

Mohsen Bahmani-Oskooee*

¿LOS DÉFICIT PÚBLICOS FAVORECEN LOS DÉFICIT COMERCIALES EN ESPAÑA? **

Se afirma que los efectos expansivos de los déficit presupuestarios generan un incremento de las importaciones y, por ello, de los déficit comerciales. Es más, ya que la financiación de los déficit presupuestarios presiona al alza los tipos de interés, podría provocar una apreciación de la moneda. A su vez, la apreciación perjudica a las exportaciones y conduce, de nuevo, a déficit comerciales. En este artículo se emplean datos trimestrales para el período 1975-2004 y el método de verificación de los límites para cointegrar y se modeliza a través del error-corrección para mostrar que los déficit presupuestarios en España tienen efectos a corto y largo plazo sobre el déficit comercial.

Palabras clave: política fiscal, déficit público, déficit comercial, tipo de cambio, tipo de interés.
Clasificación JEL: F14, H6.

1. Introducción

Existen argumentos a favor y en contra del gasto financiado mediante déficit presupuestario de cualquier país. Una nación incurre en dichos gastos, en la mayoría de las ocasiones, ante una contracción económica, con la esperanza de que un mayor gasto público o una reducción impositiva aumenten la producción interna e incrementen el empleo. Quizás sea éste el argumento más fascinante y convincente a favor de estos gastos, aunque diferentes escuelas de pensamiento tienen distintas opiniones sobre los efectos expansivos de aqué-

llos. La postura más optimista es la defendida por los keynesianos, que señalan que un recorte fiscal tiene un impacto importante e inmediato sobre la demanda agregada. Si inicialmente los recursos están infrautilizados, el empleo y la renta aumentarán y a través del conocido efecto multiplicador, la economía se expandirá. La perspectiva menos optimista es la ricardiana, que afirma que los déficit transmiten el pago de impuestos a generaciones futuras. Cualquier incremento en el consumo actual como consecuencia de un recorte impositivo será compensado por una reducción en el consumo futuro debido a un aumento impositivo, sin afectar a la actividad económica. Finalmente, la perspectiva pesimista expresada por los neoclásicos, que argumentan que si los recursos están totalmente empleados, el gasto financiado a través de déficit presupuestario expulsará a la inversión privada, lo que po-

* Patricia and Harvey Wilmeth Professor of Economics.
Center for Research on International Economics. University of Wisconsin-Milwaukee.

** Traducción de Miguel Ángel Galindo Martín.

dría ser perjudicial para la economía¹. Eisner (1989) que analizó el impacto de los déficit públicos sobre la producción interna en los Estados Unidos, proporciona resultados empíricos que apoyan la postura keynesiana, según la cual los déficit públicos en los Estados Unidos son expansivos y estimulan el producto interno.

La mayoría de los estudios realizados han examinado el impacto de los déficit públicos sobre diferentes variables macro y han proporcionado resultados diversos. Primero, se ha considerado el impacto de dichos déficit sobre la inflación (Hamburger y Zwick, 1981; Dwyer, 1982, y Barro, 1987). Mientras que los dos primeros trabajos se centran en la experiencia norteamericana y muestran que los déficit presupuestarios se monetizan en ese país y por consiguiente, fomentan la inflación interna, el artículo de Barro considera la experiencia del Reino Unido a comienzos de 1700. Barro indica que los déficit presupuestarios debidos a cambios temporales en el gasto público que suelen aparecer en los períodos bélicos, aumentaron significativamente las tasas de crecimiento de dinero y de precios. Sin embargo, los déficit en períodos no bélicos no tuvieron impacto sobre los tipos de interés.

El segundo grupo de estudios se ha centrado en el impacto que tienen los déficit presupuestarios sobre los tipos de interés. Los resultados son variados. Mientras Barth *et al.* (1985), Hoelscher (1986), Zahid (1988), Cebula y Koch (1989), y Miller y Russek (1991) han mostrado que los déficit presupuestarios incrementan los tipos de interés, Hoelscher (1983), Barro (1987) y Evans (1985, 1987a, 1987b) no hallaron una relación significativa entre los déficit presupuestarios y los tipos de interés.

El tercer grupo incluye estudios que se han centrado en el impacto de los déficit sobre el tipo de cambio. El argumento teórico es que los déficit presupuestarios tienden a aumentar los tipos de interés. Mayores tipos de interés, a su vez, atraen capital extranjero causando

una apreciación de la moneda. Evans (1986), que tituló su artículo «¿Está el dólar alto debido a importantes déficit presupuestarios?» empleó una medida de los datos del déficit presupuestario real y proporcionó una respuesta que no era afirmativa. Sin embargo, cuando Bahmani-Oskooee y Patesteh (1993) emplearon datos del presupuesto de pleno empleo y el tipo de cambio efectivo del dólar, fueron capaces de mostrar que las dos variables están cointegradas a largo plazo. Melvin *et al.* (1989) y Deravi *et al.* (1992) han desarrollado otros estudios que han demostrado el importante impacto de los déficit presupuestarios sobre el valor del dólar.

Finalmente, el último grupo incluye estudios sobre el impacto de los déficit presupuestarios sobre los déficit comerciales. Este grupo presenta unanimidad en sus conclusiones señalando que dichos déficit contribuyen a la existencia de déficit comerciales. La lista de trabajos incluye los de Darrat (1988), Bahmani-Oskooee (1989), Miller y Russek (1989), Alse y Bahmani-Oskooee (1992), y Arora y Dua (1993).

El objetivo principal de este artículo es el de analizar el impacto de los déficit presupuestarios sobre la balanza comercial y sobre la de cuenta corriente empleando datos de España. Para alcanzar dicho fin, en el apartado 2 presentamos el modelo y la metodología a emplear. Los resultados empíricos son expuestos en el apartado 3 y las conclusiones en el 4. La definición de los datos y las fuentes son recogidas en un Anexo.

2. El modelo y la metodología

Ya que el propósito principal de este artículo es estudiar el impacto de los déficit presupuestarios sobre la balanza comercial, podríamos fácilmente examinar la relación entre ambas variables. Sin embargo, ya que en la práctica se omiten otros determinantes de la balanza comercial, los resultados podrían verse afectados en cierta medida. Por lo tanto, investigamos la relación entre ambas variables en el contexto de un modelo desarrollado por la literatura. Un modelo de balanza comercial típico recogido por la literatura es el utilizado por di-

¹ Para profundizar en estas posturas y escuelas, véase BERNHEIM (1989).

ferentes autores (por ejemplo, Rose y Yellen, 1989; Marwah y Klein, 1996; Bahmani-Oskooee y Brooks, 1999) en el que se incluyen como determinantes de la balanza comercial, la renta interna, la renta exterior y el tipo de cambio real. Tomamos prestado ese modelo y añadimos el presupuesto público como otro determinante más. Tenemos así la ecuación [1]:

$$TB_t = a + bY_t + cYW_t + dREER_t + eBUGT_t + \varepsilon_t \quad [1]$$

En dicha ecuación, *TB* representa la balanza comercial en términos reales, definida como exportaciones menos importaciones. Se espera que un incremento en la medida de la actividad económica interna o de la renta (*Y*) suponga un incremento en las importaciones provocando un deterioro de la balanza comercial. Sin embargo, si el incremento de la actividad económica interna de España se debe a un aumento en la producción de bienes sustitutos de las importaciones, España, de hecho, podría exportar menos, implicando que la estimación de *b* podría ser también positiva. De la misma forma, un incremento en la renta mundial (*YW*) podría tener un efecto positivo o negativo sobre la balanza comercial española, implicando que la estimación de *c* podría ser positiva o negativa. En el Anexo se señala que *REER* se define como el tipo de cambio efectivo real, de tal forma que una reducción refleja una depreciación real de la moneda doméstica frente a las monedas de todos los países con los que se mantienen relaciones comerciales. Si esta depreciación real es para estimular las exportaciones españolas y desanimar sus importaciones, deberíamos esperar que la estimación de *d* presente un signo negativo.

El impacto del presupuesto se representa por *BUGT*. Si un déficit presupuestario contribuye a que exista un déficit comercial, entonces deberíamos esperar que la estimación de *e* muestre un signo positivo. La principal razón que se esconde tras esta asociación positiva es que un incremento de los déficit presupuestarios estimula la demanda agregada y, por tanto, la renta. Ante un elevado nivel de renta, las importaciones podrían incrementarse, favoreciendo el déficit comercial. Si un

país se rige por el sistema de tipos de cambios flexible, existe todavía otro canal a través del cual los déficit presupuestarios favorecen los déficit comerciales. Si los déficit presupuestarios presionan al alza los tipos de interés, los flujos de capital provocarían una apreciación de la moneda doméstica que, a su vez, perjudicaría a la balanza comercial. Por tanto, si un país se rige por el régimen de tipo de cambio fijo o flotante, los déficit presupuestarios favorecen los déficit comerciales.

La ecuación [1] esboza la relación a largo plazo entre las variables de interés. Claramente, un cambio en cualquiera de las variables independientes no afecta de forma instantánea a la variable dependiente. Es más, los efectos a corto plazo podrían ser distintos de los de a largo plazo. Por ejemplo, se afirma que una depreciación real empeora primero antes de mejorarla, la balanza comercial o la de cuenta corriente, dando lugar a una pauta de movimiento en la balanza comercial que se denomina el fenómeno de la curva *J*². De forma similar, cada variable puede necesitar un cierto tiempo para incidir sobre la variable dependiente. Por esta razón, una práctica habitual a la hora de estimar la ecuación [1] es incluir el proceso de ajuste dinámico a corto plazo. Sin embargo, mientras el ajuste se produce debemos asegurarnos que se reduce la desviación entre la variable dependiente y las independientes en la ecuación [1], esto es, que las variables se mueven hacia sus valores de equilibrio a largo plazo. La tarea se reduce a especificar la ecuación [1] en un formato de modelización de error-corrección. Si seguimos la especificación de Ingle-Granger (1987), los modelos de error-corrección asociados a la ecuación [1] tomarán la siguiente forma:

$$\begin{aligned} \Delta TB_t = & \alpha + \sum_{k=1}^{n1} \beta_k \Delta TB_{t-k} + \sum_{k=0}^{n2} \gamma_k \Delta Y_{t-k} + \sum_{k=0}^{n3} \lambda_k \Delta YW_{t-k} + \\ & + \sum_{k=0}^{n4} \pi_k \Delta REER_{t-k} + \sum_{k=0}^{n5} \theta_k \Delta BUGT_{t-k} + \rho \varepsilon_{t-1} + \mu_t \end{aligned} \quad [2]$$

² Para un artículo en el que se hace una revisión de la curva *J*, véase BAHMANI-OSKOOEE y RATHA (2004).

Si el ajuste es hacia el equilibrio, ε_{t-1} debe llevar consigo un coeficiente negativo y significativo. Nótese que una condición previa en la ecuación [1] es que todas las variables deben estar integradas en el mismo orden, digamos uno, $I(1)$, pero los residuos deberían ser $I(0)$. La cuestión es qué se puede hacer cuando algunas variables son $I(1)$ y algunas $I(0)$. Pesaran *et al.* (2001) ofrecen una alternativa. Su especificación equivale a variables retardadas un período en la ecuación [1], resolviéndolo para ε_{t-1} , y sustituyendo los resultados en la ecuación [2] para ε_{t-1} , como en la ecuación [3]:

$$\Delta TB_t = \alpha + \sum_{k=1}^{n1} \beta_k \Delta TB_{t-k} + \sum_{k=0}^{n2} \gamma_k \Delta Y_{t-k} + \sum_{k=0}^{n3} \lambda_k \Delta YW_{t-k} + \sum_{k=0}^{n4} \pi_k \Delta REER_{t-k} + \sum_{k=0}^{n5} \theta_k \Delta BUGT_{t-k} + \rho_1 TB_{t-1} + \rho_2 Y_{t-1} + \rho_3 YW_{t-1} + \rho_4 REER_{t-1} + \rho_5 BUGT_{t-1} + \mu_t \quad [3]$$

En este punto Pesaran *et al.* (2001) sugieren emplear el *test F* estándar para comprobar la significación conjunta de todas las variables retardadas. Sin embargo, el *test F* en este contexto tiene nuevos valores críticos que ellos tabulan. Al suponer que todas las variables son $I(1)$, proporcionan un valor crítico cota superior y al suponer que todas las variables son $I(0)$ se facilita un valor crítico cota inferior. Para la significación conjunta de todas las variables retardadas, el *F* estadístico calculado debería ser mayor que el valor crítico cota superior que implica cointegración entre las variables.

Esta relativa nueva aportación presenta diversas ventajas que merecen atención. Primero, Pesaran *et al.* (2001) demuestran que sus valores críticos podrían aplicarse a un modelo en el que algunas variables son $I(1)$ y algunas $I(0)$, descartando el *test* de raíz *per-unit*. Segundo, que el modelo de error-corrección recogido en la ecuación [3] genera resultados que revelan los efectos tanto a corto plazo como a largo plazo de cada variable sobre la dependiente de una forma simultánea. Por ejemplo, los efectos a corto plazo del presupuesto público (*BUGT*) sobre la balanza comercial (*TB*) son deduci-

dos por las estimaciones de θ_k 's y sus efectos a largo plazo se deducen por la estimación de ρ_5 que está normalizada por ρ_1 . Finalmente, un *test F* significativo que establece cointegración entre las variables no revela si el ajuste es hacia el equilibrio a largo plazo o hacia el desequilibrio. Para contestar a esta cuestión, se emplean las estimaciones de $\rho_1 - \rho_5$ para formar un término de error-corrección, ECM_{t-1} . Después de reemplazar la combinación lineal de las variables retardadas por ECM_{t-1} , se vuelve a estimar el modelo de error-corrección empleando la misma estructura de retardo que antes. Un coeficiente negativo y significativo para ECM_{t-1} no sólo será indicativo del ajuste hacia el equilibrio sino también una vía alternativa de apoyo de la cointegración entre las variables (Bahmani-Oskooee y Ardalani, 2006). Diferentes variantes del modelo de error-corrección de la ecuación [3] son objeto de análisis empírico en el próximo apartado.

3. Resultados empíricos

En este apartado tratamos de estimar la ecuación [3] empleando dos medidas diferentes de la cuenta de transacciones exteriores de España, esto es, la balanza comercial (*TB*) y la cuenta corriente (*CA*) y dos medidas diferentes del tipo de cambio, esto es, el tipo de cambio efectivo real (*REER*) y el tipo de cambio efectivo nominal (*NEER*). La definición exacta y la fuente de cada variable se proporcionan en el Anexo, siendo los datos empleados trimestrales para el período 1975 I-2004 IV.

Como ya se indicó, imponemos un máximo de seis retardos en cada variable en primera diferencia y empleamos el criterio *AIC* para seleccionar los retardos óptimos. Los resultados de la especificación óptima del modelo error-corrección de la ecuación [3] se recogen en el Cuadro 1.

Como consecuencia del volumen de resultados, éstos los recogemos en tres paneles. El panel A en el Cuadro 1 muestra las estimaciones de los coeficientes a corto plazo. Como se puede comprobar, para cada variable existe al menos un coeficiente de retardo que es

al menos significativo al nivel del 10 por 100, incluyendo la variable *BUGT*. Como se muestra en el Anexo, el presupuesto se mide en millones de euros. Los resultados a corto plazo indican que un incremento del déficit presupuestario en España de un millón de euros aumentaría el déficit comercial en 0,024 millones de euros. Una observación interesante derivada de los resultados a corto plazo es la pauta de los coeficientes a corto plazo obtenidos del tipo de cambio efectivo real ($\Delta REER$). Recuérdese que si una depreciación real, esto es, una reducción en el *REER*, es para mejorar la balanza comercial, deberíamos esperar un coeficiente negativo entre las dos variables. Por lo tanto, a corto plazo tenemos un coeficiente positivo seguido de otros negativos que es consistente con la hipótesis de la curva *J* mencionada anteriormente. El crecimiento económico en España parece perjudicar al saldo comercial a corto plazo, lo que se refleja en los coeficientes negativos y significativos obtenidos para la variable ΔY . Por otro lado, el crecimiento económico en el resto del mundo parece mejorar el saldo comercial de España, reflejándose en el coeficiente positivo y significativo obtenido para ΔYW . En resumen, todas las estimaciones de los coeficientes a corto plazo están conformes con las expectativas desde el punto de vista teórico. La pregunta que se plantea es: ¿Estos efectos a corto plazo afectan a largo plazo?

El panel del Cuadro 1 recoge las estimaciones de los coeficientes a largo plazo. Como puede comprobarse, los coeficientes presentan los signos esperados y excepto la variable presupuesto, todos los demás son significativos al nivel del 10 por 100. Por tanto, ello parece indicar que los déficit presupuestarios favorecen los déficit comerciales en España sólo a corto plazo, pero no a largo plazo. Sin embargo, los resultados a largo plazo serían importantes y no espurios sólo si las variables estuviesen cointegradas. Para conocer esto consideremos el panel C.

El panel C señala que el estadístico *F* para la significación conjunta de las variables retardadas (4,16) es mayor que su valor crítico de cota superior del 3,52 (recogido al final del Cuadro 1), lo que implica la existencia de cointe-

gración entre las variables. La cointegración es también confirmada por el coeficiente negativo y significativo obtenido del término de error-corrección retardado, ECM_{t-1} . Este coeficiente negativo y significativo también implica que las variables se ajustan hacia el equilibrio. También incluimos el test del multiplicador de Lagrange (*LM*) para la correlación serial de residuos. El estadístico *LM* se distribuye como χ^2 con cuatro grados de libertad. Ya que nuestro estadístico *LM* calculado es de 3,16 y es menor que el valor crítico de 9,48, concluimos que los residuos del modelo estimado son libres de la correlación seriada. El test *RESET* de Ramsey para especificación funcional también es recogido en el Panel C, que es distribuido como χ^2 con sólo un grado de libertad. De nuevo, nuestro estadístico *RESET* calculado es menor que su valor crítico de 3,84, concluyendo que el modelo *ARDL* está correctamente especificado. El R^2 ajustado también se recoge.

Finalmente, recogemos los resultados de los tests *CUSUM* y *CUSUMQ* propuestos por Brown, Durbin y Evans (1975). Los tests se aplicaron a los residuos del modelo estimado. El test *CUSUM* se basa en la suma acumulada de residuos recurrente basada en el primer grupo de *n* observaciones. Esta recurrente actualizada y es representada contra los puntos de ruptura. Si el gráfico del estadístico *CUSUM* permanece en un nivel de significación del 5 por 100 (representado por dos líneas rectas cuyas ecuaciones son proporcionadas por Brown *et al.*, 1975, apartado 2.3), entonces se afirma que la estimación del coeficiente es estable. Un procedimiento similar se emplea para estimar el *CUSUMQ* que se basa en los residuos recursivos al cuadrado. Una representación gráfica de estos dos tests se proporciona en el panel C. Como puede comprobarse, el *PLOT* de ambos estadísticos está en un valor crítico indicando una estimación estable de los coeficientes tanto a corto como a largo plazo.

En un intento de determinar si podemos mejorar los resultados, hemos sustituido el tipo de cambio real efectivo (*REER*) por el nominal efectivo (*NEER*) y hemos llevado a cabo el mismo análisis. Los resultados alcanzados se recogen en el Cuadro 2.

CUADRO 1

EFECTOS DE LOS DÉFICIT PRESUPUESTARIOS SOBRE LA BALANZA COMERCIAL
(Tipo de cambio efectivo real)

Panel A: Coeficientes estimados a corto plazo

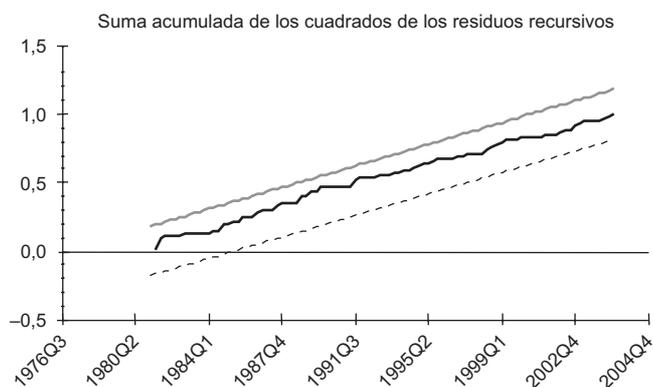
	Lag Order					
	0	1	2	3	4	5
ΔTB		-0,22 (2,30)	0,03 (0,27)	0,11 (1,11)	0,39 (4,35)	0,17 (1,81)
ΔY	-189,1 (3,75)	-61,19 (1,2)	-55,1 (1,17)	-50,79 (1,12)	90,13 (1,74)	65,74 (1,38)
ΔYW	79,29 (2,22)					
$\Delta REER$	51,77 (2,16)	-26,5 (1,01)	-56,93 (2,24)			
$\Delta BUGT$	0,024 (1,65)					

Panel B: Coeficientes estimados a largo plazo

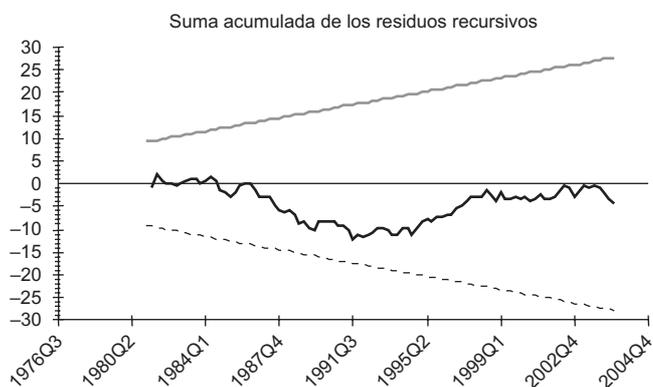
Constante	19,548 (2,98)
Y	-546,9 (3,68)
YW	375,1 (2,75)
$REER$	-103,1 (1,62)
$BUGT$	0,11 (1,29)

Panel C: Diagnósticos

F	ECM_{t-1}	LM	$RESET$	R^2
4,16	-0,21 (3,41)	3,16	0,02	0,45



La línea recta representa los valores críticos a un nivel de significación del 5%



La línea recta representa los valores críticos a un nivel de significación del 5%

NOTAS: a) El número dentro del paréntesis próximo a cada coeficiente es el valor absoluto del t -ratio.

b) El valor crítico de la asíntótica cota superior para el estadístico F al nivel de significatividad del 10 por 100 es 3,52. Procede de Pesaran *et al.* (2001, Table CI (iii) Case III, página 300).

c) El test del multiplicador de Lagrange (LM) de correlación de residuos se distribuye como χ^2 con cuatro grados de libertad. A un nivel de significación del 5 por 100 su valor crítico es 8,84.

d) El test $RESET$ de Ramsey para una especificación funcional está también distribuido como χ^2 pero con un grado de libertad. Al nivel de significatividad del 5 por 100 su valor crítico es 3,84.

CUADRO 2

**EFFECTOS DE LOS DÉFICIT PRESUPUESTARIOS SOBRE LA BALANZA COMERCIAL
(Tipo de cambio efectivo nominal)**

Panel A: Coeficientes estimados a corto plazo

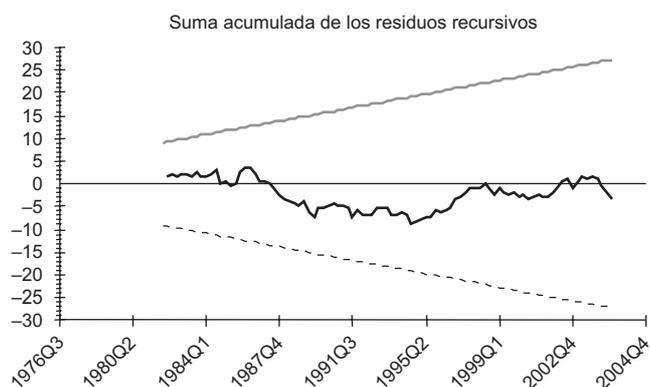
	Lag Order					
	0	1	2	3	4	5
ΔTB		-0,25 (2,33)	-0,07 (0,66)	0,0007 (0,01)	0,31 (3,39)	0,15 (1,63)
ΔY	-167,6 (3,33)	-56,8 (1,11)	-43,8 (1,00)	-39,72 (0,96)	78,43 (1,58)	80,69 (1,72)
ΔYW	74,20 (2,22)					
$\Delta NEER$	23,43 (1,29)	-35,5 (1,94)	-26,85 (1,49)	-19,57 (1,10)	-25,01 (1,36)	-34,57 (1,90)
$\Delta BUGT$	0,027 (2,05)					

Panel B: Coeficientes estimados a largo plazo

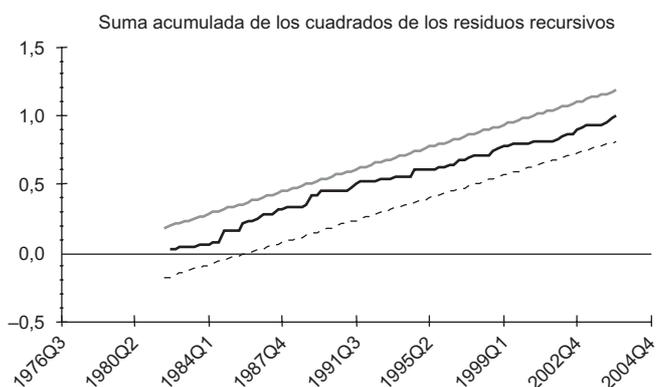
Constante	16,757 (2,39)
Y	-569,5 (3,57)
YW	343,8 (2,10)
NEER	-30,1 (1,19)
BUGT	0,16 (1,62)

Panel C: Diagnósticos

F	ECM _{t-1}	LM	RESET	R ²
3,26	-0,21 (3,06)	9,27	0,08	0,43



La línea recta representa los valores críticos a un nivel de significación del 5%



La línea recta representa los valores críticos a un nivel de significación del 5%

NOTAS: a) El número dentro del paréntesis próximo a cada coeficiente es el valor absoluto del *t-ratio*.
 b) El valor crítico de la asíntota cota superior para el estadístico *F* al nivel de significatividad del 10 por 100 es 3,52. Procede de Pesaran *et al.* (2001, Table CI (iii) Case III, página 300).
 c) El *test* del multiplicador de Lagrange (*LM*) de correlación de residuos se distribuye como χ^2 con cuatro grados de libertad. A un nivel de significación del 5 por 100 su valor crítico es 8,84
 d) El *test RESET* de Ramsey para una especificación funcional está también distribuido como χ^2 pero con un grado de libertad. Al nivel de significatividad del 5 por 100 su valor crítico es 3,84.

Una vez más, los resultados a corto plazo mostrados en el panel A reflejan que existe al menos un coeficiente retardado obtenido para cada variable que es significativo al nivel del 10 por 100. La estimación del coeficiente a largo plazo revela ahora que la variable *BUGT* conlleva un coeficiente positivo que es significativo casi al nivel del 10 por 100. Los resultados y diagnósticos se mantienen prácticamente igual que en el Cuadro 1, excepto que el estadístico *F* deja de ser significativo. Por consiguiente, en esta especificación, la cointegración se ve apoyada sólo por el término de error-corrección retardado. Juntando los resultados a largo plazo de los Cuadros 1 y 2, concluimos que los déficit presupuestarios favorecen los déficit comerciales tanto a corto, como a largo plazo.

Añadiendo las transacciones internacionales de servicios a la balanza comercial, obtenemos otra medida de la cuenta externa conocida como la cuenta corriente. En un intento de determinar si los déficit presupuestarios en España favorecen los déficit en la cuenta de servicios, en la ausencia de la cuenta de servicios, estimamos el modelo error-corrección de la ecuación [3] después de reemplazar la balanza comercial (*TB*) por una medida de la cuenta corriente (*CA*) y los resultados se recogen en el Cuadro 3.

En el Cuadro 3 comprobamos que a corto plazo, sólo la renta interna tiene un impacto importante sobre la cuenta corriente. Sin embargo, a largo plazo, todas las variables conllevan sus signos esperados y coeficientes altamente significativos, excepto en el caso de *BUGT*. Resultados similares se obtienen cuando en el modelo de la balanza por cuenta corriente, el tipo de cambio efectivo real (*REER*) es reemplazado por el tipo de cambio efectivo nominal (*NEER*). Estos resultados son recogidos en el Cuadro 4.

Como ya se indicó antes, cada canal a través del cual el déficit presupuestario afecta a la balanza comercial tiene su propia literatura. Se considera que los déficit

presupuestarios aumentan los tipos de interés a corto plazo, por lo que atraen capital. Se afirma a su vez que los flujos internos de capital provocan la apreciación de la moneda doméstica. Por ejemplo, Evans (1986) descartó la validez del título de su artículo «¿Está el dólar alto debido a importantes déficit presupuestarios?», para el caso de los Estados Unidos a través del análisis empírico. El modelo error-corrección de la ecuación [3] podría emplearse para valorar el impacto de los déficit presupuestarios en España sobre los tipos de cambio efectivos real y nominal a los que se enfrenta España. La tarea se reduce básicamente al cambio de posición de la variable dependiente de la ecuación [3] con la variable *REER*. Los resultados de dicho modelo en el que, de nuevo, los retardos se seleccionan a través del criterio *AIC*, se recogen en el Cuadro 5.

Nuestros resultados son similares a los de Evans (1986) en los que los déficit presupuestarios parecen no tener efectos ni a corto ni a largo plazo sobre el tipo de cambio real efectivo (*REER*). Es más, el modelo estimado parece tener un pobre resultado en términos del R^2 ajustado y del *test CUSUMSQ*, por lo que parece existir una indicación de inestabilidad. ¿Tienen los déficit presupuestarios algún efecto sobre el tipo de cambio efectivo nominal? Después de reemplazar *REER* por *NEER*, mostramos los resultados empíricos de dicho modelo en el Cuadro 6, que indica que los resultados son similares a los del Cuadro 5; por tanto, parece ser que los déficit presupuestarios en España no tienen impacto sobre el tipo de cambio efectivo real o nominal.

Como ejercicio adicional, pensamos reemplazar la balanza comercial (*TB*) por la de cuenta corriente (*CA*) para determinar si podemos descubrir algunos efectos derivados de los déficit presupuestarios (*BUGT*) sobre el tipo de cambio efectivo real o nominal. Nuestro intento fue inútil, ya que los resultados que se recogen en los Cuadros 7 y 8 no se diferencian de los que aparecen en los Cuadros 5 y 6.

CUADRO 3

**EFFECTOS DE LOS DÉFICIT PRESUPUESTARIOS SOBRE LA BALANZA POR CUENTA CORRIENTE
(Tipo de cambio efectivo real)**

Panel A: Coeficientes estimados a corto plazo

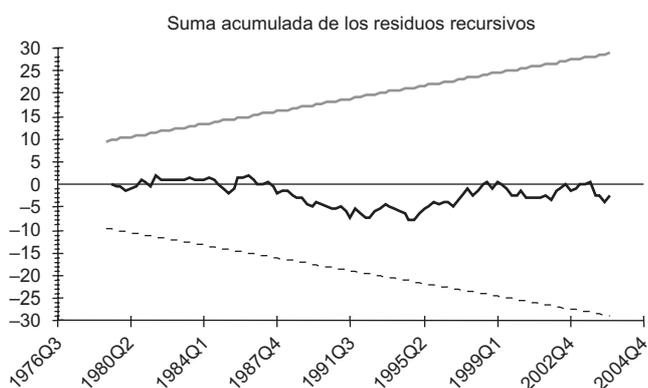
	Lag Order					
	0	1	2	3	4	5
ΔCA		-0,28 (3,12)	-0,10 (1,24)	0,008 (0,09)	0,41 (4,52)	0,16 (1,86)
ΔY	-179,1 (4,95)					
ΔYW	41,25 (0,59)					
$\Delta REER$	2,34 (0,07)					
$\Delta BUGT$	-0,003 (0,13)					

Panel B: Coeficientes estimados a corto plazo

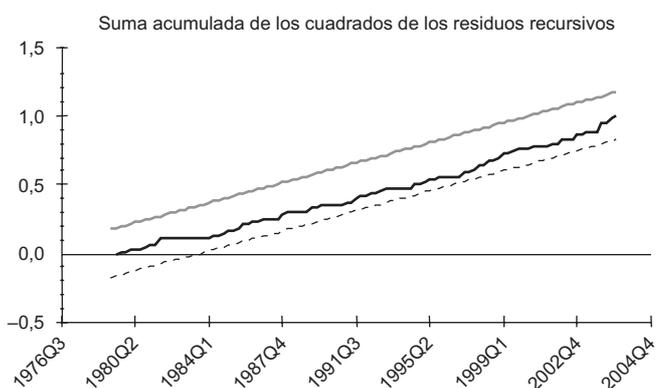
Constante	29,438 (5,45)
Y	-620,9 (4,39)
YW	464,4 (3,62)
REER	-188,8 (3,78)
BUGT	-0,01 (0,13)

Panel C: Diagnósticos

F	ECM _{t-1}	LM	RESET	R ²
6,41	-0,28 (5,15)	4,17	3,41	0,77



La línea recta representa los valores críticos a un nivel de significación del 5%



La línea recta representa los valores críticos a un nivel de significación del 5%

- NOTAS: a) El número dentro del paréntesis próximo a cada coeficiente es el valor absoluto del *t-ratio*.
 b) El valor crítico de la asintótica cota superior para el estadístico *F* al nivel de significatividad del 10 por 100 es 3,52. Procede de Pesaran *et al.* (2001, Table CI (iii) Case III, página 300).
 c) El *test* del multiplicador de Lagrange (*LM*) de correlación de residuos se distribuye como χ^2 con cuatro grados de libertad. A un nivel de significación del 5 por 100 su valor crítico es 8,84.
 d) El *test* *RESET* de Ramsey para una especificación funcional está también distribuido como χ^2 pero con un grado de libertad. Al nivel de significatividad del 5 por 100 su valor crítico es 3,84.

CUADRO 4

**EFFECTOS DE LOS DÉFICIT PRESUPUESTARIOS SOBRE LA BALANZA POR CUENTA CORRIENTE
(Tipo de cambio efectivo nominal)**

Panel A: Coeficientes estimados a corto plazo

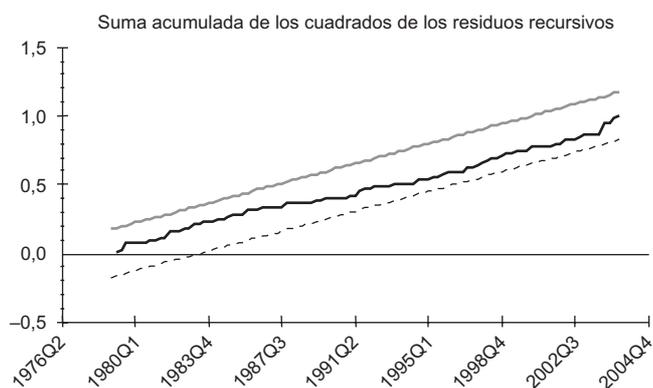
	Lag Order					
	0	1	2	3	4	5
ΔCA		-0,26 (3,19)	-0,16 (2,10)	-0,09 (1,20)	0,41 (5,29)	
ΔY	-134,4 (3,92)					
ΔYW	35,15 (0,95)					
$\Delta NEER$	-25,3 (3,06)					
$\Delta BUGT$	0,02 (0,80)					

Panel B: Coeficientes estimados a largo plazo

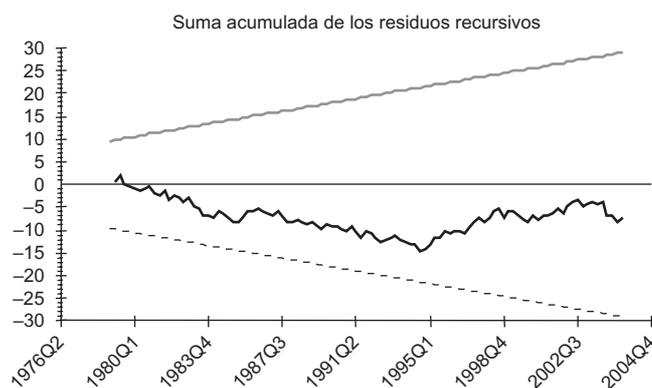
Constante	38,660 (4,57)
Y	-489,7 (3,39)
YW	128,1 (0,92)
NEER	-92,4 (3,18)
BUGT	0,07 (0,80)

Panel C: Diagnósticos

F	ECM _{t-1}	LM	RESET	R ²
3,89	-0,27 (5,04)	2,71	1,74	0,76



La línea recta representa los valores críticos a un nivel de significación del 5%



La línea recta representa los valores críticos a un nivel de significación del 5%

- NOTAS: a) El número dentro del paréntesis próximo a cada coeficiente es el valor absoluto del *t-ratio*.
 b) El valor crítico de la asíntótica cota superior para el estadístico *F* al nivel de significatividad del 10 por 100 es 3,52. Procede de Pesaran *et al.* (2001, Table CI (iii) Case III, página 300).
 c) El test del multiplicador de Lagrange (*LM*) de correlación de residuos se distribuye como χ^2 con cuatro grados de libertad. A un nivel de significación del 5 por 100 su valor crítico es 8,84.
 d) El test *RESET* de Ramsey para una especificación funcional está también distribuido como χ^2 pero con un grado de libertad. Al nivel de significatividad del 5 por 100 su valor crítico es 3,84.

CUADRO 5

EFFECTOS DE LOS DÉFICIT PRESUPUESTARIOS SOBRE EL TIPO DE CAMBIO EFECTIVO REAL

Panel A: Coeficientes estimados a corto plazo

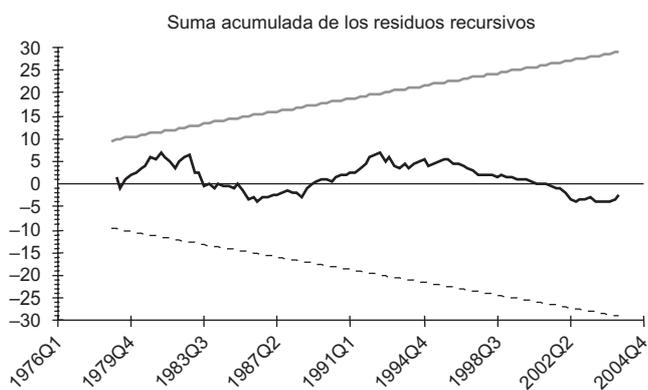
	Lag Order					
	0	1	2	3	4	5
ΔTB	0,0007 (2,2)	0,0005 (1,6)	0,0005 (1,7)			
ΔY	0,005 (0,05)					
ΔYW	0,37 (1,58)					
$\Delta REER$		0,149 (1,45)	-0,07 (0,73)	0,22 (2,42)		
$\Delta BUGT$	0,001 (0,83)					

Panel B: Coeficientes estimados a largo plazo

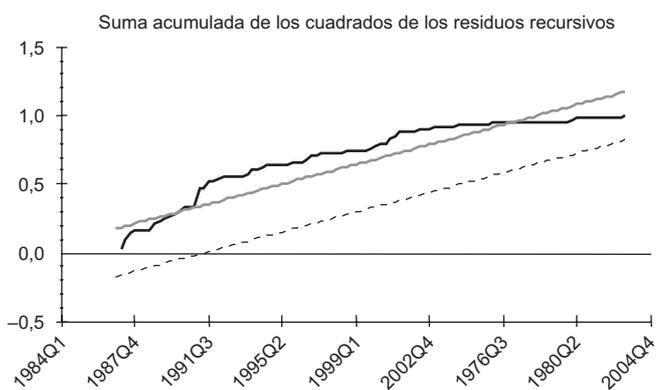
Constante	13,73 (0,26)
Y	3,65 (1,20)
YW	-2,36 (1,02)
TB	0,002 (0,67)
BUGT	0,0007 (0,7)

Panel C: Diagnósticos

F	ECM_{t-1}	LM	RESET	R ²
3,57	-0,07 (1,86)	7,31	0,08	0,13



La línea recta representa los valores críticos a un nivel de significación del 5%



La línea recta representa los valores críticos a un nivel de significación del 5%

- NOTAS: a) El número dentro del paréntesis próximo a cada coeficiente es el valor absoluto del *t-ratio*.
 b) El valor crítico de la asíntota cota superior para el estadístico F al nivel de significatividad del 10 por 100 es 3,52. Procede de Pesaran *et al.* (2001, Table C1 (iii) Case III, página 300).
 c) El *test* del multiplicador de Lagrange (LM) de correlación de residuos se distribuye como χ^2 con cuatro grados de libertad. A un nivel de significación del 5 por 100 su valor crítico es 8,84.
 d) El *test* RESET de Ramsey para una especificación funcional está también distribuido como χ^2 pero con un grado de libertad. Al nivel de significatividad del 5 por 100 su valor crítico es 3,84.

CUADRO 6

**EFFECTOS DE LOS DÉFICIT PRESUPUESTARIOS
SOBRE EL TIPO DE CAMBIO EFECTIVO NOMINAL**

Panel A: Coeficientes estimados a corto plazo

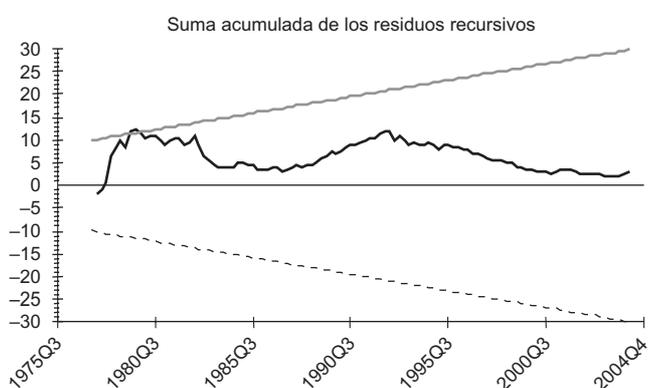
	Lag Order					
	0	1	2	3	4	5
ΔTB	0,0005 (1,9)	0,0005 (1,6)	0,0005 (1,7)			
ΔY	-0,015 (0,11)					
ΔYW	0,59 (1,80)					
$\Delta NEER$		0,16 (1,74)				
$\Delta BUGT$	0,001 (0,49)					

Panel B: Coeficientes estimados a largo plazo

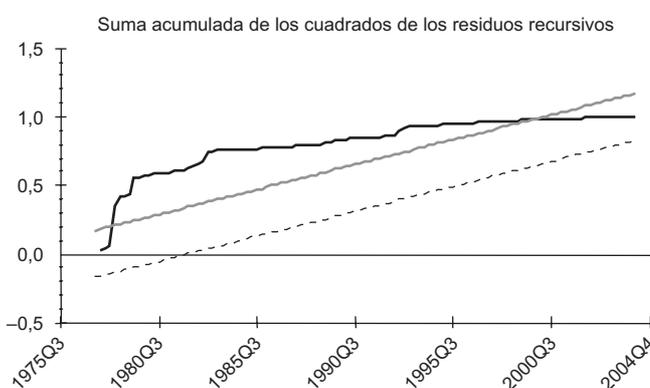
Constante	5,79 (0,03)
Y	9,44 (1,24)
YW	-7,38 (1,53)
TB	0,011 (0,96)
BUGT	0,001 (0,49)

Panel C: Diagnósticos

F	ECM _{t-1}	LM	RESET	R ²
2,83	-0,04 (1,43)	6,42	0,33	0,11



La línea recta representa los valores críticos a un nivel de significación del 5%



La línea recta representa los valores críticos a un nivel de significación del 5%

NOTAS: a) El número dentro del paréntesis próximo a cada coeficiente es el valor absoluto del *t-ratio*.
 b) El valor crítico de la asíntótica cota superior para el estadístico *F* al nivel de significatividad del 10 por 100 es 3,52. Procede de Pesaran *et al.* (2001, Table CI (iii) Case III, página 300).
 c) El *test* del multiplicador de Lagrange (*LM*) de correlación de residuos se distribuye como χ^2 con cuatro grados de libertad. A un nivel de significación del 5 por 100 su valor crítico es 8,84.
 d) El *test RESET* de Ramsey para una especificación funcional está también distribuido como χ^2 pero con un grado de libertad. Al nivel de significatividad del 5 por 100 su valor crítico es 3,84.

CUADRO 7

EFFECTOS DE LOS DÉFICIT PRESUPUESTARIOS SOBRE EL TIPO DE CAMBIO EFECTIVO REAL

Panel A: Coeficientes estimados a corto plazo

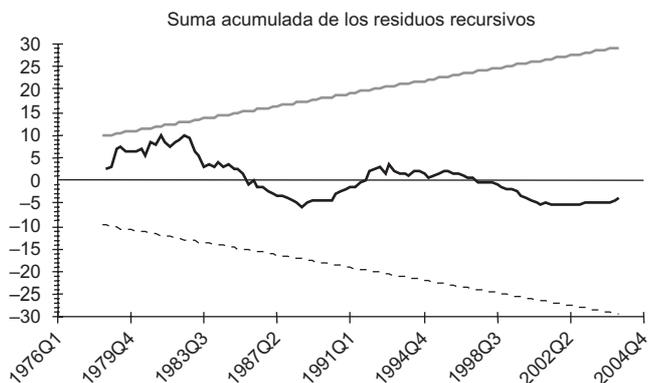
	Lag Order					
	0	1	2	3	4	5
ΔCA	0,0005 (0,3)					
ΔY	0,10 (1,02)					
ΔYW	-0,04 (0,51)					
$\Delta REER$		0,16 (1,76)	-0,087 (0,95)	0,20 (2,20)		
$\Delta BUGT$	0,0005 (0,9)					

Panel B: Coeficientes estimados a largo plazo

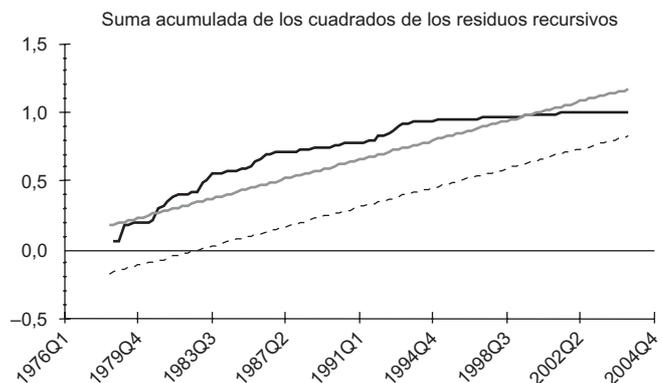
Constante	59,4 (1,91)
Y	1,07 (0,78)
YW	-0,48 (1,07)
CA	0,0004 (0,3)
BUGT	0,0006 (0,8)

Panel C: Diagnósticos

F	ECM_{t-1}	LM	RESET	R ²
3,05	-0,09 (2,12)	2,01	0,31	0,12



La línea recta representa los valores críticos a un nivel de significación del 5%



La línea recta representa los valores críticos a un nivel de significación del 5%

- NOTAS: a) El número dentro del paréntesis próximo a cada coeficiente es el valor absoluto del *t-ratio*.
 b) El valor crítico de la asíntota cota superior para el estadístico *F* al nivel de significatividad del 10 por 100 es 3,52. Procede de Pesaran *et al.* (2001, Table CI (iii) Case III, página 300).
 c) El *test* del multiplicador de Lagrange (*LM*) de correlación de residuos se distribuye como χ^2 con cuatro grados de libertad. A un nivel de significación del 5 por 100 su valor crítico es 8,84.
 d) El *test RESET* de Ramsey para una especificación funcional está también distribuido como χ^2 pero con un grado de libertad. Al nivel de significatividad del 5 por 100 su valor crítico es 3,84.

CUADRO 8

**EFFECTOS DE LOS DÉFICIT PRESUPUESTARIOS
SOBRE EL TIPO DE CAMBIO EFECTIVO NOMINAL**

Panel A: Coeficientes estimados a corto plazo

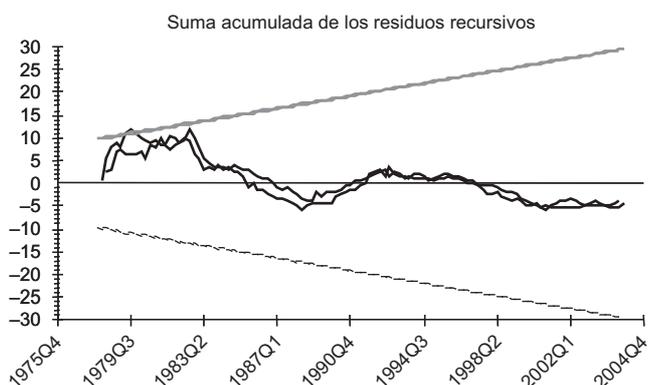
	Lag Order					
	0	1	2	3	4	5
ΔCA	-0,0003 (1,1)					
ΔY	-0,22 (1,32)					
ΔYW	0,71 (1,97)	0,39 (1,94)	0,35 (2,06)			
$\Delta NEER$						
$\Delta BUGT$	0,0005 (0,6)					

Panel B: Coeficientes estimados a largo plazo

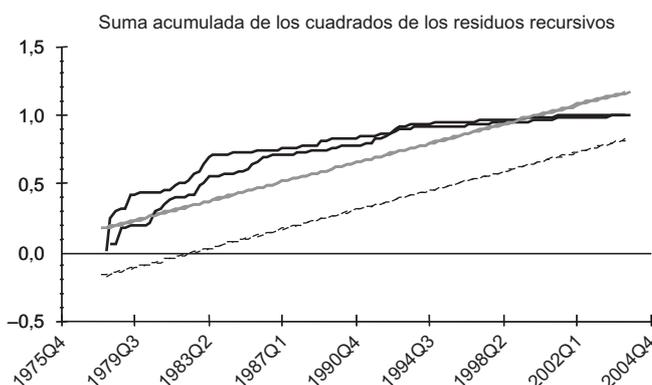
Constante	106,5 (0,8)
Y	3,41 (0,89)
YW	-3,13 (1,17)
CA	0,003 (0,56)
BUGT	0,004 (1,47)

Panel C: Diagnósticos

F	ECM _{t-1}	LM	RESET	R ²
3,67	-0,05 (1,66)	11,03	20,93	0,12



La línea recta representa los valores críticos a un nivel de significación del 5%



La línea recta representa los valores críticos a un nivel de significación del 5%

- NOTAS: a) El número dentro del paréntesis próximo a cada coeficiente es el valor absoluto del *t-ratio*.
 b) El valor crítico de la asintótica cota superior para el estadístico *F* al nivel de significatividad del 10 por 100 es 3,52. Procede de Pesaran *et al.* (2001, Table CI (iii) Case III, página 300).
 c) El test del multiplicador de Lagrange (*LM*) de correlación de residuos se distribuye como χ^2 con cuatro grados de libertad. A un nivel de significación del 5 por 100 su valor crítico es 8,84.
 d) El test *RESET* de Ramsey para una especificación funcional está también distribuido como χ^2 pero con un grado de libertad. Al nivel de significatividad del 5 por 100 su valor crítico es 3,84.

4. Resumen y conclusión

Los «déficit gemelos» es una terminología empleada en economía para resaltar la coexistencia de déficit presupuestarios públicos con los comerciales. El argumento avanzado por los keynesianos es que los déficit presupuestarios debidos a un recorte impositivo o a un incremento del gasto, estimulan la demanda agregada. Si los recursos están inicialmente subempleados, el empleo y la renta aumentarán y mediante el muy conocido efecto multiplicador la economía se expandirá. Ya que una economía que crece importa más, la balanza comercial se deteriorará. Es más, considerando la financiación de los déficit presupuestarios podrían aumentar los tipos de interés, la moneda doméstica podría apreciarse y reducir las exportaciones, causando de nuevo un deterioro de la balanza comercial. Desde luego, existen otras escuelas de pensamiento que cuestionan si los déficit presupuestarios estimulan la economía y si presionan al alza a los tipos de interés. La perspectiva ricardiana defiende que los déficit desplazan el pago de los impuestos hacia las generaciones futuras. Cualquier incremento del gasto corriente debido a un recorte impositivo será contrarrestado por la reducción del futuro consumo como consecuencia del incremento de los impuestos futuros para equilibrar el presupuesto, dejando inalterada la actividad económica. Los neoclásicos argumentan que si los recursos están totalmente empleados, el gasto deficitario podría echar a la inversión privada, lo que sería perjudicial para la economía.

En este artículo hemos tratado de investigar el impacto del déficit presupuestario sobre el déficit comercial en España. Hemos empleado datos trimestrales para el período 1975-2004 y unos métodos de contrastación relativamente nuevos para desarrollar modelos de cointegración y de error-corrección. Esta nueva aportación tiene la ventaja de evitar el *test* de raíz *preunit* y variables en el modelo que podrían ser estacionarias o no estacionarias o una combinación de ambas. Tiene también la ventaja de valorar los efectos a corto

y a largo plazo del déficit presupuestario o comercial de una forma simultánea. Incluso, los resultados empíricos revelaron que en España el déficit presupuestario favorece el déficit comercial tanto a corto como a largo plazo. La principal implicación política que se deriva de este análisis es que para que España reduzca su déficit comercial tiene que reducir sus déficit presupuestarios, bien reduciendo el gasto público, bien aumentando los impuestos.

Referencias bibliográficas

- [1] ALSE, J. y BAHMANI-OSKOOEE, M. (1992): «Are the Twin Deficits Really Related?: A Comment», *Contemporary Policy Issues*, 10, enero, páginas 108-111.
- [2] ARORA, H. K. y DUA, P. (1993): «Budget Deficits, Domestic Investment, and Trade Deficits», *Contemporary Policy Issues*, volumen XI, enero, páginas 29-44.
- [3] BAHMANI-OSKOOEE, M. (1989): «Effects of the US Government Budget on Its Current Account: An Empirical Inquiry», *Quarterly Review of Economics and Business*, volumen 29, invierno, páginas 76-91.
- [4] BAHMANI-OSKOOEE, M. y BROOKS, T. J. (1999): «Bilateral J-Curve between US and Her Trading Partners», *Weltwirtschaftliches Archiv*, volumen 135, páginas 156-165.
- [5] BAHMANI-OSKOOEE, M. y PATESTEH, S. (1993): «Budget Deficits and the Value of the Dollar: An Application of Cointegration and Error-Correction Modeling», *Journal of Macroeconomics*, volumen 15, otoño, páginas 661-677.
- [6] BAHMANI-OSKOOEE, M. y RATHA, A. (2004): «The J-Curve: A Literature Review», *Applied Economics*, volumen 36, páginas 1.377-1.398.
- [7] BARRO, R. J. (1987): «Government Spending, Interest Rates, Prices, and Budget Deficits in the United Kingdom, 1701-1918», *Journal of Monetary Economics*, 20 de septiembre, páginas 221-247.
- [8] BARTH, J. R.; IDEN, G. y RUSSEK, F. S. (1985): «Federal Borrowing and Short-term Interest Terms: Comment», *Southern Economic Journal*, 52, octubre, páginas 554-559.
- [9] BERNHEIM, B. D. (1989): «A Neoclassical Perspective on Budget Deficits», *Journal of Economic Perspectives*, volumen 3, primavera, páginas 55-72.
- [10] BROWN, R. L.; DURBIN, J. y EVANS, J.M. (1975): «Techniques for Testing the Constancy of Regression Relations over Time», *Journal of Royal Statistical Society*, volumen 37, páginas 149-192.
- [11] CEBULA, R. J. y KOCH, J. V. (1989): «An Empirical Note on Deficits, Interest Rates, and International Capital

Flows», *The Quarterly Review of Economics and Business*, 29, otoño, páginas 119-126.

[12] DERAVID, K.; GREGOROWICZ, P. y HEGJI, Ch. E. (1992): «Federal Budget Deficits, Money, and Exchange Rates», *Contemporary Policy Issues*, volumen X, enero, páginas 81-90.

[13] DARRAT, A. F. (1988): «Have Large Budget Deficits Caused Rising Trade Deficits?» *Southern Economic Journal*, 54, abril, páginas 879-887.

[14] DWYER, G. P., JR. (1982): «Inflation and Government Deficits», *Economic Inquiry*, 20, julio, páginas 315-329.

[15] EISNER, R. (1989): «Budget Deficits: Rhetoric and Reality», *Journal of Economic Perspectives*, volumen 3, primavera, páginas 73-93.

[16] ENGLE, R. F. y GRANGER, C. W. J. (1987): «Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing», *Econometrica*, 55, marzo, páginas 251-276.

[17] EVANS, P. (1985): «Do Large Deficits Produce High Interest Rates?», *American Economic Review*, 75, marzo, páginas 68-87.

[18] EVANS, P. (1986): «Is the Dollar High Because of Large Budget Deficits?», *Journal of Monetary Economics*, 18, noviembre, páginas 227-249.

[19] EVANS, P. (1987a): «Do Budget Deficits Raise Nominal Interest Rates? Evidence from Six Countries», *Journal of Monetary Economics*, 20, septiembre, páginas 281-300.

[20] EVANS, P. (1987b): «Interest Rates and Expected Future Deficits in the United States», *Journal of Political Economy*, 95, febrero, páginas 34-55.

[21] HAMBURGER, M. J. y ZWICK, B. (1981): «Deficits, Money and Inflation», *Journal of Monetary Economics*, 7, enero, páginas 141-150.

[22] HOELSCHER, G. (1983): «Federal Borrowing and Short-Term Interest Rates», *Southern Economic Journal*, 50, octubre, páginas 319-333.

[23] HOELSCHER, G. (1986): «New Evidence on Deficits and Interest Rates», *Journal of Money, Credit, and Banking*, 18, febrero, páginas 1-17.

[24] MELVIN, M.; SCHLAGENHAUF, D. y TALU, A. (1989): «The U.S. Budget Deficit and the Foreign Exchange Value of the Dollar», *The Review of Economics and Statistics*, volumen XXI, agosto, páginas 500-505.

[25] MILLER, S. M. y RUSSEK, F. S. (1989): «Are the Twin Deficits Really Related?», *Contemporary Policy Issues*, 7, octubre, páginas 91-115.

[26] MILLER, S. M. y RUSSEK, F. S. (1991): «The Temporal Causality Between Fiscal Deficits and Interest Rates», *Contemporary Policy Issues*, 9, julio, páginas 12-23.

[27] PESARAN, M. H.; SHIN, Y. y SMITH, R. J. (2001): «Bound Testing Approaches to the Analysis of Level Relationship», *Journal of Applied Econometrics*, volumen 16, páginas 289-326.

[28] ROSE, A. K. y YELLEN, J. L. (1989): «Is There a J-Curve?», *Journal of Monetary Economics*, volumen 24, páginas 53-68.

[29] ZAHID, K. H. (1988): «Government Budget Deficits and Interest Rates: The Evidence Since 1971 Using Alternative Deficits Measures», *Southern Economic Journal*, 54, enero, páginas 725-731.

ANEXO

DEFINICIÓN DE DATOS Y FUENTES

Todos los datos son trimestrales para el período 1975 I-2004 IV y tomados de las siguientes fuentes:

a - International Financial Statistics del Fondo Monetario Internacional.

b - Instituto Nacional de Estadística

Variables:

TB = Balanza comercial. Los datos están en millones de dólares (Fuente a). Ha sido convertida a pesetas usando la paridad peseta-dólar (Fuente a). La peseta ha sido convertida en euros empleando 0,000601 euros por peseta. La medida ha sido entonces deflactada por el deflactor del PIB para obtener los valores reales.

CA = Cuenta corriente. Los datos están en millones de dólares (Fuente a). Ha sido convertida a pesetas usando la paridad peseta-dólar (Fuente a). La peseta ha sido convertida en euros empleando 0,000601 euros por peseta.

NEER = Tipo de cambio efectivo nominal, Fuente a.

REER = Tipo de cambio efectivo real, Fuente a.

Y = Índice de la producción industrial de España, como medida de la actividad económica. Fuente a.

YW = Índice de la producción industrial en todos los países, como medida de la actividad económica mundial, Fuente a.

BUGT = Medida del presupuesto público. Para el período 1975-1999 los datos proceden de la Fuente a en miles de millones de pesetas. Se ha convertido en millones de euros empleando 0,00601 euros por peseta. Para el período 2000-2004 los datos proceden de la Fuente b en millones de euros. La medida ha sido deflactada por el deflactor del PIB para obtener valores reales.



BASE DE DATOS ICE

INFORMACION COMERCIAL ESPAÑOLA ofrece un servicio de búsquedas bibliográficas sobre la información aparecida en sus publicaciones periódicas.

PRODUCTOR: Subdirección General de Análisis, Estrategia y Evaluación

TIPO: Referencial (Bibliográfica).

TEMATICA: Economía general, economía española, economía internacional, teoría económica.

FUENTES: Información Comercial Española. Revista de Economía.

Boletín Económico de ICE.

Países de ICE.

Cuadernos Económicos de ICE.

COBERTURA TEMPORAL: Desde 1960 para *Información Comercial Española. Revista de Economía*.
Desde 1978 para las otras publicaciones.

ACTUALIZACION: Semanal.

VOLUMEN: 16.500 referencias.

MODELO DE REGISTRO

AUTOR: DE GRAUWE, PAUL.

TITULO: PERSPECTIVAS DE UNA UNION MONETARIA REDUCIDA EN 1999 (THE PROSPECTS OF A MINI CURRENCY UNION IN 1999).

REVISTA: INFORMACION COMERCIAL ESPAÑOLA. REVISTA DE ECONOMIA.

NUMERO (MES)/PAGINAS: 756 (AGOSTO-SEPTIEMBRE)/9-24, 30 ref.

DESCRIPTORES: INTEGRACION EUROPEA / INTEGRACION MONETARIA / UNION MONETARIA / CONVERGENCIA ECONOMICA.

IDENTIFICADORES: UEM / TRATADO DE LA UNION EUROPEA.

RESUMEN: En 1998 habrá que decidir qué países entrarán a formar parte de la Unión Monetaria y una de las hipótesis que se contempla es la de la creación de una Unión Monetaria reducida. En el presente artículo se analizan las ventajas o inconvenientes de una Unión de estas características partiendo de la teoría de las áreas monetarias óptimas. Seguidamente, se estudian diversas cuestiones de economía política del Tratado de Maastricht, finalizándose con el análisis de varios escenarios alternativos del tamaño de la futura Unión Monetaria.

AÑO DE PUBLICACION: 1996.

— Para solicitar información, diríjase a Base de Datos ICE. Biblioteca. Ministerio de Industria, Turismo y Comercio P.º de la Castellana, 162, planta 1. 28071 Madrid. Teléfonos: (91) 349 35 14. Fax: (91) 349 60 75, o entre en www.revistasICE.com

— Las publicaciones relativas a los documentos referenciados podrán adquirirse en el Punto de Venta de Publicaciones: P.º de la Castellana, 162, planta 0. 28071 Madrid. Teléf. (91) 349 36 47, o bien consultarse en Biblioteca, P.º de la Castellana, 162, 1.ª planta. Teléfono (91) 349 35 93.