones. Así, un incremento de esta *ratio* significa que hay una mejora de la balanza comercial y viceversa para un descenso. La información ha sido homogeneizada en dólares USA de 1990.

Dado que se está operando con flujos comerciales totales parece sensato utilizar un tipo de cambio efectivo real global como una de las variable supuestamente exógenas ya que además, esta representa una medida resumen del valor de una moneda con respecto al valor de otras, competidoras y/o aliadas comerciales. Aunque desde el principio de este trabajo se había tomado en consideración las distintas medidas del tipo de cambio efectivo real, se optó finalmente por un índice general (índices de precios al consumo, IPC) frente a la utilización de los índices de precios industriales (IPI) o los costes laborales unitarios (CLU). Los resultados no fueron muy diferentes en cada uno de los casos, aunque el interés se centraba en poner de relieve la competitividad de la economía en su conjunto que repercutiera en el comercio exterior por el lado de las exportaciones y las importaciones.

Este tipo de cambio efectivo real (q) es el utilizado por el Fondo Monetario Internacional. Se trata de un índice ponderado que combina los tipos de cambio de una moneda en particular y las monedas de diecisiete otros países industrializados (aliados y competidores comerciales). Se ajusta por los movimientos relativos en los precios domésticos y se utiliza como año base 1990. Definido como unidades de moneda extranjera por unidad de moneda nacional, una apreciación del tipo de cambio efectivo real se refleja en un incremento de este índice y una depreciación por una disminución del mismo.

El producto interior bruto (PIB) expresado en unidades de moneda nacional se usa como variable proxy a la renta doméstica (Y). El PIB de la OCDE (dólares USA de 1990) es utilizada como variable proxy para la renta extranjera (Y^*). Todas las variables están expresadas en términos reales y en logaritmos naturales.

Los datos de la balanza comercial, del tipo de cambio efectivo real, y del PIB para cada uno de los países han sido obtenidos del CD-ROM de enero de 1998 (*International Financial Statistics*), editado por el Fondo Monetario Internacional. Para el PIB de la OCDE se ha utilizado la fuente de la *OECD Quarterly National Accounts*.

APÉNDICE 2: TESTS DE DURBIN-HAUSMAN

Choi (1992) propone diferentes tests de Durbin y Hausman (1954, 1978) para encontrar raíces unitarias basándose en la parametrización tradicional de la cual Dickey y Fuller (1979, 1981) derivan sus propios tests. A este fin, se usa el estimador del método de MCO y una variable instrumental (variable actual). A diferencia de los modelos ARMA que generalmente operan con variables retardadas

como instrumentos, Choi (1992) utiliza y_t para instrumentalizar y_{t-1} . Así pues, y_t no es un instrumento real sino un pseudo instrumento.

El modelo mantenido es el mismo que para los tests de Dickey y Fuller,

$$y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \gamma t + \varepsilon_t$$

La hipótesis nula es que $\beta = 1$ frente a la alternativa de $\beta < 1$, es decir I(1) contra I(0) más una tendencia. El estadístico es,

$$DH = \frac{(b_{iv} - b)^2}{\text{est } V(b)}$$

donde b expresa la estimación por MCO de β y b_{iv} indica la estimación de la variable pseudo instrumental de β utilizando y_t para instrumentalizar y_{t-1} .

Los tests DH, según Choi (1992) poseen algunas ventajas: en primer lugar, estos tests poseen propiedades de robustez mejores en muestras finitas que los DF y por tanto pueden distinguir mejor cuando una variable es I(1) o es I(0) con una tendencia; en segundo lugar, las densidades de probabilidad en las distribuciones límite son más fáciles a la hora de analizar que en los DF; y por último, las correcciones de correlación serial de los tests DH son bastante simples en comparación con las dadas en Phillips y Perron (1988).



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Arize, A. (1994): "Cointegration Test of a Long-Run Relation Between the Real Effective Exchange Rate and the Trade Balance", *International Economic Journal*, vol. 8, págs. 1-9.
- Bahmani-Oskooee, M. y Alse, J. (1994): "Short-run Versus Long-run Effects of Devaluation: Error Correction Modeling and Cointegration", *Eastern Economic Journal*, vol. 20, págs. 453-464.
- Bahmani-Oskooee, M. (1991): "Is there a Long-Run Relationship between the Trade Balance and the Real Effective Exchange Rate of the LDC's?", *Economics Letters*, vol. 36, págs. 403-407.
- Bahmani-Oskooee, M. (1986): "Determinants of International Trade Flows: The Case of Developing Countries", *Journal of Development Economics*, vol. 20, págs. 107-123.
- Bahmani-Oskooee, M. (1985): "Devaluation and the J-Curve: Some Evidence from LDCs", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 67, págs. 500-504.
- Bajo, O. y Montero, M. (1995): "Un modelo econométrico ampliado para el comercio exterior español, 1977-1992", *Moneda y Crédito*, vol. 201, págs. 153-182.
- Bonilla, J. M. (1978): "Funciones de importación y exportación de la economía española", *Estudios Económicos, Banco de España*, vol. 14.
- Buisán A. y Gordo, E. (1994): "Funciones de importación y exportación de la economía española", *Investigaciones Económicas*, vol. 18, págs. 165-192.
- Choi, I. (1992): "Durbin-Hausman Test for a Unit Root", *Review of Economics and Statistics*, vol. 289-304.

- Dickey, D.A. y Fuller, W.A. (1981): "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, vol. 50, págs. 1.057-1.072.
- Dickey, D.A. y Fuller, W.A. (1979): "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of American Statistical Association*, vol. 74, págs. 427-431.
- Durbin, J. (1954): "Errors in Variables", *Review of the International Statistical Institute*, vol. 22, págs. 23-32.
- Engle, R.F. y Granger, C.W.J. (1987): "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, vol. 55, págs. 251-276.
- Fernández I. y Sebastián M. (1989): "El sector exterior y la incorporación de España en la CEE: análisis a partir de funciones de exportaciones e importaciones", *Moneda y Crédito*, vol. 189, págs. 31-73.
- Goldstein, M. y Khan, M.S. (1985): "Income and Price Effects in Foreign Trade", en Jones, R.W. y Kenen, P.B. (eds.), *Handbook of International Economics*, North Holland, Amsterdam.
- Granger, C.W.J. y Newbold, P. (1974): "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, vol. 2, págs. 111-120.
- Gylfason, T. y Risager, O. (1984): "Does Devaluation Improve the Current Account?", *European Economic Review*, vol. 25, págs. 37-64.
- Hausman, J.A. (1978): "Specification Tests in Econometrics", *Econometrica*, vol. 6, págs. 1.251-71.
- Himarios, D. (1989): "Do Devaluations Improve the Trade Balance? The Evidence Revisited", *Economic Enquiry*, vol. 27, págs. 143-168.
- Houthakker, H. S. and Magee, S.P. (1969): "Income and Price Elasticities in World Trade", *Review of Economics and Statistics*, vol. 2, págs. 111-124.
- Johansen, S. (1988): "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, págs. 231-54.
- Khan, M.S. (1974): "Import and Export Demand in Developing Countries", *IMF Staff Papers*, vol. 21, págs. 678-693.
- Mahdavi, S. y Sohrabian, A. (1993): "The Exchange Value of the Dollar and the US. Trade Balance: An Empirical Investigation Based on Cointegration and Granger Causality Tests", *The Quarterly Review of Economics and Finance*, vol. 33, págs. 343-357.
- Mauleón, I. (1986): "Una función de exportación para la economía española", *Investigaciones Económicas*, vol. 10, págs. 357-378.
- Mauleón, I. (1985): "Análisis econométrico de las importaciones españolas", *Servicio de Estudios del Banco de España*.
- Mauleón, I. y Sastre, L. (1996): "An Empirical Model for the Spanish Foreign Trade", *Economic and Financial Modelling*, vol. 3, págs. 101-144.
- Miles, M.A. (1979): "The Effects of Devaluation on the Trade Balance and the Balance of Payments: Some New Results", *Journal of Political Economy*, vol. 87, págs. 600-620.
- Muscatelli, V.A. y Hurn, S. (1992): "Cointegration and Dynamic Time Series Models", *Journal of Economic Surveys*, vol. 6, págs. 1-37.
- Nelson, C.R. y Plosser, C.Y. (1982): "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications", *Journal of Monetary Economics*, vol. págs. 139-62.
- Osterwald-Lenum, M. (1992): "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 54, págs. 461-472.

- Phillips, P.C.B. (1986): "Understanding Spurious Regression in Econometrics", *Journal of Econometrics*, vol. 33, págs. 311-340.
- Phillips, P.C.B. y Perron, P. (1988): "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, vol. 75, págs. 335-346.
- Rose, A.K. (1991): "Does the Marshall-Lerner Condition Hold?", *Journal of International Economics*, vol. 30, págs. 301-316.
- Rose, A.K. (1990): "Exchange Rates and the Trade Balance: Some Evidence from Developing Countries", *Economics Letters*, vol. 34, págs. 271-275.
- Rose, A.K. y Yellen, J.L. (1989): "Is there a J-Curve?", *Journal of Monetary Economics*, vol. 24, págs. 53-68.
- Warner, D. y Kreinin, M.E. (1983): "Determinants of International Trade Flows", *Review of Economics and Statistics*, vol. 65, págs. 96-104.

Fecha de recepción del original: febrero, 1998

Versión final: octubre, 1998

ABSTRACT

This paper examines the long-run relationship between the trade balance and the real effective exchange rate of major European Union countries (Germany, France, the United Kingdom, Italy and Spain) over the period 1975-1997. The approach is based on the cointegration techniques proposed by Johansen (1988) and uses quarterly data. The empirical results indicate the existence of a positive relationship between these two variables, although the long-run effects are somewhat moderate. This fact might be reflecting the influence of intra-industry trade among industrialized countries. Therefore, variables other than price should be stressed with regard to the behaviour of the trade balance.

Keywords: monetary union, trade balance, real effective exchange rate, cointegration.