

# UN MODELO INTERTEMPORAL DE DETERMINACION DE LA BALANZA POR CUENTA CORRIENTE DE LA ECONOMIA ESPAÑOLA

*Mariam Camarero Olivas\**  
*Vicente Esteve García\*\**  
*Cecilio R. Tamarit Escalona\*\**

En este trabajo se aplica un modelo planteado en Chen y Haug (1995) al caso de una economía pequeña y abierta para analizar el comportamiento a largo plazo del saldo de la balanza por cuenta corriente. Asimismo, a partir del modelo, se muestra que el déficit por cuenta corriente, la riqueza de las familias (neta del *stock* de deuda del gobierno), el diferencial entre la tasa de crecimiento real de la economía nacional y el exterior, el gasto público, el *stock* de deuda pública, el tipo de interés real y el tipo de cambio real deberían estar cointegrados. El modelo se aplica a datos de la economía española para el período 1964-1994. Además, la ecuación obtenida para la cuenta corriente permite contrastar la hipótesis de equivalencia ricardiana.

**Palabras clave:** *política fiscal, déficit público, deuda pública, balanza por cuenta corriente, tipo de interés real, cointegración, España, 1964-1994.*

**Clasificación JEL:** *E62, F21, F32, F34, G15, H62.*

## 1. Introducción

Durante la década de los ochenta se ha desarrollado la literatura teórica del enfoque intertemporal de determinación de la cuenta corriente, fundamentalmente a partir de los trabajos de Buitier (1981), Obstfeld (1982), Sachs (1981), Svensson y Razin

(1983), entre otros. Estos modelos han destacado los efectos que sobre el saldo de la cuenta corriente tienen factores reales como la productividad, la relación real de intercambio, los ingresos y gastos públicos, los cuales operan a través de las decisiones de sustitución intertemporal del ahorro, consumo, inversión y producción<sup>1</sup>.

El desarrollo teórico y empírico de los modelos intertemporales de la cuenta corriente se ha basado, fundamentalmente, en la falta de respuesta del paradigma tradicional IS-LM de Mun-

\* Universidad Jaume I e Instituto de Economía Internacional.

\*\* Universidad de Valencia e Instituto de Economía Internacional.

Esta investigación se ha podido realizar gracias a la financiación de los proyectos del Plan Nacional de I+D, PB94-0955-CO2-01/02, y el programa de ayudas a la investigación del Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas. Mariam Camarero, Vicente Esteve y Cecilio Tamarit agradecen también la financiación de los proyectos del Plan Nacional de I+D, DGICYT-PR95-206, DGICYT-PR94-317 y DGICYT-PR95-213, respectivamente, así como las sugerencias de Alfred Haug.

<sup>1</sup> OBSTFELD y ROGOFF (1995) y RAZIN (1995) presentan un reciente panorama de los modelos intertemporales de la cuenta corriente, tanto desde el punto de vista teórico como empírico.

dell-Fleming para explicar los comportamientos divergentes de los ajustes de los saldos por cuenta corriente de países industrializados (y en vías de desarrollo) en los años setenta y ochenta, ante diversos *shocks* externos (crisis del petróleo y deuda externa, fundamentalmente). Así, ni los modelos monetarios clásicos ni los modelos keynesianos basados en este paradigma estándar han podido ofrecer una guía clara que dé respuesta a los hechos estilizados ocurridos en estos años<sup>2</sup>. Además, en contraste con los modelos estáticos estándar, el modelo de optimización intertemporal de la cuenta corriente proporciona un enfoque adecuado para el análisis positivo y normativo de la dinámica de la cuenta corriente<sup>3</sup>.

El principal objetivo de nuestro trabajo es tratar de explicar el comportamiento de la cuenta corriente de la economía española, siguiendo un enfoque intertemporal. La base teórica utilizada se encuentra en el trabajo de Chen y Haug (1995), donde se presenta un modelo intertemporal del tipo planteado en Blanchard (1995), Ahmed (1987) y Evans (1990). Bajo este planteamiento se analizan, especialmente, los efectos que tiene la política fiscal, representada en el modelo propuesto por el *stock* de deuda pública y el gasto del gobierno, entre otras variables, sobre la balanza por cuenta corriente en una economía pequeña y abierta como la española.

Desde el punto de vista organizativo, en el apartado 2 se presentan las condiciones del modelo, según el cual el saldo de la balanza por cuenta corriente debería estar cointegrado con la riqueza privada, el diferencial de crecimiento real de la economía respecto al exterior, el gasto público, el *stock* de deuda pública, el tipo de interés real y el tipo de cambio real. Una ventaja adicional de esta especificación es que la ecuación del saldo por cuenta corriente permite contrastar también la hipótesis de equivalencia ricardiana, lo cual es especialmente relevante ya que el modelo de Mundell-Fleming y el enfoque intertemporal plantean diferentes implicaciones respecto al papel desempeñado por la política fiscal en el ajuste de los desequilibrios externos. En este sentido,

se estaría también contrastando la hipótesis de «*twin deficits*» o «déficit gemelos» para la economía española.

La aparición y persistencia de déficit públicos y déficit exteriores sin precedentes en la economía americana durante la década de los ochenta ha generado un aumento de la literatura teórica y empírica que aborda, desde varios puntos de vista, el análisis de la evolución conjunta a lo largo del tiempo de ambos déficit. El punto de vista más extendido entre los analistas y estudiosos es que los altos déficit públicos producen mayores déficit exteriores. Sin embargo, la posible relación entre ambos déficit no es comúnmente aceptada, ni en el terreno teórico ni en el ámbito empírico. Esta polémica es conocida en la literatura macroeconómica como el problema de los «*twin deficits*». La economía española no ha sido ajena a este fenómeno. Los datos de nuestra economía indican que en la década de los ochenta y noventa han aparecido simultáneamente déficit públicos y déficit por cuenta corriente, con la excepción del período 1984-1987 y de 1993. Uno de los objetivos de este trabajo es contrastar si existe una relación de largo plazo entre los déficit públicos y los déficit por cuenta corriente en la economía española.

Desde el punto de vista teórico, existen dos escuelas que analizan de distinta manera la posible relación entre déficit públicos y déficit exteriores<sup>4</sup>.

Por un lado, el enfoque estándar del modelo Mundell-Fleming sugiere que, en una economía con un nivel dado de impuestos, un incremento del déficit del gobierno derivado de un aumento

<sup>4</sup> Desde el punto de vista empírico, tampoco existe consenso, ya que los resultados de estimar la relación a largo plazo entre ambos déficit no son concluyentes. El conflicto existente en la literatura proviene de las diferencias en las técnicas econométricas utilizadas y en los diferentes datos y muestras empleadas. Evidencia a favor se puede encontrar en los trabajos para la economía americana de ARORA y DUA (1993), BAHMANI-OSKOOEE (1989), BERNHEIM (1990), MILLER y RUSSEK (1989), ROSENWEIG y TALLMAN (1993) y ZIET y PEMBERTON (1990). La evidencia en contra, con enfoques intertemporales más sofisticados, se presenta en los estudios de CHEN y HAUG (1995) para la economía canadiense y de DEWALD y ULAN (1990), ENDERS y LEE (1990), EVANS (1990) y KEARNEY y MONADJEMI (1990) para la economía americana. Por último, los resultados son contradictorios en el caso de la economía británica [AHMED (1987)], y también en la americana [ABELL (1990), DARRAT (1988) y TALLMAN y ROSENWEIG (1991)].

<sup>2</sup> Véase OBSTFELD y ROGOFF (1995) para más detalle.

<sup>3</sup> Véase RAZIN (1995) para más detalle.

del gasto público eleva la renta nacional disponible. La relación entre ambos déficit proviene de dos vías. En primer lugar, el aumento de la renta disponible hace crecer el consumo, lo que provoca un deterioro del déficit por cuenta corriente, *caeteris paribus*, debido al aumento del consumo de bienes importados. En segundo lugar, el crecimiento del déficit público puede provocar una elevación del tipo de interés real que, *caeteris paribus*, atraerá nuevos flujos de capital exteriores, con la consiguiente apreciación del tipo de cambio real y pérdida de competitividad exterior, lo que conducirá, en última instancia, al deterioro del déficit por cuenta corriente. Si esto fuera así, en términos de política económica, una implicación directa de este modelo sería que —para un nivel dado de gasto público— los impuestos deberían aumentar con el objetivo de reequilibrar el presupuesto, lo que acabaría reduciendo el gasto del sector privado y el desequilibrio externo.

Por otro lado, los modelos teóricos que incorporan la hipótesis de equivalencia ricardiana [véase Barro (1974), Aschauer (1985) y Frenkel, Razin y Yuen (1996)] defienden que una sustitución de la deuda del gobierno por subidas de impuestos —sin cambios en el nivel de gasto público— no debería afectar a la balanza por cuenta corriente. La razón de la ruptura de la relación entre ambos déficit se encuentra en los efectos que tienen las expectativas de los agentes económicos sobre los impuestos futuros. Así, los agentes aumentan su ahorro ahora debido a que esperan mayores impuestos en el futuro, compensando el crecimiento de la deuda del sector público. Por tanto, el impacto del déficit público sobre el gasto del sector privado sería nulo y tampoco afectaría a la balanza por cuenta corriente. Este modelo sostiene, en definitiva, que la simple alteración de la manera de financiar el gasto público (impuestos, deuda pública, señoreaje) no afecta al consumo privado. En síntesis, mientras el gasto público se mantenga en el mismo nivel, un aumento de impuestos como el propuesto por el modelo Mundell-Fleming para reducir el déficit público no puede ser utilizado como una medida de política económica para reducir el desequilibrio del sector exterior. Sería más adecuado realizar el ajuste mediante la reducción de los niveles actuales del gasto público.

Los trabajos disponibles para la economía española se han dedicado fundamentalmente a explicar los determinantes del saldo de la balanza por cuenta corriente utilizando enfoques teóricos basados en modelos intertemporales del consumo nacional bajo la hipótesis de renta permanente<sup>5</sup>, o bien a contrastar en qué medida se cumple la solvencia externa a largo plazo de la nación desde el punto de vista intertemporal.

Dentro del primer grupo de trabajos se encuadra el estudio de Beyaert, García y Pérez (1994), en el que se demuestra el cumplimiento del modelo de consumo intertemporal para explicar el saldo de la cuenta corriente, lo que les permite deducir que los elevados déficit del sector exterior de la economía española de los últimos años podrían deberse, en parte, a las buenas expectativas de crecimiento económico que se generaron en la segunda mitad de los ochenta. Ello habría provocado que los españoles se endeudaran «racionalmente», tal y como predice el modelo, para incrementar su nivel de consumo por encima de sus posibilidades económicas a corto plazo.

Por lo que respecta al segundo grupo de trabajos, Dolado y Viñals (1991) concluyen, utilizando determinados contrastes econométricos de solvencia, que la evolución del déficit exterior español resulta sostenible en el futuro.

Por último, más en la línea de nuestro análisis, el trabajo de Argimón y Roldán (1994) analiza la influencia de las interrelaciones de los sectores público y privado sobre el sector exterior de la economía española. No obstante, el objetivo final es diferente, ya que lo hacen para averiguar el grado de movilidad internacional de los capitales en España y fundamentan su análisis en test de correlación entre los flujos de ahorro e inversión.

En una vertiente distinta, en el presente trabajo se utiliza un modelo intertemporal de determinación del saldo de la cuenta corriente del tipo planteado en Blanchard (1985) para el caso de una economía pequeña y abierta. El objetivo último es analizar

<sup>5</sup> Evidencia para la economía americana y canadiense puede encontrarse en JOHNSON (1986), OTTO (1992) y SHEFFRIN y WOO (1990), entre otros.

si existe una relación a largo plazo entre los déficit públicos y los déficit por cuenta corriente. Así, en el apartado 3, utilizando el planteamiento teórico descrito en el apartado 2, se estima un modelo empírico del saldo de la cuenta corriente para la economía española durante el período 1964-1994. Para ello se hará uso de la teoría de la cointegración como método de selección de variables y de búsqueda de relaciones de equilibrio estables. Por último, en el cuarto apartado se exponen las conclusiones y algunas implicaciones de política económica. En un Anexo se presentan las fuentes de los datos utilizados y una descripción detallada de su construcción.

## 2. Modelo teórico

En este apartado se presenta brevemente el modelo intertemporal de la cuenta corriente propuesto en Chen y Haug (1995), modelo que es utilizado para analizar los efectos que tiene el *stock* de deuda pública y el gasto del gobierno sobre la balanza por cuenta corriente en una economía pequeña y abierta. El enfoque utilizado se basa en la maximización de la utilidad intertemporal de los agentes económicos, del cual se derivan las relaciones a largo plazo que determinan las proposiciones empíricas contrastables en el siguiente apartado.

En el modelo se considera una economía pequeña y abierta sin crecimiento de la población, en la cual se produce un bien (bien nacional) destinado al consumo interior y a la exportación. Además, el país importa un segundo bien (bien extranjero), también destinado al consumo interno. El agente representativo prevé perfectamente el futuro y tiene acceso a mercados de seguros que funcionan en régimen de competencia perfecta, y puede actuar en un contexto de horizonte temporal finito o infinito. En el modelo se supone que el consumidor representativo debe elegir en el período  $t$  su consumo del bien nacional,  $c_{ht}$ , y su consumo del bien extranjero,  $c_{ft}$ , con el objetivo de maximizar la siguiente función de utilidad:

$$\max U_t = \sum_{\tau=0}^{\infty} \frac{(1-\mu)^\tau}{(1+\delta)^\tau} [a_1 \log c_{ht+\tau} + a_2 \log c_{ft+\tau}] \quad [1]$$

donde para cada período se supone que la función de utilidad es separable y logarítmico-lineal, con  $a_1+a_2 = 1$ <sup>6</sup>, siendo  $\delta$  la tasa de preferencia temporal del consumidor.

El parámetro  $\mu$  juega un papel central en el modelo, pues indica el horizonte temporal del agente representativo y puede ser interpretado como un parámetro de preferencia que mide hasta qué punto el consumidor presente se considera desconectado del consumidor futuro. Si el parámetro  $\mu=0$ , el consumidor presente trata al futuro consumidor como una simple continuación de sí mismo, lo que implica que tiene un horizonte infinito. Si  $\mu>0$ , el consumidor presente se siente desconectado del consumidor futuro y el horizonte es finito<sup>7</sup>.

El consumidor representativo también debe hacer frente a una restricción presupuestaria intertemporal que viene dada por la siguiente expresión:

$$\sum_{\tau=0}^{\infty} (1-\mu)^\tau R_{t+\tau} [c_{ht+\tau} + q_{t+\tau} c_{ft+\tau}] = \omega_t + (1+r_t) B_{t-1} + \sum_{\tau=0}^{\infty} (1-\mu)^\tau R_{t+\tau} [y_{t+\tau} - T_{t+\tau}] \quad [2]$$

donde  $y_t$  es la producción del bien nacional<sup>8</sup>,  $T_t$  los impuestos pagados en términos reales (netos de las transferencias del gobierno),  $B_{t-1}$  es el *stock* de deuda pública (en términos reales) del gobierno al final del período  $t-1$ , y  $\omega_t$  representa los activos reales o riqueza privada no humana real (netos de los títulos de

<sup>6</sup> En el modelo se utiliza una función tipo Cobb-Douglas. Funciones de utilidad de mayor complejidad conducen a las mismas implicaciones empíricas contrastables si se aplican aproximaciones lineales a las condiciones de primer orden. Véase, al respecto, EVANS (1990) y FRENKEL, RAZIN y YUEN (1996).

<sup>7</sup> Lo que distingue al modelo de BLANCHARD (1985) de otros modelos es el supuesto de que los consumidores (u hogares) tienen una vida esperada no finita. Blanchard introduce para ello un parámetro  $\mu$  que mide la probabilidad de supervivencia de un período a otro. Esta probabilidad es constante en el tiempo y es la misma para todos los consumidores de la economía. Suponemos que, dado que el tiempo que vive un individuo es incierto, todos los préstamos exigen, además del pago periódico de intereses, la compra de un seguro de vida. En caso de fallecimiento, el patrimonio se transfiere a la compañía de seguros, la cual garantiza, a su vez, la cobertura de las deudas pendientes. Para más detalles, véase BLANCHARD (1985), EVANS (1989), EVANS (1993), EVANS y HASAN (1994) y FRENKEL, RAZIN y YUEN (1996).

<sup>8</sup> Se supone que esta variable es exógena.

deuda pública) al final del período  $t$ . Por su parte,  $q_{t+\tau}$  representa el tipo de cambio real, es decir, el precio relativo del bien extranjero en términos del bien nacional. Por otra parte,  $R_{t\tau}$  se escribe como:

$$R_{t\tau} = \begin{cases} 1, & \text{si } \tau = 0 \\ \prod_{i=1}^{\tau} \frac{1}{(1+r_{t+i})}, & \text{si } \tau \geq 1 \end{cases} \quad [3]$$

siendo  $r_t$  el tipo de interés real.

El gobierno financia el gasto público mediante ingresos impositivos y emitiendo títulos de deuda pública, siendo su restricción para cada período  $t$  la siguiente expresión<sup>9</sup>:

$$T_t = G_t + (1+r_t) B_{t-1} - B_t \quad [4]$$

donde  $G_t$  es el gasto público neto de intereses de la deuda pública.

Sustituyendo la ecuación [4] en [2], Chen y Haug (1995) muestran que esta última restricción presupuestaria se transforma en:

$$\sum_{\tau=0}^{\infty} (1-\mu)^{\tau} R_{t\tau} [c_{ht+\tau} + q_{t+\tau} c_{ft+\tau}] = \omega_t + \sum_{\tau=0}^{\infty} (1-\mu)^{\tau} R_{t\tau} y_{t+\tau} - \sum_{\tau=0}^{\infty} (1-\mu)^{\tau} R_{t\tau} G_{t+\tau} + \mu \sum_{\tau=0}^{\infty} (1-\mu)^{\tau} R_{t\tau} B_{t+\tau} \quad [5]$$

En la ecuación [5], el valor presente de la deuda pública futura entra solamente en la restricción presupuestaria del agente representativo en el caso particular de que  $\mu > 0$ .

Por otro lado, el saldo de la balanza por cuenta corriente en términos reales,  $z_t$ , se define como el *output* agregado neto de la absorción interior o gasto agregado de los residentes:

$$z_t = y_t - c_{ht} - q_t c_{ft} - G_t \quad [8]$$

En el modelo no aparece la inversión doméstica, ya que se supone que el *output* doméstico,  $y_t$ , evoluciona exógenamente, independientemente de la cuenta corriente y de la política fiscal del gobierno<sup>10</sup>. En principio, se debería haber tomado el *output* como endógeno, a través de una función de producción y modelizando las decisiones de inversión y de la oferta de trabajo, ya que la cuenta corriente no es más que la diferencia contable entre inversión y ahorro nacional. No obstante, la estrategia en nuestro trabajo es presentar cómo una gran parte de la dinámica de la cuenta corriente puede explicarse únicamente sobre la base de la dinámica del ahorro inducida, en parte, por la evolución de la política fiscal<sup>11</sup>.

Bajo estas premisas, Chen y Haug (1995) muestran que el saldo de la balanza por cuenta corriente de la nación se puede expresar como:

$$z_t = -\frac{\delta + \mu}{1 + \delta} \omega_t + \left[ y_t - \frac{\delta + \mu}{1 + \delta} \sum_{\tau=0}^{\infty} (1-\mu)^{\tau} R_{t\tau} y_{t+\tau} \right] - \left[ G_t - \frac{\delta + \mu}{1 + \delta} \sum_{\tau=0}^{\infty} (1-\mu)^{\tau} R_{t\tau} G_{t+\tau} \right] - \mu \frac{\delta + \mu}{1 + \delta} \left[ \sum_{\tau=0}^{\infty} (1-\mu)^{\tau} R_{t\tau} B_{t+\tau} \right] \quad [9]$$

Para obtener una expresión directamente estimable, se procede a linealizar alrededor de su media los términos que en [9] aparecen entre corchetes, llegándose, tras simplificar, a la siguiente ecuación<sup>12</sup>:

$$z_t = \psi_0 + \psi_1 \omega_t + \psi_2 y_t + \psi_3 G_t + \psi_4 B_t + \psi_5 r_t + \text{términos } I(0) + \epsilon_t \quad [10]$$

donde en los *términos*  $I(0)$  se incluyen los valores futuros de las variables  $\Delta \log y_t = \log y_{t+1} - \log y_t$ ,  $\Delta \log G_t = \log G_{t+1} - \log G_t$  e  $\Delta \log B_t = \log B_{t+1} - \log B_t$ , series que en la sección empírica son

<sup>10</sup> Véase un modelo similar en KASA (1994).

<sup>11</sup> GLICK y ROGOFF (1995) han desarrollado recientemente un enfoque de optimización intertemporal de la cuenta corriente en el que se incorpora simultáneamente la dinámica del ahorro y de la inversión. Sin embargo, el centro de su análisis es la importancia de distinguir los *shocks* de productividad globales de los específicos al país, más que estudiar los efectos de la política fiscal.

<sup>12</sup> Para más detalles, véase CAMARERO, ESTEVE y TAMARIT (1996).

<sup>9</sup> Se supone que el gobierno no puede hacer uso de ingresos por señoreaje o apelación al Banco Central.

estacionarias. Por otra parte, el parámetro  $\psi_4=0$ , si y sólo si  $\mu=0$ .

Debido a los supuestos realizados sobre la naturaleza de la función de utilidad (Cobb-Douglas) el tipo de cambio real,  $q_t$ , no aparece en la ecuación [10]. Ello se debe al supuesto de que el consumo real de ambos bienes (nacional y extranjero) es una parte constante de la riqueza a lo largo de la vida de los individuos y, además, no depende del tipo de cambio real.

Con una función de utilidad más general, el tipo de cambio real sí que aparecería en la ecuación del saldo de la cuenta corriente de la nación, siendo en este caso la expresión a contrastar<sup>13</sup>:

$$z_t = \psi_0 + \psi_1 \omega_t + \psi_2 y_t + \psi_3 G_t + \psi_4 B_t + \psi_5 r_t + \psi_6 q_t + u_t \quad [11]$$

donde  $u_t$  incluye tanto los componentes  $I(0)$ , como el término de error  $\varepsilon_t$  de la expresión [10].

Para el análisis empírico se introduce una novedad respecto a la expresión estimada en Chen y Haug (1995). En nuestro caso, se hace depender el saldo de la cuenta corriente del diferencial de crecimiento real de la economía nacional respecto al exterior,  $y_t - y_t^*$ , en lugar del nivel del PIB real nacional. Teniendo en cuenta esta consideración, la ecuación final a estimar será:

$$z_t = \psi_0 + \psi_1 \omega_t + \psi_2 (y_t - y_t^*) + \psi_3 G_t + \psi_4 B_t + \psi_5 r_t + \psi_6 q_t + u_t \quad [12]$$

La ecuación [12] indica que el saldo de la cuenta corriente puede ser explicado en función de seis variables<sup>14</sup>:

- 1) La riqueza real del sector privado,  $\omega_t$ .
- 2) El diferencial de crecimiento real de la economía nacional respecto al resto del mundo ( $y_t - y_t^*$ ).

3) El gasto público neto de intereses en términos reales,  $G_t$ .

4) El *stock* de deuda pública en términos reales,  $B_t$ .

5) El tipo de interés real de la economía,  $r_t$ .

6) El tipo de cambio real,  $q_t$ .

En primer lugar, la expresión [12] implica que un aumento de la riqueza real privada,  $\omega_t$ , deteriora el saldo de la cuenta corriente, ya que el efecto renta hace aumentar el consumo de bienes importados. En segundo lugar, la influencia del aumento del *output* real de la economía,  $y_t$ , depende de si la economía nacional crece más deprisa (deterioro de la cuenta corriente) o más despacio que el resto del mundo (mejora de la cuenta corriente). En tercer lugar, la influencia de variaciones del gasto público (transitorio o permanente),  $G_t$ , en la balanza por cuenta corriente es ambigua, ya que refleja las respuestas, posiblemente diferentes, de la inversión y de los niveles futuros de producción de nuestro país y del extranjero, y depende de las relaciones entre las tasas de preferencia temporal (relación entre la propensión interior a ahorrar y la del exterior) doméstica y extranjera<sup>15</sup>.

Por otra parte, en lo que respecta al *stock* de deuda pública,  $B_t$ , la ecuación [12] permite también contrastar la hipótesis de equivalencia ricardiana de Barro (1974). En este sentido, Blanchard (1985) y Evans (1988) demuestran que si el parámetro  $\mu=0$ , se cumple la hipótesis de equivalencia, ya que en este caso el componente permanente del *stock* de deuda pública no tiene ningún efecto sobre la balanza por cuenta corriente. Bajo la hipótesis alternativa, si  $\mu \neq 0$ , el consumidor representativo considera que el componente permanente del *stock* de deuda pública es riqueza neta. Debido a este supuesto, un incremento del componente permanente del *stock* de deuda pública hace aumentar el consumo, incluyendo la parte de los bienes importados, por lo que la balanza por cuenta corriente se deteriora. Este efecto parte de la aplicación de un modelo de renta permanente a la dinámica de la cuenta corriente<sup>16</sup>. Específicamente, este parámetro implica que los déficit públicos provocan déficit por cuenta corriente,

<sup>13</sup> Se podría derivar una expresión linealizada para el saldo por cuenta corriente como una función del tipo de cambio real y de las otras variables con una función de utilidad más general. Sin embargo, preferimos utilizar la función de utilidad simple del tipo Cobb-Douglas para preservar la simplicidad del modelo y poder cuantificar el impacto del tipo de cambio real sobre el saldo de la cuenta corriente.

<sup>14</sup> El impacto detallado de cada una de estas variables (tanto analítico como gráfico) sobre el saldo de la cuenta corriente puede verse en FRENKEL, RAZIN y YUEN (1996).

<sup>15</sup> Véase FRENKEL, RAZIN y YUEN (1996) para más detalles.

<sup>16</sup> Véase SHEFFRIN y WOO (1990).

es decir, el fenómeno de *twin deficits*<sup>17</sup>. No obstante, es necesario destacar dos aspectos clave en este factor determinante de la cuenta corriente. En primer lugar, el efecto *twin deficits* desaparece si los agentes tienen un horizonte infinito, ya que  $\mu=0$ . Así, si el gasto público corriente y futuro permanece constante, los déficits públicos sólo representan un desplazamiento intertemporal de impuestos. Si los individuos capitalizan completamente estos impuestos futuros, entonces tal desplazamiento impositivo no provoca efectos riqueza, por lo que en este modelo sólo la política fiscal puede influir en la cuenta corriente. En segundo lugar, es importante destacar que en el modelo el efecto del déficit público sobre la cuenta corriente actual proviene del déficit público corriente y de la evolución completa del déficit público esperado para el futuro.

Por otro lado, el tipo de interés real de la economía,  $r_t$ , puede estar positiva o negativamente relacionado con el saldo de la balanza por cuenta corriente. El parámetro asociado a  $r_t$  representa los efectos de sustitución intertemporal entre consumo y ahorro llevados a cabo por el agente representativo en un horizonte infinito. Según Frenkel, Razin y Yuen (1996), la falta de total sincronización entre las series de consumo y renta puede resolverse recurriendo a los mercados de capitales, lo que podría también explicar el fenómeno conocido como «desplazamiento del consumo»<sup>18</sup>. De acuerdo con ello, si la tasa subjetiva de preferencia temporal es mayor que el tipo de interés real, los consumidores desean adelantar su consumo, es decir, sustituyen consumo futuro por presente, lo que provoca una caída del ahorro corriente, empeorando el saldo exterior hoy, vía aumento de las importaciones. Por el contrario, si la tasa subjetiva de preferencia temporal es menor que el tipo de interés real, los consumidores desean retrasar el gasto en consumo y sustituyen consumo presente por futuro. En este caso se producirá un aumento del ahorro,

lo que mejora el saldo de la cuenta corriente hoy, al reducirse las importaciones.

Por último, el signo asociado al tipo de cambio real ( $q_t$ ) es, en principio, ambiguo. La respuesta de la balanza por cuenta corriente a los deterioros transitorios (actuales o futuros) y permanentes del tipo de cambio real depende de los parámetros del sistema económico: a) la proporción del gasto destinada a bienes importables; b) el cociente entre la producción de bienes importables y el consumo; c) el cociente entre el PIB y el gasto; d) la propensión marginal a ahorrar; y d) la elasticidad del gasto respecto a la riqueza privada y la elasticidad intertemporal de sustitución<sup>19</sup>.

En síntesis, la solución del modelo lleva a una expresión del saldo de la balanza por cuenta corriente en forma reducida en función de seis variables:

$$z_t = z_t [\omega_p, (y_t - y_t^*), G_p, B_p, r_p, q_t] \quad [13]$$

-   ±   ?   -/0   ±   ?

donde  $z_t$  dependería negativamente de la riqueza real del sector privado, y el signo sería indeterminado en el resto de variables. Por un lado, la balanza por cuenta corriente estaría positiva o negativamente correlacionada con el *output* real de la economía dependiendo de si la economía crece más deprisa o más despacio que el resto del mundo. También estaría positiva o negativamente relacionada con el tipo de interés real dependiendo de la dirección del efecto de sustitución intertemporal entre consumo presente y futuro. Por otro lado, el efecto del *stock* de la deuda pública será cero si se cumple el teorema de equivalencia ricardiana y negativo en caso contrario. Por último, el signo será ambiguo en el caso del gasto público y del tipo de cambio real.

<sup>17</sup> Nótese que un cambio en el *stock* de deuda pública del gobierno,  $\Delta G_p$ , es por definición igual al déficit público del gobierno (incluido los intereses de la deuda).

<sup>18</sup> Ladeo temporal o *consumption tilting* en la terminología de CAMPBELL (1987) y GHOSH (1990).

<sup>19</sup> El mecanismo subyacente es el efecto Laursen-Metzler-Harberger, vía la variación de la relación real de intercambio. FRENKEL, RAZIN y YUE (1996) exponen en detalle que la influencia neta de las variaciones del tipo de cambio real en la balanza por cuenta corriente depende de las magnitudes relativas de cuatro efectos asociados: el del PIB real, el del deflactor, el efecto-precio intertemporal y el efecto riqueza.

### 3. Resultados empíricos para la economía española

En este apartado se estima la relación de largo plazo implícita en la expresión [12] y, en particular, se contrasta si el parámetro  $\mu$  es igual o distinto de cero (o de manera equivalente si  $\psi_4=0$ ). La implicación de la ecuación [12] derivada del modelo teórico descrito anteriormente es que las variables  $z_t$ ,  $\omega_t$  ( $y_t - y_t^*$ ),  $G_t$ ,  $B_t$ ,  $r_t$  y  $q_t$  deberían estar cointegradas en el sentido de Engle y Granger (1987). Para especificar la relación de cointegración derivada de la expresión [12] se supone que todas las variables que forman parte de la relación de largo plazo son estacionarias en primeras diferencias o  $I(1)$ <sup>20</sup>.

Para estimar la relación de largo plazo implícita en [12] se ha utilizado el procedimiento de estimación de la relación de cointegración dinámica propuesto por Stock y Watson (1993) y Shin (1994), método que se conoce como la regresión DOLS<sup>21</sup>. En síntesis, en este procedimiento se añade a la regresión estándar de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) de Engle y Granger (1987) valores retardados y futuros de las primeras diferencias de los regresores, con el objetivo de corregir paramétricamente los efectos causados por la posible endogeneidad de las variables explicativas. Además, los posibles problemas de correlación serial del término de error de la regresión de MCO se corrigen de manera no paramétrica.

En el Cuadro 1 se presentan los parámetros estimados obtenidos de la regresión DOLS de Stock y Watson (1993) para el caso de la cointegración determinística<sup>22</sup>, así como el contraste de Shin (1994) asociado a los residuos de esta ecuación. Por un lado, el test estimado  $C_\mu$  toma el valor de 0,151 lo que no permite rechazar la hipótesis nula de cointegración al 1 por 100. Por otro lado, el ajuste obtenido es aceptable (véase Gráfico 1).

<sup>20</sup> Se ha comprobado con una amplia batería de contrastes de raíces unitarias que todas las variables son  $I(1)$ . El lector interesado puede ver los resultados en CAMARERO, ESTEVE y TAMARIT (1996).

<sup>21</sup> DOLS = Dynamic Ordinary Least Squares. El procedimiento de STOCK y WATSON (1993) utilizado en nuestro trabajo es recomendado frente a otros métodos de cointegración en los recientes estudios de PHILLIPS (1994) y HAUG (1996), además de en el propio trabajo de STOCK y WATSON (1993).

<sup>22</sup> Véase el trabajo de OGAKI y PARK (1989) para una distinción entre cointegración determinística y estocástica. En síntesis, la regresión de cointegración incluye en un primer caso una constante, mientras que en el

CUADRO 1

**ESTIMACION DE LA RELACION DE COINTEGRACION ECUACION [12] 1964-1994  
Método Dols de Stock y Watson<sup>a</sup>**

$$Z_t = \beta_0 + \beta_{1,j} \bar{X}_{i,t} + \sum_{i=-q}^q \theta_i \Delta \bar{X}_{i,t} + \eta_t$$

Variable	Parámetro estimado	Estadístico t
Constante.....	2,902	3,60
$\omega_t$ .....	-0,088	-3,49
$(y_t - y_t^*)$ .....	-29,73	-2,56
$G_t$ .....	1,25	4,16
$B_t$ .....	-0,44	-4,40
$r_t$ .....	26,57	2,49
$q_t$ .....	-39,31	-4,28

Test de estacionariedad de los residuos de Shin:  $C_\mu : 0,151^b$       Test  $W_{OLS} : 25,64^c$

NOTAS:

<sup>a</sup> El número de valores retardados y futuros,  $q$ , se selecciona de acuerdo con las simulaciones de STOCK y WATSON (1993) y es igual a  $\text{INT}(T^{1/3})$ , en nuestro caso, 3. La regresión de largo plazo no incluye una tendencia lineal,  $t$ , por lo que se trata del caso de cointegración determinística.

<sup>b</sup> Estadístico  $LM_{SHIN}$  para el caso de la cointegración determinística. Los residuos son tomados de la regresión dinámica de largo plazo propuesta por STOCK y WATSON (1993). El orden máximo 1 de longitud de la ventana de Barlett utilizado para el cálculo del estimador de la varianza de largo plazo de NEWEY y WEST (1987) es elegido de acuerdo con  $\text{INT}(T^{1/2})$ , en nuestro caso 5. Los valores críticos son tomados de SHIN (1994), para  $m=5$ .

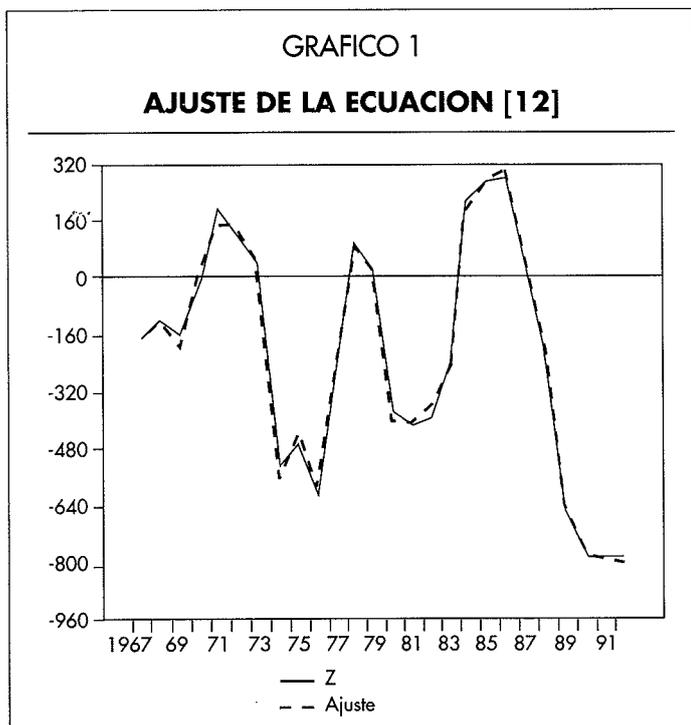
<sup>c</sup> El estadístico  $W_{OLS}$  es un test de Wald para contrastar que el parámetro  $\mu=0$ , y se distribuye como una  $\chi^2$  con un grado de libertad (valor crítico al 5 por 100, 3,84).

Valores críticos:

	10%	5%	1%
$C_\mu$ :	0,075	0,097	0,158

Los resultados muestran que la riqueza real privada (neta del *stock* de deuda pública) afecta negativamente al saldo de la cuenta corriente. Un aumento de la riqueza lleva a la economía española a consumir más, debido al efecto renta. Parte del aumento del consumo doméstico se dirige hacia las importaciones, lo cual deteriora el saldo comercial y la cuenta corriente.

segundo caso incluye una constante y una tendencia lineal. El primer caso se trata de «cointegración determinística», que implica que el mismo vector de cointegración elimina las tendencias determinísticas y las tendencias estocásticas del conjunto de variables. El segundo caso implica que la combinación lineal estacionaria de las variables  $I(1)$  tiene una tendencia lineal no cero, correspondiendo al caso de «cointegración estocástica».



En lo referente al diferencial de crecimiento real de nuestra economía con el resto del mundo, el parámetro estimado muestra un signo negativo, lo que implica que cuando la economía española crece más que nuestros principales socios comerciales, ello provoca un deterioro del saldo con el exterior.

Por otro lado, el gasto público está positivamente relacionado con el saldo de la cuenta corriente. Este efecto se basa en el supuesto de que las pautas de gasto de nuestro país están sesgadas hacia el futuro<sup>23</sup>, tal y como nos indica el signo asociado al tipo de interés real. En este caso, un incremento del gasto público (permanente) provoca un aumento del tipo de interés real y una sustitución de consumo presente por futuro, lo que mejora el saldo de la balanza por cuenta corriente hoy<sup>24</sup>.

Además, existe una relación negativa entre el déficit por cuen-

ta corriente y el *stock* de deuda pública real. Si imponemos la restricción de que  $\psi_4 = 0$  en la ecuación [12], el estadístico  $W_{OLS}$  estimado toma el valor de 25,64, lo que permite rechazar esta hipótesis y, por tanto, ello implica que el parámetro del modelo  $\mu \neq 0$ . Este resultado descarta el cumplimiento del teorema de equivalencia ricardiana y supone la aceptación de la hipótesis de *twin deficits* para la economía española.

Por otro lado, los resultados econométricos muestran que un aumento del tipo de interés real mejora el saldo de la cuenta corriente de nuestra economía. De esa manera, el efecto intertemporal del consumo funcionaría en la dirección de una sustitución de consumo presente por futuro. Por último, el signo asociado con el tipo de cambio real es negativo. En este caso, aumentos del tipo de cambio real (deterioros de la competitividad de la economía española) provocan empeoramientos de nuestro saldo exterior.

#### 4. Conclusiones

En este trabajo se ha utilizado el modelo intertemporal propuesto en Chen y Haug (1995), para la determinación del saldo de la balanza por cuenta corriente de la economía española. El objetivo último es analizar si existe una relación a largo plazo entre la política fiscal y los déficit por cuenta corriente en la economía española, fenómeno conocido en la teoría económica como la hipótesis de *twin deficits* o «déficit gemelos», en referencia al comovimiento entre el déficit (superávit) público y el déficit (superávit) exterior.

Este modelo ha sido aplicado a datos anuales de la economía española para el período 1964-1994. Los resultados empíricos presentados apoyan la idea de que el comportamiento de la cuenta corriente de la economía española se puede describir a través de un modelo macroeconómico intertemporal. De ello puede deducirse que los elevados déficits exteriores ocurridos en España durante los últimos años podrían deberse, en parte, a la evolución de la política fiscal, representada en el modelo por el gasto público y el *stock* de deuda pública necesario para su financiación. En este sentido, existiría una relación a largo plazo

<sup>23</sup> La tasa de preferencia temporal de los consumidores es menor que el tipo de interés real. Véase FRENKEL, RAZIN y YUEN (1996) para más detalle.

<sup>24</sup> El análisis de los efectos de las variaciones transitorias (actuales o futuras) de los niveles de gasto público se rige por principios similares. Véase FRENKEL, RAZIN y YUEN (1996) para más detalles.

entre algunas variables clave de la política fiscal y los déficit por cuenta corriente en la economía española, sin que aquéllas sean el único factor relevante.

En concreto, el análisis efectuado sugiere que aumentos de la riqueza neta del sector privado, el mantenimiento de tasas de crecimiento real superiores a la media de los países industrializados, y la pérdida de competitividad exterior (medida por aumentos del tipo de cambio real) producen también un deterioro del saldo de la cuenta corriente. Además, los aumentos del *stock* de deuda pública real (como variable representativa de los déficit públicos pasados, corrientes y futuros) provocan significativos deterioros del saldo de la cuenta corriente, lo que determina que el teorema de equivalencia ricardiana propuesto por Barro (1974) se pueda rechazar para el caso español<sup>25</sup>.

Por lo que respecta al tipo de interés real, los resultados econométricos muestran que su aumento mejora el saldo de la cuenta corriente de nuestra economía. De esa manera, el efecto intertemporal del consumo funcionaría en la dirección de una sustitución de consumo presente por futuro. Por último, el signo asociado con el gasto público es positivo. Este efecto se basa en el supuesto de que las pautas de gasto de nuestro país están sesgadas hacia el futuro, tal y como se desprende de la relación existente con el tipo de interés real. En este caso, este efecto podría servir de contrapeso frente al efecto asociado al *stock* de deuda pública.

La validez del modelo intertemporal propuesto y el rechazo del teorema de equivalencia ricardiana implican que las políticas fiscales aplicadas han desempeñado un significativo papel en el deterioro de los déficit por cuenta corriente en la economía española. El ajuste de la política fiscal, vía reducción de los déficit públicos corrientes y futuros y del *stock* de deuda pública acumulado, se presenta así como uno de los principales factores para corregir los déficit por cuenta corriente, aunque esta opción no es la única. Por otra parte, el mantenimiento de la

competitividad exterior de la economía española se muestra como un factor complementario al anterior, sin cuyo concurso cualquier ajuste fiscal resultaría vano.

Adicionalmente, la aceptación del modelo de optimización intertemporal de la cuenta corriente es clave para explicar la relación entre la dinámica de la cuenta corriente y la política fiscal del gobierno y la dinámica de la actividad económica. Así, los tradicionales modelos renta-gasto de Mundell Fleming sugieren una relación simple entre el presupuesto del gobierno (y la deuda) y la actividad económica: una caída del déficit público deprime el consumo y el *output*. En muchos países, sin embargo, ajustes fiscales han producido una expansión del *output* en lugar de una contratación de la actividad económica y, además, han provocado una mejora de la cuenta corriente<sup>26</sup>. Si esto fuera aplicable para la economía española, como muestra la aceptación del modelo intertemporal de la cuenta corriente, las limitaciones fiscales impuestas por el Pacto de Estabilidad y Crecimiento (que obliga a un déficit público reducido y un *stock* de deuda pública que ha de disminuir de manera tendencial), lograrían limitar también parte de los futuros desequilibrios de la balanza por cuenta corriente, a la vez que asegurarían una expansión de carácter permanente del *output* real español.

### Referencias bibliográficas

- [1] ABELL, J. D. (1990): «Twin Deficits During the 1980s: An Empirical Investigation», *Journal of Macroeconomics* 12, páginas 81-96.
- [2] AHMED, S. (1987): «Government Spending, the Balance Trade and the Terms of Trade in British History», *Journal of Monetary Economics* 20, páginas 195-220.
- [3] ALESINA, A. y PEROTTI, R. (1995): «Fiscal Adjustment: Fiscal Expansions and Adjustments in OECD Countries», *Economy Policy* 21, páginas 1-42.
- [4] ANDREWS, D. W. K. (1991): «Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation», *Econometrica* 59, páginas 817-858.

<sup>25</sup> RAYMOND y GONZALEZ-PARAMO (1987) obtuvieron también, al estimar funciones de consumo privado para la economía española, que el comportamiento de los consumidores no se adecuaba perfectamente a los supuestos de equivalencia ricardiana.

<sup>26</sup> Véase al respecto los estudios de GIAVAZZI y PAGANO (1990, 1995) y BERTOLA y DRAZEN (1993) sobre la economía en Irlanda, Suecia y Dinamarca, y el trabajo de ALESINA y PEROTTI (1995) para algunos países de la OCDE.

- [5] ANDREWS, D. W. K. y MONAHAN, J. C. (1992): «Am Improved Heteroskedascity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimator», *Econometrica* 60, páginas 953-966.
- [6] ARGIMON, I. y ROLDAN, J. M. (1994): «Saving, Investment and International Capital Mobility in EC Countries», *European Economic Review* 38, páginas 59-67.
- [7] ARORA, H. K. y DUA, P. (1993): «Budget Deficits, Domestic Investment and Trade Deficits», *Contemporary Policy Issues* XI, páginas 29-42.
- [8] ASCHAUER, D. A. (1985): «Fiscal Policy and Aggregate Demand», *American Economic Review* 75, páginas 117-127.
- [9] BAHMANI-OSKOOEE, M. (1989): «Effects of the US Government Budget on its Current Account: An Empirical Inquiry», *Quarterly Review of Economics and Business*, invierno, páginas 76-91.
- [10] BANCO DE ESPAÑA (1991): *Cuentas Financieras de la Economía Española (1981-1990)*, Madrid.
- [11] BANCO DE ESPAÑA (1992): *Cuentas Financieras de la Economía Española (1982-1991)*, Madrid.
- [12] BANCO DE ESPAÑA (1993): *Cuentas Financieras de la Economía Española (1983-1992)*, Madrid.
- [13] BANCO DE ESPAÑA (1994): *Cuentas Financieras de la Economía Española (1984-1993)*, Madrid.
- [14] BANCO DE ESPAÑA (1995a): *Cuentas Financieras de la Economía Española (1985-1994)*, Madrid.
- [15] BANCO DE ESPAÑA (1995b): *Boletín Estadístico*, Series históricas en cinta magnética, enero.
- [16] BARRO, R. J. (1974): «Are Government Bonds Net Wealth?», *Journal of Political Economy* 83, páginas 1095-1117.
- [17] BERNHEIM, B. D. (1990): «Budget Deficits and the Balance of Trade», en L. SUMMERS (ed.): *Tax Policy and the Economy*, MIT Press, Cambridge.
- [18] BERTOLA, G. y DRAZEN, A. (1993): «Trigger Points and Budget Cuts: Explaining the Effects of Fiscal Austerity», *American Economic Review* 83, páginas 11-26.
- [19] BEYAERT, A., GARCIA, J. y PEREZ, G. (1994): «Consumo intertemporal y balanza por cuenta corriente en la economía española», *Revista Española de Economía*, volumen 11, número 1, páginas 28-47.
- [20] BLANCHARD, O. J. (1985): «Debt, Deficits, and Finite Horizons», *Journal of Political Economy* 93, páginas 223-247.
- [21] BOX, G. E. P. y TIAO, G. C. (1975): «Intervention Analysis with Applications to Economic and Environmental Problems», *Journal of the American Statistical Association* 70, páginas 70-79.
- [22] BUITER, W. H. (1981): «Time Preference and International Lending and Borrowing in a Overlapping-generations Model», *Journal of Political Economy* 89, páginas 769-797.
- [23] CAMARERO, M., ESTEVE, V. y TAMARIT, C. R. (1996): «Un modelo intertemporal de determinación de la balanza por cuenta corriente de la economía española», *Documento de Trabajo WP-EC 96-20*, Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas.
- [24] CAMPBELL, J. (1987): «Does Saving Anticipate Declining Labor Income? An Alternative Test of the Permanent Hypothesis», *Econometrica* 55, páginas 1249-1273.
- [25] CHEN, B. y HAUG, A. (1995): «The Twin Deficits: Empirical Evidence for Canada», *Working Paper*, Department of Economics, York University, Toronto.
- [26] DARRAT, A. F. (1988): «Have Large Budget Deficits Caused Rising Trade Deficits», *Southern Economic Journal* 54, páginas 879-887.
- [27] DEWALD, W. y ULAN, M. (1990): «The Twin-Deficit Illusion», *Cato Journal*, Winter, páginas 689-707.
- [28] DOLADO, J. J. y VIÑALS, J. (1992): «El déficit exterior español: sostenibilidad y objetivos en el proceso de transición a la UEM», *Papeles de Economía Española*, números 52/53, páginas 332-352.
- [29] ENGLE, R. F. y GRANGER, C. W. (1987): «Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing», *Econometrica* 55, páginas 251-276.
- [30] ESTEVE, V., FERNANDEZ, J. I. y TAMARIT, C. R. (1993): «La restricción presupuestaria intertemporal del Gobierno y el déficit público en España», *Investigaciones Económicas*, volumen XVII, número 1, páginas 119-142.
- [31] EVANS, P. (1988): «Are Consumers Ricardian? Evidence for the United States», *Journal of Political Economy* 96, páginas 983-1004.
- [32] EVANS, P. (1990): «Do Budget Deficits Affect the Current Account?», *Working Paper*, Department of Economics, Ohio State University.
- [33] EVANS, P. (1993): «Consumers Are Not Ricardian: Evidence from Nineteen Countries», *Economic Inquiry* 31, páginas 534-548.
- [34] EVANS, P. y HASAN, I. (1994): «Are Consumers Ricardian? Evidence for Canada», *The Quarterly Review of Economics and Finance* 34, páginas 25-40.
- [35] FRENKEL, J. A., RAZIN, A. y YUEN, C. (1996): *Fiscal Policies and the World Economy*, MIT Press, Cambridge third edition.
- [36] FULLER, W. A. (1976): *Introduction to Statistical Time Series*, John Wiley & Sons, Nueva York.
- [37] GHOSH, A. (1990): «International Capital Mobility and Optimal Current Account Behaviour: An Empirical Investigation», *Discussion Paper*, número 50, Department of Economics, Princeton University.
- [38] GIAVAZZI, F. y PAGANO, M. (1990): «Can Severe Fiscal Contractions Be Expansionary? Tales of Two Small European Countries?», *NBER Macroeconomics Annual 1990*, NBER y MIT Press, páginas 75-122.
- [39] GIAVAZZI, F. y PAGANO, M. (1995): «Non-keynesian Effects of Fiscal Policy Changes: International Evidence and the Swedish Experience», *NBER Working Paper* 5332.
- [40] GLICK, R. ROGOFF, K. (1995): «Global Versus Country-speci-

fic Productivity Shocks and the Current Account», *Journal of Monetary Economics* 35, páginas 159-192.

[41] HAUG, A. A. (1996): «Tests for Cointegration: A Monte Carlo Comparison», *Journal of Econometrics* 71, páginas 89-115.

[42] JOHNSON, D. (1986): «Consumption, Permanent Income and Financial Wealth in Canada: Empirical Evidence on the Intertemporal Approach to the Current Account», *Canadian Journal of Economics* 29, páginas 189-206.

[43] KASA, K. (1994): «Finite Horizons and the Twin Deficits», *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review*, número 3, páginas 19-28.

[44] KEARNEY, C. y MONADJEMI, M. (1990): «Fiscal Policy and Current Account Performance: International Evidence on the Twin Deficits», *Journal of Macroeconomics* 56, páginas 197-220.

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

[46] MINISTERIO DE ECONOMIA Y HACIENDA (1995): *Base de Datos del MOISSES*, Dirección General de Planificación.

[47] MOLINAS, C., SEBASTIAN, M. y ZABALZA, A. (eds.) (1991): *La economía española: una perspectiva macroeconómica*, Antonio Bosh Editores e Instituto de Estudios Fiscales.

[48] NELSON, C. R. y PLOSSER, C. I. (1982): «Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series», *Journal of Monetary Economics* 10, páginas 139-162.

[49] NEWEY, W. K. y WEST, K. D. (1987): «A Simple, Positive Semi-definite, Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix», *Econometrica* 55, páginas 703-708.

[50] OBSTFELD, M. (1982): «Aggregate Spending and the Terms of Trade: Is there a Laursen-Metzler Effect?», *Quarterly Journal of Economics* 97, páginas 251-270.

[51] OBSTFELD, M. y ROGOFF, K. (1995): «The Intertemporal Approach to the Current Account», *Working Paper CIDER*, número C94-044, Center for International and Development Economics Research, University of California at Berkeley.

[52] OGAKI, M. y PARK, J. Y. (1989): «A Cointegration Approach to Estimating Preference Parameters», *Working Paper*, número 209, Rochester Center for Economic Research, University of Rochester, Rochester.

[53] OTTO, G. (1992): «Testing a Present-value Model of the Current Account: Evidence for the US and Canadian Time Series», *Journal of International Money and Finance* 11, páginas 414-430.

[54] PHILLIPS, P. C. B. (1994): «Some Exact Distribution Theory for Maximum Likelihood Estimators of Cointegrating Coefficients in Error Correction Models», *Econometrica* 62, páginas 73-93.

[55] RAYMOND, J. L. y GONZALEZ-PARAMO, J. M. (1987): «¿Son equivalentes deuda pública e impuestos? Teoría y evidencia», *Papeles de Economía Española*, número 33, páginas 365-393.

[56] RAZIN, A. (1995): «The Dynamic-Optimizing Approach to the Current Account: Theory and Evidence», en P. B. KENEN (ed.), *Understanding Interdependence. The Macroeconomics of the Open Economy*, Princeton University Press, páginas 169-198.

[57] ROSENSWEIG, J. A. y TALLMAN, E. W. (1993): «Fiscal Policy and Trade Adjustment: Are the Deficits Really Twins?», *Economic Inquiry* XXXI, páginas 580-594.

[58] SACHS, J. D. (1981): «The Current Account and Macroeconomics Adjustment in the 1970's», *Brookings Papers on Economic Activity*, páginas 201-268.

[59] SHEFFRIN, S. M. y WOO, W. T. (1990): «Testing and Optimizing Model of the Current Account Via the Consumption Function», *Journal of International Money and Finance* 9, páginas 220-233.

[60] SHIN, Y. (1994): «A Residual-Based Test of Null of Cointegration Against the Alternative of No Cointegration», *Econometric Theory* 10, páginas 91-115.

[61] STOCK, J. H. y WATSON, M. W. (1993): «A Simple Estimator of Cointegration Vectors in Higher Order Integrated Systems», *Econometrica* 61, páginas 783-820.

[62] SVENSSON, L. E. O. y RAZIN, A. (1983): «The Terms of Trade and the Current Account: The Harberger-Laursen-Metzler Effect», *Journal of Political Economy* 91, páginas 97-125.

[63] TALLMAN, E. W. y ROSENWEIG, J. A. (1991): «Investigating U.S. Government and Trade Deficits», *Federal Reserve Bank of Atlanta, Economic Review*, mayo-junio, páginas 1-11.

[64] ZIETZ, J. y PEMBERTON, D. K. (1990): «The US Budget and Trade Deficits: A Simultaneous Equation Model», *Southern Economic Journal*, abril, páginas 23-34.

ANEXO

**Definición y fuentes de los datos utilizados**

El presente estudio utiliza datos anuales de la economía española durante el período 1964-1994, procedentes de la Contabilidad Nacional y, en concreto, de las *Cuentas Financieras de la Economía Española* elaboradas por el Banco de España y del *Boletín Estadístico* del Banco de España en cinta magnética. Todas las variables nominales se han transformado en reales utilizando el deflactor del PIB. En el Cuadro A1 se especifican las fuentes concretas.

Todos los cálculos han sido efectuados con RATS, versiones 3.11 y 4.0 y Rootine, versión 1.21.

CUADRO A1

**DEFINICION Y FUENTE DE LAS VARIABLES**

- $z_t$ : Saldo de la balanza por cuenta corriente en términos reales.  
Fuente: MOLINAS, SEBASTIAN y ZABALZA (1991) y BANCO DE ESPAÑA (1991, 1992, 1993, 1994, 1995a).
- $G_t$ : Gasto público neto de intereses en términos reales.  
Fuente: ESTEVE, FERNANDEZ y TAMARIT (1993) y BANCO DE ESPAÑA (1991, 1992, 1993, 1994, 1995a).
- $rlp_t$ : Tipo de interés nominal a largo plazo. Desde 1964 a 1981, medido por el rendimiento interno de las obligaciones industriales (media ponderada).  
Fuente: BANCO DE ESPAÑA (1995b), cuadro 22.25, columna 14.  
De 1982 a 1994, medido por el rendimiento interno de la deuda pública del Estado con vencimiento a más de dos años.  
Fuente: BANCO DE ESPAÑA (1995b), cuadro 22.12, columna 10.
- $kpr_t$ : Stock de capital privado (productivo y residencial) en términos reales (base 1980).  
Fuente: MOLINAS, SEBASTIAN y ZABALZA (1991) y MINISTERIO DE ECONOMIA Y HACIENDA (1995).
- $ALP_t$ : Activos Líquidos en Manos del Público.  
Fuente: MOLINAS, SEBASTIAN y ZABALZA (1991) y BANCO DE ESPAÑA (1995b), cuadro 2.32, columna 1.
- $B_t$ : Stock de deuda pública de las AA PP en términos reales.  
Fuente: ESTEVE, FERNANDEZ y TAMARIT (1993) y BANCO DE ESPAÑA (1991, 1992, 1993, 1994, 1995a).
- $P_t$ : Deflactor del Producto Interior Bruto a coste de factores. Base 1980.  
Fuente: MOLINAS, SEBASTIAN y ZABALZA (1991) y BANCO DE ESPAÑA (1991, 1992, 1993, 1994, 1995a).
- $q_t$ : Índice de tipo de cambio efectivo real de la peseta frente a países desarrollados medido por precios al consumo, base 1980.  
Fuente: BANCO DE ESPAÑA (1995b), cuadro 19.23, columna 10.
- $w_t$ : Riqueza privada no humana (real y financiera) en términos reales ( $kpr_t + ALP_t/P_t$ ).
- $\pi_t$ : Tasa de inflación medida como variación del deflactor del PIB a coste de factores  $(P_t - P_{t-1})/P_{t-1}$ .
- $r_t$ : Tipo de interés real *ex-post* a largo plazo ( $rlp_t - \pi_t$ ).
- $y_t$ : Crecimiento real de la economía española, medido por el PIB a coste de los factores, base 1980.  
Fuente: MOLINAS, SEBASTIAN y ZABALZA (1991) y BANCO DE ESPAÑA (1991, 1992, 1993, 1994, 1995a).
- $y_t^*$ : Crecimiento real de la economía de los países industrializados, base 1980.  
Fuente: MINISTERIO DE ECONOMIA Y HACIENDA (1995).
- $\gamma_t \gamma_t^*$ : Diferencial de crecimiento real entre la economía española y los países industrializados.