

**UN MODELO INTERTEMPORAL DE TERMINACIÓN DE LA
BALANZA POR CUENTA CORRIENTE DE
LA ECONOMÍA ESPAÑOLA***

Mariam Camarero, Vicente Esteve y Cecilio R. Tamarit**

WP-EC 96-20

* La investigación se ha podido realizar gracias a la financiación de los proyectos del Plan Nacional de I+D, PB94-0955-CO2-01/02 y con el programa de ayudas a la investigación para 1995 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. Los autores agradecen las sugerencias de Alfred Haug.

** M. Camarero: Universitat Jaume I y Wharton School (University of Pennsylvania); V. Esteve: Universitat de València; C.R. Tamarit: Universitat de València y Wharton School (University of Pennsylvania).

**UN MODELO INTERTEMPORAL DE DETERMINACIÓN DE LA
BALANZA POR CUENTA CORRIENTE DE
LA ECONOMÍA ESPAÑOLA**

Mariam Camarero, Vicente Esteve y Cecilio T. Tamarit

RESUMEN

En este trabajo se aplica un modelo del tipo planteado en Blanchard (1985) 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. Este modelo es aplicado 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: cuenta corriente, enfoque intertemporal, cointegración.

Clasificación J.E.L.: F21, F32, F34, G15

ABSTRACT

In this paper a Blanchard (1985) type model has been applied to a small open economy to analyse the long-term behaviour of current account balance. It shows, under the assumptions of the model that the current account balance, net-of-government-debt wealth of households, the difference between the home and the foreign growth rates of real GDP, government spending, public debt, the real interest rate, and real exchange rate. This implication of the model is tested using Spanish data over the period 1964-1994. The model nests Ricardian Equivalence and a non-Ricardian alternative hypothesis.

KEY WORDS: current account, intertemporal approach, cointegration.

Editor: **Instituto Valenciano de
Investigaciones Económicas, S.A.**
Primera Edición Diciembre 1996.
ISBN: 84-482-1412-9
Depósito Legal: V-5154-1996
Impreso por Copistería Sanchis, S.L.,
Quart, 121-bajo, 46008-Valencia.
Impreso en España.

1. Introducción.

Durante la década de los ochenta se ha desarrollado la literatura teórica del enfoque intertemporal de determinación de la cuenta corriente, fundamentalmente en base a 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 producción¹.

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 Mundell-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 70 y 80, 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 años². 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 corriente³.

El principal objetivo de nuestro trabajo es tratar de explicar el comportamiento de la cuenta corriente de la economía española, en base a un enfoque intertemporal. El modelo propuesto del tipo del planteado en Blanchard

¹Obstfeld 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.

²Véase Obstfeld y Rogoff (1995) para más detalle.

³Véase Razin (1995) para más detalle.

(1985), se basa en los trabajos de Chen y Haug (1995), Ahmed (1987) y Evans (1990), y se analiza 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 la sección 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 comunmente 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".

Desde el punto de vista teórico, existen dos escuelas que analizan de distinta manera la posible relación entre déficit públicos y déficit

exteriores⁴.

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 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 y Razin (1992)] 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

⁴Desde 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), Rosensweig 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)).

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.

En la sección 3, utilizando el planteamiento teórico descrito en la sección 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 sucesivos apéndices se presentan las fuentes de los datos utilizados y una descripción detallada de su construcción, así como algunos de los procedimientos econométricos utilizados en el ejercicio empírico.

2. Modelo teórico.

En este epígrafe se presenta el modelo basado en Chen y Haug (1995) y en los trabajos de Blanchard (1985), Ahmed (1987) y Evans (1990) 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 epígrafe.

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_{nt} , y su consumo del bien extranjero, c_{ft} , con el objetivo de maximizar la siguiente función de utilidad:

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

donde para cada período se supone que la función de utilidad es separable y logarítmico-lineal, con $a_1 + a_2 = 1$ ⁵, siendo δ la tasa de preferencia temporal del consumidor.

El parámetro μ 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 finito⁶.

⁵En el modelo se utiliza un 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 y Razin (1992).

⁶Lo 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 μ 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.

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

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

donde y_t es la producción del bien nacional⁷, 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 ω_t representa los activos reales o riqueza privada no humana real (netos de los títulos de 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, $R_{i\tau}$ se escribe como:

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

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 expresión⁸:

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

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

Para más detalles, véase Blanchard (1985), Evans (1989), Evans (1993), Evans y Hasan (1994) y Frenkel y Razin (1992).

⁷Se supone que esta variable es exógena.

⁸Se supone que el gobierno no puede hacer uso de ingresos por señoreaje o apelación al banco central.

Sustituyendo la ecuación [4] en [2], esta última restricción presupuestaria se transforma en:

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

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 $\mu > 0$.

El consumidor representativo se enfrenta al problema de maximización de su función de utilidad [1] sujeta a la expresión [5], lo que determina las siguientes condiciones de primer orden:

$$\frac{a_1}{c_{h,t+\tau}} = \lambda (1+\delta)^{\tau} R_{i\tau} \quad [6a]$$

$$\frac{a_2}{c_{f,t+\tau}} = \lambda q_{t+\tau} (1+\delta)^{\tau} R_{i\tau} \quad [6b]$$

donde λ es el multiplicador de Lagrange.

Siguiendo a Evans (1988) y Chen y Haug (1995), a partir de estas condiciones de primer orden y de la restricción presupuestaria del consumidor, λ puede representarse como:

$$\frac{1}{\lambda} = \frac{\delta + \mu}{1 + \delta} \left[\omega_t + \sum_{\tau=0}^{\infty} (1-\mu)^{\tau} R_{i\tau} y_{t+\tau} - \sum_{\tau=0}^{\infty} (1-\mu)^{\tau} R_{i\tau} G_{t+\tau} + \mu \sum_{\tau=0}^{\infty} (1-\mu)^{\tau} R_{i\tau} B_{t+\tau} \right] \quad [7]$$

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 gobierno⁹. 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 como 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 fiscal¹⁰.

Bajo estas premisas, sustituyendo la expresión [7] y las condiciones de primer orden, [6a] y [6b] en la [8], Chen y Haug (1995) muestran que el saldo de la balanza por cuenta corriente de la nación se puede expresar como:

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

⁹Véase un modelo similar en Kasa (1994).

¹⁰Glick 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.

Con el objetivo de obtener las proposiciones contrastables del modelo, es posible reescribir primero [9] en la siguiente ecuación:

$$z_t = - \frac{\delta + \mu}{1 + \delta} \omega_t + \left[- \frac{1 - \mu}{1 + \delta} - \frac{\delta + \mu}{1 + \delta} \sum_{\tau=1}^{\infty} (1-\mu)^\tau R_{t,\tau} \exp\left(\sum_{i=1}^{\tau} \Delta \log y_{t+i}\right) \right] y_t - \left[\frac{1 - \mu}{1 + \delta} - \frac{\delta + \mu}{1 + \delta} \sum_{\tau=1}^{\infty} (1-\mu)^\tau R_{t,\tau} \exp\left(\sum_{i=1}^{\tau} \Delta \log G_{t+i}\right) \right] G_t - \mu \frac{\delta + \mu}{1 + \delta} \left[1 + \sum_{\tau=1}^{\infty} (1-\mu)^\tau R_{t,\tau} \exp\left(\sum_{i=1}^{\tau} \Delta \log B_{t+i}\right) \right] B_t \quad [10]$$

y después de reordenar [10], en segundo lugar, se llega a la expresión:

$$z_t = - \frac{\delta + \mu}{1 + \delta} \omega_t + \left\{ \frac{1 - \mu}{1 + \delta} - \frac{\delta + \mu}{1 + \delta} \sum_{\tau=1}^{\infty} \exp\left[\sum_{i=1}^{\tau} (\log(1-\mu) + \Delta \log y_{t+i} - \log(1+r_{t+i}))\right] \right\} y_t - \left\{ \frac{1 - \mu}{1 + \delta} - \frac{\delta + \mu}{1 + \delta} \sum_{\tau=1}^{\infty} \exp\left[\sum_{i=1}^{\tau} (\log(1-\mu) + \Delta \log G_{t+i} - \log(1+r_{t+i}))\right] \right\} G_t - \mu \frac{\delta + \mu}{1 + \delta} \left[1 + \sum_{\tau=1}^{\infty} \exp\left[\sum_{i=1}^{\tau} (\log(1-\mu) + \Delta \log B_{t+i} - \log(1+r_{t+i}))\right] \right] B_t \quad [11]$$

Para obtener una expresión directamente estimable, se procede a linealizar alrededor de su media los términos que en [11] aparecen entre corchetes, llegándose, tras simplificar, a la siguiente ecuación:

$$z_t = \psi_0 + \psi_1 \omega_t + \psi_2 y_t + \psi_3 G_t + \psi_4 B_t + \psi_5 r_t + \text{términos } I(0) + \varepsilon_t \quad [12]$$

donde en los "términos $I(0)$ " se incluyen los valores futuros de las variables $\Delta \log y_t = \log y_{t+1} - \log y_t$, $\Delta \log G_t = \log G_{t+1} - \log G_t$ y $\Delta \log B_t = \log B_{t+1} - \log B_t$, series que en la sección empírica son 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 [12]. 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 contrastar¹¹:

$$z_t = \psi_0 + \psi_1 \omega_t + \psi_2 y_t + \psi_3 G_t + \psi_4 B_t + \psi_5 r_t + \psi_6 u_t \quad [13]$$

donde u_t incluye tanto los componentes $I(0)$, como el término de error ϵ_t de la expresión [12].

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:

$$z_t = \psi_0 + \psi_1 \omega_t + \psi_2 (y_t - y_t^*) + \psi_3 G_t + \psi_4 B_t + \psi_5 r_t + \psi_6 q_t + u_t \quad [14]$$

La ecuación [14] indica que el saldo de la cuenta corriente puede ser explicado en función de seis variables¹²:

¹¹Se 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.

¹²El impacto detallado de cada una de estas variables (tanto analítico como gráfico) sobre el saldo de la cuenta corriente puede verse en Frenkel y Razin (1992).

- (1) La riqueza real del sector privado, ω_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) y, por último, por el tipo de cambio real, q_t .

En primer lugar, la expresión [14] implica que un aumento de la riqueza real privada, ω_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 extranjera¹³.

Por otra parte, en lo que respecta al stock de deuda pública, B_t , la ecuación [14] 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

¹³Véase Frenkel y Razin (1992) para más detalles.

de la cuenta corriente¹⁴. Específicamente, este parámetro implica que los déficit públicos provocan déficit por cuenta corriente, es decir, el fenómeno de "twin deficits"¹⁵. 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 déficit 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 y Razin (1992), 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"¹⁶. 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

¹⁴Véase Sheffrin y Woo (1990).

¹⁵Nótese que un cambio en el stock de deuda pública del gobierno, ΔG_t , es por definición igual al déficit público del gobierno (incluido los intereses de la deuda).

¹⁶Ladeo temporal o "consumption tilting" en la terminología de Campbell (1987) y Ghosh (1990).

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 sustitución¹⁷.

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:

$$z_t = z_t [\omega_t, (y_t - y_t^*), G_t, B_t, r_t, q_t] \quad [15]$$

- ± ? -/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.

¹⁷El mecanismo subyacente es el efecto Laursen-Metzler-Harberger, vía la variación de la relación real de intercambio. Frenkel y Razin (1992) 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 esta sección se estima la relación de largo plazo implícita en la expresión [14] y, en particular, se contrasta si el parámetro μ es igual o distinto de cero (o de manera equivalente si $\psi_4=0$). La implicación de la ecuación [14] derivada del modelo teórico descrito más arriba es que las variables z_t , ω_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 [14] se supone que todas las variables que forman parte de la relación de largo plazo son estacionarias en primeras diferencias o I(1). Para comprobarlo se utiliza una combinación de contrastes de estacionariedad. En primer lugar, los test de Phillips y Perron (1988) que corrigen de manera no paramétrica los contrastes estándar de Dickey y Fuller, y cuya hipótesis nula es que la variable tiene una raíz unitaria. En segundo lugar, puesto que estos contrastes tienen baja potencia¹⁸, el estudio de la estacionariedad se complementa con los test propuestos por Kwiatkowski et al. (1992)¹⁹, cuya hipótesis nula es la estacionariedad, es decir, la inversa de los test de raíces unitarias tipo Dickey-Fuller. Los resultados de ambos contrastes se presentan en el cuadro 1. En primer lugar, para ambos conjuntos de contrastes de estacionariedad se concluye que las variables ω_t , y_t , G_t , B_t , r_t y q_t son estacionarias en primeras diferencias, o I(1).

En segundo lugar, para la variable z_t , los test de KPSS muestran que en una primera aproximación se puede rechazar su estacionariedad en primeras diferencias al 10%. No obstante, el hecho de que esta variable muestre en su senda temporal posibles cambios en la media nos lleva a no extraer conclusiones definitivas sobre el orden de integrabilidad basándonos tan sólo en los contrastes de Phillips y Perron y KPSS. Como ha señalado Perron (1989, 1990), los cambios estructurales en series temporales hacen que este tipo de contrastes muestren problemas cuando existe una ruptura (instantánea o gradual) en algún punto de la muestra. Una vía alternativa para determinar el

¹⁸Véase al respecto los trabajos de Dejong et al. (1992) y Perron (1991).

¹⁹En adelante test KPSS.

CUADRO 1

TEST DE RAICES UNITARIAS Y ESTACIONARIEDAD^a
(1964-1994)

Variable	Phillips-Perron Test ^b			KPSS Test ^c ($l = 0$)	
	$Z(t_{\alpha}^-)$	$Z(t_{\alpha}^*)$	$Z(t_{\alpha}^+)$	η_{μ}	η_{τ}
z_t	-2.66	-2.53	-1.93	0.45*	0.13*
ω_t	-1.41	-1.32	6.45	3.02***	0.53***
y_t	-1.68	-1.09	4.99	2.95***	0.31***
$(y_t - y_t^*)$	-3.46*	-3.11**	2.99***	0.54**	0.18**
G_t	-2.29	1.36	7.38	3.07***	0.57***
B_t	-0.46	3.06	5.47	2.75***	0.68***
q_t	-2.22	-1.76	0.59	2.34***	0.14**
r_t	-2.19	-1.73	-1.48	0.94***	0.37***

NOTAS:

- Los signos (*), (**) y (***) representan un nivel de significatividad del 10%, 5% y del 1%, respectivamente.
- El test de Phillips y Perron se ha calculado utilizando el estimador de la varianza a largo plazo propuesto en Andrews (1991) y Andrews y Monahan (1992). Los valores críticos son tomados de Fuller (1976), tabla 8.5.2.

Valores críticos:

	10%	5%:	1%:
$Z(t_{\alpha}^-)$:	-3.24	-3.60	-4.38
$Z(t_{\alpha}^*)$:	-2.62	-3.00	-3.75
$Z(t_{\alpha}^+)$:	-1.60	-1.95	-2.66
η_{μ} :	0.347	0.463	0.739
η_{τ} :	0.119	0.146	0.216

orden de integrabilidad en estos casos se ha planteado en los trabajos de Zivot y Andrews (1992) y Perron y Vogelsang (1992a, 1992b), mediante la aplicación de un método en el que se endogeneiza la búsqueda del punto de ruptura de la serie (véase para más detalle el apéndice 2). Por último, para la variable $(y_t - y_t^*)$ los test de Phillips-Perron son contradictorios, puesto que indican simultáneamente que la variable puede ser $I(2)^{20}$ e $I(0)$. Perron (1989, 1990) ha señalado también que este resultado puede deberse a que los test de Phillips y Perron están sesgados al rechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria cuando las series presentan cambios en la media. También en este caso se utilizarán los test de raíces unitarias de Perron y Vogelsang (1992a, 1992b).

En el cuadro 2 se presentan los contrastes de raíces unitarias cuando existen cambios estructurales, con la hipótesis nula de raíz unitaria frente a la alternativa de estacionariedad con un cambio estructural en algún punto de la muestra no conocido, bajo dos modelos alternativos: a) cuando el cambio se supone gradual (Innovational Outlier Model o IOM); y b) cuando el cambio es instantáneo (Additive Outlier Model o AOM). En las dos últimas columnas aparecen las estimaciones del parámetro de raíz unitaria, $\hat{\alpha}$, y su respectivo estadístico $t_{\hat{\alpha}}$, en el que se contrasta si $\alpha=1$. La aplicación de los contrastes de raíz unitaria con cambios en la media de Perron y Vogelsang para el saldo de la cuenta corriente, z_t , indican que la hipótesis nula de raíz unitaria no puede ser rechazada al 1% de significatividad, por lo que esta serie sería $I(1)$. Para el caso de la variable $(y_t - y_t^*)$, el contraste indica que la hipótesis nula de raíz unitaria no puede ser rechazada al 5% de significatividad, por lo que la serie sería también $I(1)$.

Para estimar la relación de largo plazo implícita en [14] se ha utilizado el procedimiento de estimación de la relación de cointegración dinámica propuesto por Stock y Watson (1993), método que se conoce como la regresión DOLS²¹. En este procedimiento se añade a la regresión estándar de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) de Engle y Granger (1987) valores retardados y

²⁰Los resultados de los test para $I(2)$ vs. $I(1)$ no se presentan aquí, pero están disponibles previa petición a los autores.

²¹DOLS = Dynamic Ordinary Least Squares.

CUADRO 2
CONTRASTE DE RAICES UNITARIAS CON CAMBIO EN LA MEDIA
(1964-1994)

Serie	Modelo	T_b	k	$\hat{\mu}$	$\hat{\delta}$	$\hat{\theta}$	$\hat{\alpha}$	\hat{t}_{α}
Criterio de selección: t-sig (Kmax = 5)								
z_t	IOM	1987	2	-114.3 (2.46)	-303.7 (2.88)	-350.4 (1.56)	0.53	-4.99
$(y_t - y_t^*)$	AOM	1973	0	1.7 (3.17)	1.89 (2.85)		0.27	-4.72

NOTAS: Los estadísticos t entre paréntesis. Los valores críticos provienen de Perron y Vogelsang (1992a): para el modelo IOM, tabla 2 (10%: -4.56, 5%: -4.93, 1%: -5.58) y para el modelo AOM, tabla 1 (10%: -4.45, 5%: -4.76, 1%: -5.28). El modelo IOM recoge un cambio gradual en el nivel de la serie, mientras que el modelo AOM representa un cambio instantáneo en el nivel.

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.

Por otra parte, algunos de los contrastes utilizados frecuentemente para contrastar la cointegración tienen bajo poder en presencia de raíces persistentes²². Para solucionar este problema, Shin (1994) ha propuesto recientemente un nuevo contraste cuya hipótesis nula es la de cointegración. Se trata de la aplicación en dos etapas del test KPSS al caso de la cointegración de un conjunto de variables. Para la primera etapa, Shin (1994) propone estimar una ecuación dinámica de largo plazo que incluye los valores retardados y futuros de las variables explicativas, siguiendo el método DOLS, con o sin tendencia determinística (cointegración determinística o estocástica, respectivamente²³). En la segunda etapa del test de Shin, se trata de calcular el estadístico de Lagrange LM_{SHIN} de la misma manera que el test de raíces unitarias KPSS.

En el cuadro 3 se presentan los parámetros estimados obtenidos de la regresión DOLS de Stock y Watson (1993) para el caso de la cointegración determinística, así como el test de Shin asociado a los residuos de esta ecuación. Por un lado, el test estimado C_{τ} toma el valor de 0.109 lo que no permite rechazar la hipótesis nula de cointegración al 1%. Por otro lado, los residuos de la ecuación estimada muestran un buen comportamiento estadístico (véase gráfico 1) y el ajuste obtenido es aceptable (gráfico 2).

²²El 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).

²³Véase Ogaki y Park (1989) para una distinción entre cointegración determinística y estocástica. La regresión de cointegración incluye en un primer caso una constante, mientras que en el 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".

CUADRO 3

ESTIMACION DE LA RELACION DE COINTEGRACION ECUACION [14], (1964-1994)
METODO: DOLS DE STOCK Y WATSON^a:

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

Variable	Parámetro estimado	Estadístico t
Constante	2902	3.60
ω_t	-0.088	-3.49
$(y_t - y_t^*)$	-29.73	-2.56
G_t	1.28	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_{τ}^b : 0.109**		Test W_{OLS} : 25.64 ^c

NOTAS:

- El número de valores retardados y futuros, q , se selecciona de acuerdo con las simulaciones de Stock y Watson (1993) y es igual a $INT(T^{1/3})$, en nuestro caso, 3. La regresión de largo plazo incluye una tendencia lineal, t , por lo que se trata del caso de cointegración estocástica.
- Estadístico LM_{SHIN} para el caso de la cointegración estocástica. 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 $INT(T^{1/2})$, en nuestro caso 4. Los signos (*) y (**) representan un nivel de significatividad del 5% y del 1%, respectivamente. Los valores críticos son tomados de Shin (1994).
- El estadístico W_{OLS} es un test de Wald para contrastar que el parámetro $\mu=0$, y se distribuye como una χ^2 con un grado de libertad (valor crítico al 5%, 3.84).

Valores críticos:

	5%	1%
C_{τ} :	0.061	0.087

GRAFICO 1
Residuos de la ecuación [14]

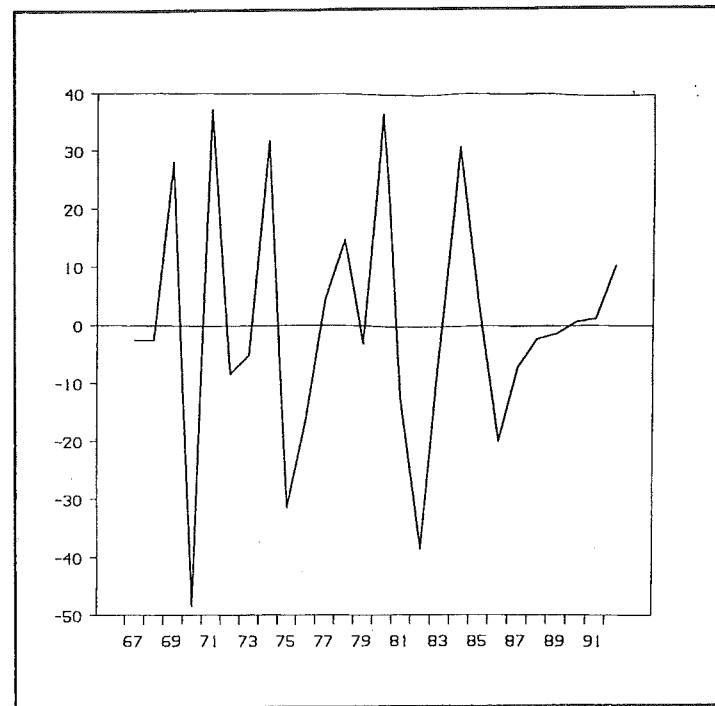
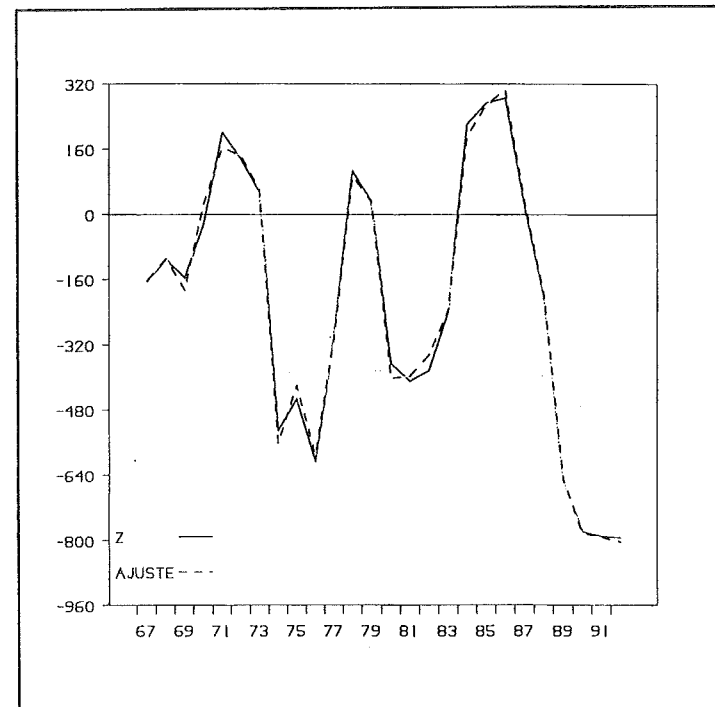


GRAFICO 2
Ajuste de la ecuación [14]



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.

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 futuro²⁴, 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 hoy²⁵.

Además, existe una relación negativa entre el déficit por cuenta corriente y el stock de deuda pública real. El método DOLS de Stock y Watson (1993) garantiza que los contrastes de hipótesis sobre los coeficientes del vector de cointegración estimados en la ecuación [14] puedan ser contruados utilizando test de Wald modificados²⁶, que se distribuyen asintóticamente como una χ^2_r , siendo r el número de restricciones. Si imponemos la restricción de que $\psi_4 = 0$ en la ecuación [14], el estadístico W_{OLS} estimado toma el valor de 25.64, lo que permite rechazar esta hipótesis y, por lo tanto, implica que $\mu \neq 0$. Este resultado descarta el cumplimiento del teorema de equivalencia ricardiana e implica la aceptación de la hipótesis de "twin deficits" para la

²⁴La tasa de preferencia temporal de los consumidores es menor que el tipo de interés real. Véase Frenkel y Razin (1992) para más detalle.

²⁵El análisis de los efectos de las variaciones transitorias (actuales o futuras) de los niveles de gasto público se rige por principios similares. Véase Frenkel y Razin (1992) para más detalles.

²⁶Para más detalles, véase Stock y Watson (1993).

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. De este modo, 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 un modelo intertemporal para la determinación del saldo de la balanza por cuenta corriente del tipo planteado en Blanchard (1985). 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.

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 déficit 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 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 español²⁷.

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.

Por último, el rechazo del teorema de equivalencia ricardiana implica 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, se presenta así como uno de los principales factores para corregir los déficit por cuenta corriente, aunque está 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.

²⁷Raymond y González-Páramo (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.

Apéndice 1. Los datos.

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.

- z_t : Saldo de la balanza por cuenta corriente en términos reales. Fuente: Molinas, Sebastián y Zabalza (1991) y Banco de España (1991, 1992, 1993, 1994, 1995a).
- G_t : Gasto público neto de intereses en términos reales. Fuente: Esteve, Fernández 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, Sebastián y Zabalza (1991) y Ministerio de Economía y Hacienda (1995).
- ALP_t : Activos Líquidos en Manos del Público. Fuente: Molinas, Sebastián 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, Fernández 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, Sebastián 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 ($kpr_t + ALP_t/P_t$).

- π_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, Sebastián 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 Economía y Hacienda (1995).
- $y_t - y_t^*$: Diferencial de crecimiento real entre la economía española y los países industrializados.

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

Apéndice 2. Test de raíces unitarias con cambios en la media de Perron y Vogelsang (1992).

Según el estudio seminal de Nelson y Plosser (1982), la mayor parte de las variables macroeconómicas siguen un proceso temporal caracterizado por la existencia de una raíz unitaria. La principal implicación de estos resultados es que los shocks aleatorios tienen efectos de carácter permanente y que las fluctuaciones son no transitorias. Perron (1989, 1990) y Zivot y Andrews (1992) han sugerido que esta evidencia se puede deber a la presencia de importantes cambios estructurales en la tendencia de las series. Su enfoque se basa en el contraste del número de raíces unitarias incluyendo la posibilidad de que haya un cambio estructural conocido en la función tendencial de la serie $\{y_t\}$. Este enfoque está basado en la metodología del análisis de intervención de Box y Tiao (1975).

Perron y Vogelsang (1992a, 1992b) extienden este enfoque al caso de variables sin tendencia en niveles con un cambio estructural en su media no conocido *a priori*, que se manifiesta en el momento temporal, T_b , con $1 < T_b < T$, donde T es el tamaño de la muestra. Perron y Vogelsang (1992a, 1992b) consideran dos modelos diferentes:

a) Additive Outlier Model (AOM).

En el primer modelo, se supone que el cambio en el nivel de la serie $\{y_t\}$ ocurre instantáneamente. En este caso, bajo la hipótesis nula de raíz unitaria, el modelo puede ser parametrizado como:

$$y_t = \delta D(TB)_t + y_{t-1} + \omega_t, \quad t = 2, \dots, T, \quad [A.2.1]$$

donde $D(TB)_t = 1$ si $t = T_b + 1$, y 0 en caso contrario.

Mientras que la hipótesis alternativa de que la serie no contiene una raíz unitaria viene dada por la expresión:

$$y_t = c + \delta DU_t + v_t, \quad t = 2, \dots, T, \quad [A.2.2]$$

donde $DU_t = 1$ si $t > T_b$, y 0 en caso contrario.

En este caso, el contraste se realiza en dos etapas. Así, en la primera etapa, la parte determinística de la variable se estima y elimina de la serie original a través de la siguiente regresión:

$$y_t = \mu + \delta DU_t + \tilde{y}_t, \quad t = 1, \dots, T, \quad [A.2.3]$$

El test de raíz unitaria está basado en el valor del estadístico t para contrastar que la suma de los coeficientes autorregresivos es igual a uno ($\alpha=1$) en la siguiente expresión:

$$\tilde{y}_t = \sum_{i=0}^k \omega_i D(TB)_{t-i} + \alpha \tilde{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta \tilde{y}_{t-i} + e_t, \quad t = k+2, \dots, T, \quad [A.2.4]$$

b) Innovational Outlier Model (IOM).

En el segundo modelo se supone que el cambio estructural afecta al nivel de la serie $\{y_t\}$ gradualmente, es decir, hay un período de "transición".

En este caso, la hipótesis nula de existencia de un raíz unitaria se puede representar como:

$$y_t = y_{t-1} + \psi(L)(e_t + \theta D(TB)_t), \quad t = 2, \dots, T, \quad [A.2.5]$$

donde $\psi(L) = A^*(L)^{-1}B(L)$.

Mientras que, bajo la hipótesis alternativa de estacionariedad, su forma sería:

$$y_t = a + \phi(L)(e_t + \delta DU_t), \quad t = 2, \dots, T, \quad [A.2.6]$$

donde $\phi(L) = A(L)^{-1}B(L)$.

En este caso, el test puede realizarse en una sola etapa, tal y como aparece en el trabajo de Said y Dickey (1984), contrastando por Mínimos Cuadrados Ordinarios si $\alpha=1$ en un modelo AR de orden finito como el siguiente:

$$y_t = \mu + \delta DU_t + \theta D(TB)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad [A.2.7]$$

donde bajo la hipótesis de raíz unitaria, α es igual a 1, lo que implica que $\delta = 0$.

c) Procedimientos para seleccionar T_b y k .

En ambos casos, el estadístico t_α depende de los dos parámetros no conocidos *a priori*: el punto de ruptura, T_b , y el valor del retardo k . Para seleccionar ambos parámetros se utiliza el método propuesto por Zivot y Andrews (1992), Perron y Vogelsang (1992a, 1992b) y Perron (1994), método que endogeneiza la elección de T_b . Formalmente, para contrastar la raíz unitaria se computa el estadístico $t_{\alpha}^i(\lambda)$, donde $i = AOM, IOM$. Estos estadísticos dependen de la ubicación del punto de ruptura $\lambda = T_b/T$, donde T es el tamaño de la muestra. Utilizando dichos estadísticos se elige el que minimiza el valor del estadístico t para contrastar que $\alpha=1$. En concreto, se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria dada por las expresiones [A.2.1] y [A.2.5] si:

$$\inf_{\lambda \in \Lambda} t_{\alpha}^i(\lambda) < \kappa_{\inf, \alpha}^i, \quad i = AOM, IOM \quad [A.2.8]$$

donde $\kappa_{\inf, \alpha}^i$ representa los valores críticos de la distribución asintótica de $\inf_{\lambda \in \Lambda} t_{\alpha}^i(\lambda)$ dada por Zivot y Andrews (1992), para una fracción de ruptura $\lambda = T_b/T$, cuyo rango varía entre $J = 2/T$ y $j = (T-1)/T$ (este rango corresponde a una valor de $\Lambda = [0.06, 0.96]$ para $T=31$) y para un nivel de significatividad α .

En segundo lugar, Zivot y Andrews (1992) determinan el valor del número de retardos k utilizando el método propuesto inicialmente por Perron (1989), y recomendado posteriormente por Perron y Vogelsang (1992a, 1992b) y Perron (1994). Este método consiste en fijar a priori un valor máximo de $k=k_{max}$ y elegir el primer valor de k tal que el estadístico t del coeficiente asociado con el último retardo de la autorregresión estimada sea significativo. De acuerdo con Perron (1994), el procedimiento selecciona el valor de k (dado k^*), siempre que el coeficiente en el último retardo de la autorregresión de orden k^* sea significativo, y siempre que el último coeficiente de la autocorrelación de orden mayor que k^* sea no significativo. Este procedimiento se repite hasta el orden máximo de k , k_{max} , elegido a priori.

Referencias bibliográficas.-

- Abell, J.D. (1990): "Twin deficits during the 1980s: An empirical investigation", *Journal of Macroeconomics* 12, pp. 81-96.
- Ahmed, S. (1987): "Government spending, the balance trade and the terms of trade in British history", *Journal of Monetary Economics* 20, pp. 195-220.
- Andrews, D.W.K. (1991): "Heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix estimation", *Econometrica* 59, pp. 817-858.
- Andrews, D.W.K. y Monahan, J.C. (1992): "An Improved Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimator", *Econometrica* 60, pp. 953-966.
- Arora, H.K. y Dua, P. (1993): "Budget Deficits, Domestic Investment and Trade Deficits", *Contemporary Policy Issues* XI, pp. 29-42.
- Aschauer, D.A. (1985): "Fiscal policy and aggregate demand", *American Economic Review* 75, pp. 117-127.
- Bahmani-Oskooee, M. (1989): "Effects of the US Government Budget on its Current Account: An Empirical Inquiry", *Quarterly Review of Economics and Business*, winter, pp. 76-91.
- Banco de España (1991): *Cuentas Financieras de la Economía Española (1981-1990)*, Madrid.
- Banco de España (1992): *Cuentas Financieras de la Economía Española (1982-1991)*, Madrid.
- Banco de España (1993): *Cuentas Financieras de la Economía Española (1983-1992)*, Madrid.
- Banco de España (1994): *Cuentas Financieras de la Economía Española (1984-1993)*, Madrid.
- Banco de España (1995a): *Cuentas Financieras de la Economía Española (1985-1994)*, Madrid.
- Banco de España (1995b): *Boletín Estadístico*, Series históricas en cinta magnética, enero.
- Barro, R.J. (1974): "Are government bonds net wealth?", *Journal of Political Economy* 83, pp. 1095-1117.
- Bernheim, B.D. (1990): "Budget deficits and the balance of trade" en L. Summers (ed.): *Tax policy and the economy*, M.I.T. Press, Cambridge.
- Beyaert, A., García, J. y Pérez, G. (1994): "Consumo intertemporal y balanza por cuenta corriente en la economía española", *Revista Española de Economía*, Vol. 11, núm. 1, pp. 28-47.
- Blanchard, O.J. (1985): "Debt, Deficits, and Finite Horizons", *Journal of Political Economy* 93, pp. 223-247.
- Box, G.E.P. Tiao, G.C. (1975): "Intervention Analysis with Applications to Economic and Environmental Problems", *Journal of the American Statistical Association* 70, pp. 70-79.
- Buiter, W.H. (1981): "Time preference and international lending and borrowing in an overlapping-generations model", *Journal of Political Economy* 89, pp. 769-797.
- Campbell, J. (1987): "Does saving anticipate declining labor income? An alternative test of the Permanent Income Hypothesis", *Econometrica* 55, pp. 1249-1273.
- Chen, B. y Haug, A. (1995): "The Twin Deficits: Empirical Evidence for Canada", *Working Paper*, Department of Economics, York University, Toronto.
- Darrat, A.F. (1988): "Have Large Budget Deficits Caused Rising Trade Deficits", *Southern Economic Journal* 54, pp. 879-887.

- DeJong,D.N.J., Nankervis,J.C., Savin,N.E. y Whiteman,C.H. (1992): "Integration versus trend stationary in time series", *Econometrica* 60, pp. 423-433.
- Dewald,W. y Ulan,M. (1990): "The Twin-Deficit Illusion", *Cato Journal*, Winter, pp. 689-707.
- Dolado,J.J. y Viñals,J. (1992): "El déficit exterior español: sostenibilidad y objetivos en el proceso de transición a la U.E.M.", *Papeles de Economía Española*, núm. 52/53, pp. 332-352.
- Engle,R.F. y Granger,C.W. (1987): "Cointegration and error correction: representation, estimation and testing", *Econometrica* 55, pp. 251-276.
- Esteve,V., Fernández,J.I. y Tamarit,C.R. (1993): "La Restricción Presupuestaria Intertemporal del Gobierno y el déficit público en España", *Investigaciones Económicas*, Vol. XVII, núm.1, pp. 119-142.
- Evans,P. (1988): "Are consumers Ricardian? Evidence for the United States", *Journal of Political Economy* 96, pp. 983-1004.
- Evans,P. (1990): "Do Budget Deficits Affect the Current Account?", *Working Paper*, Department of Economics, Ohio State University.
- Evans,P. (1993): "Consumers are not ricardian: evidence from nineteen countries", *Economic Inquiry* 31, pp. 534-548.
- Evans,P. y Hasan,I. (1994): "Are Consumers Ricardian? Evidence for Canada", *The Quarterly Review of Economics and Finance* 34, pp. 25-40.
- Frenkel,J.A. y Razin,A. (1992): *Fiscal policies and the world economy*, MIT Press, Cambridge, second edition.
- Fuller,W.A. (1976): *Introduction to Statistical Time Series*, John Wiley & Sons, New York.
- Ghosh,A. (1990): "International Capital Mobility and Optimal Current Account Behaviour: An Empirical Investigation", *Discussion Paper* no. 50, Department of Economics, Princeton University.
- Glick,R. y Rogoff,K. (1995): "Global versus country-specific productivity shocks and the current account", *Journal of Monetary Economics* 35, pp. 159-192.
- Haug,A.A. (1996): "Tests for Cointegration: A Monte Carlo Comparison", *Journal of Econometrics* 71, pp. 89-115.
- Kasa,K. (1994): "Finite Horizons and the Twin Deficits", *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review*, No. 3, pp. 19-28.
- Kearney,C. y Monadjemi,M. (1990): "Fiscal Policy and Current Account Performance: International Evidence on the Twin Deficits", *Journal of Macroeconomics* 56, pp. 197-220.
- Kwiatkowski,D., Phillips,P.C.B., Schmidt,P. y Shin,Y. (1992): "Testing the null of stationary against the alternative of a unit root", *Journal of Econometrics* 54, pp. 159-178.
- Miller,S.M. y Russek,F.S. (1989): "Are the deficits really related?", *Contemporary Policy Issues* 7, pp. 91-115.
- Ministerio de Economía y Hacienda (1995): *Base de Datos del MOISSES*, Dirección General de Planificación.
- Molinas,C., Sebastián,M. y Zabalza,A. (eds.) (1991): *La economía española: una perspectiva macroeconómica*, Antonio Bosh Editores e Instituto de Estudios Fiscales.
- Nelson,C.R. y Plosser,C.I. (1982): "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series", *Journal of Monetary Economics* 10, pp. 139-162.
- Newey,W.K. y West,K.D. (1987): "A simple, positive semi-definite, heteroscedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix",

- Econometrica* 55, pp. 703-708.
- Obstfeld, M. (1982): "Aggregate spending and the terms of trade: Is there a Laursen-Metsler effect?", *Quarterly Journal of Economics* 97, pp. 251-270.
- Obstfeld, M. y Rogoff, K. (1995): "The Intertemporal Approach to the Current Account", *Working Paper CIDER* No. C94-044, Center for International and Development Economics Research, University of California at Berkeley.
- Ogaki, M. y Park, J.Y. (1989): "A Cointegration Approach to Estimating Preference Parameters", *Working Paper* No. 209, Rochester Center for Economic Research, University of Rochester, Rochester.
- Perron, P. (1989): "The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis", *Econometrica* 57, pp. 1346-1401.
- Perron, P. (1990): "Testing for a Unit Root in a Time Series With a Changing Mean", *Journal of Business and Economic Statistics* 8, pp. 153-162.
- Perron, P. (1991): "Test Consistency with Varying Sampling Frequency", *Econometric Theory* 7, pp. 341-368.
- Perron, P. (1994): "Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables", *Working Paper* No. 2594, C.R.D.E., Université de Montréal, Canadá.
- Perron, P. y Vogelsang, T.J. (1992a): "Nonstationary and Level Shifts With an Application to Purchasing Power Parity", *Journal of Business and Economic Statistics* 10, pp. 301-320.
- Perron, P. y Vogelsang, T.J. (1992b): "Testing for a Unit Root in a Time Series With a Changing Mean: Corrections and Extensions", *Journal of Business and Economic Statistics* 10, pp. 467-470.
- Phillips, P.C.B. (1994): "Some Exact Distribution Theory for Maximum Likelihood Estimators of Cointegrating Coefficients in Error Correction Models", *Econometrica* 62, pp. 73-93.
- Phillips, P.C.B. y Perron, P. (1988): "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika* 75, pp. 335-346.
- Raymond, J.L. y González-Páramo, J.M. (1987): "Son equivalentes deuda pública e impuestos? Teoría y evidencia", *Papeles de Economía Española*, núm. 33, pp. 365-393.
- 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, pp. 169-198.
- Rosensweig, J.A. y Tallman, E.W. (1993): "Fiscal Policy and Trade Adjustment: Are the Deficits Really Twins?", *Economic Inquiry* XXXI, pp. 580-594.
- Sachs, J.D. (1981): "The current account and macroeconomics adjustment in the 1970's", *Brookings Papers on Economic Activity*, pp. 201-268.
- Sheffrin, S.M. y Woo, W.T. (1990): "Testing an optimizing model of the current account via the consumption function", *Journal of International Money and Finance* 9, pp. 220-233.
- Shin, Y. (1994): "A Residual-Based Test of Null of Cointegration Against the Alternative of No Cointegration", *Econometric Theory* 10, pp. 91-115.
- Stock, J.H. y Watson, M.W. (1993): "A Simple Estimator of Cointegration Vectors in Higher Order Integrated Systems", *Econometrica* 61, pp. 783-820.
- 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, pp. 97-125.
- Tallman, E.W. y Rosenweig, J.A. (1991): "Investigating U.S. Government and Trade Deficits", Federal Reserve Bank of Atlanta, *Economic Review*, May/June, pp. 1-11.

Zietz, J. y Pemberton, D.K. (1990): "The U.S. Budget and Trade Deficits: A Simultaneous Equation Model", *Southern Economic Journal*, April, pp. 23-34.

Zivot, E. y Andrews, D.W.K. (1992): "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis", *Journal of Business and Economic Statistics* 10, pp. 251-270.

DOCUMENTOS PUBLICADOS*

- WP-EC 93-01 "Efectos de la Innovación Financiera sobre la Inversión: El Caso del Leasing Financiero"
M.A. Díaz. Junio 1993.
- WP-EC 93-02 "El problema de la Planificación Hidrológica: Una Aplicación al Caso Español"
A. González, S.J. Rubio. Junio 1993.
- WP-EC 93-03 "La Estructura de Dependencia del Precio de las Acciones en la Identificación de Grupos Estratégicos: Aplicación al Sector Bancario Español"
J.C. Gómez Sala, J. Marhuenda, F. Más. Noviembre 1993.
- WP-EC 93-04 "Dotaciones del Capital Público y su Distribución Regional en España"
M. Mas, F. Pérez, E. Uriel. Noviembre 1993.
- WP-EC 93-05 "Disparidades Regionales y Convergencia en las CC.AA. Españolas"
M. Mas, J. Maudos, F. Pérez, E. Uriel. Noviembre 1993.
- WP-EC 93-06 "Bank Regulation and Capital Augmentations in Spain"
S. Carbó. Diciembre 1993.
- WP-EC 93-07 "Transmission of Information Between Stock Markets"
A. Peiró, J. Quesada, E. Uriel. Diciembre 1993.
- WP-EC 93-08 "Capital Público y Productividad de la Economía Española"
M. Mas, J. Maudos, F. Pérez, E. Uriel. Diciembre 1993.
- WP-EC 93-09 "La Productividad del Sistema Bancario Español (1986-1992)"
J.M. Pastor, F. Pérez. Diciembre 1993.
- WP-EC 93-10 "Movimientos Estacionales en el Mercado de Acciones Español"
A. Peiró. Diciembre 1993.
- WP-EC 93-11 "Thresholds Effects, Public Capital and the Growth of the United States"
J. García Montalvo. Diciembre 1993.
- WP-EC 94-01 "International Migration Flows: The Case of Spain"
P. Antolín. Febrero 1994.
- WP-EC 94-02 "Interest Rate, Expectations and the Credibility of the Bank of Spain"
F.J. Goerlich, J. Maudos, J. Quesada. Marzo 1994.
- WP-EC 94-03 "Macromagnitudes Básicas a Nivel Sectorial de la Industria Española: Series Históricas"
F.J. Goerlich, V. Orts, S. García. Mayo 1994.
- WP-EC 94-04 "Job Search Behaviour"
P. Antolín. Mayo 1994.
- WP-EC 94-05 "Unemployment Flows and Vacancies in Spain"
P. Antolín. Mayo 1994.

*Para obtener una lista de documentos de trabajo anteriores a 1993, por favor, póngase en contacto con el departamento de publicaciones del IVIE.

- WP-EC 94-06 "Paro y Formación Profesional: Un Análisis de los Datos de la Encuesta de Población Activa"
C. García Serrano, L. Toharia. Mayo 1994.
- WP-EC 94-07 "Determinantes de la Dinámica de la Productividad de los Bancos y Cajas de Ahorro Españolas"
J.M. Pastor. Junio 1994.
- WP-EC 94-08 "Estimación Regionalizada del Stock de Capital Privado (1964-1989)"
F.J. Escribá, V. Calabuig, J. de Castro, J.R. Ruiz. Junio 1994.
- WP-EC 94-09 "Capital Público y Eficiencia Productiva Regional (1964-1989)"
M. Mas, J. Maudos, F. Pérez, E. Uriel. Julio 1994.
- WP-EC 94-10 "Can the Previous Year Unemployment Rate Affect Productivity? A DPD Contrast"
R. Sánchez. Septiembre 1994.
- WP-EC 94-11 "Comparing Cointegration Regression Estimators: Some Additional Monte Carlo Results"
J. García Montalvo. Septiembre 1994.
- WP-EC 94-12 "Factores Determinantes de la Innovación en las Empresas de la Comunidad Valenciana"
M. Gumbau. Septiembre 1994.
- WP-EC 94-13 "Competencia Imperfecta y Discriminación de Precios en los Mercados de Exportación. El Caso del Sector de Pavimentos Cerámicos"
J. Balaguer. Noviembre 1994.
- WP-EC 94-14 "Utilidad Expandida Estado Dependiente: Algunas Aplicaciones"
R.J. Sirvent, J. Tomás. Noviembre 1994.
- WP-EC 94-15 "El Efecto de las Nuevas Tecnologías de Transacción en la Demanda de Dinero en España"
J. Maudos. Noviembre 1994.
- WP-EC 94-16 "Desajustes en los Tipos de Cambio e 'Hysteresis' en los Flujos Comerciales: Las Exportaciones Españolas a EE.UU."
J. de Castro, V. Orts, J.J. Sempere. Diciembre 1994.
- WP-EC 94-17 "Stock Prices and Macroeconomic Factors: Evidence from European Countries"
A. Peiró. Diciembre 1994.
- WP-EC 95-01 "Margen Precio-Coste Marginal y Economías de Escala en la Industria Española: 1964-1989"
F.J. Goerlich, V. Orts. Abril 1995.
- WP-EC 95-02 "Temporal Links Between Price Indices of Stock Markets with Overlapping Business Hours"
A. Peiró, J. Quesada, E. Uriel. Abril 1995.
- WP-EC 95-03 "Competitive and Predatory Multi-Plant Location Decisions"
A. García Gallego, N. Georgantzis. Abril 1995.
- WP-EC 95-04 "Multiproduct Activity and Competition Policy: The Tetra Pack Case"
A. García Gallego, N. Georgantzis. Junio 1995.
- WP-EC 95-05 "Estudio Empírico de la Solvencia Empresarial en Comunidad Valenciana"
J.L. Gandía, J. López, R. Molina. Junio 1995.
- WP-EC 95-06 "El Método Generalizado de los Momentos"
A. Denia, I. Mauleón. Junio 1995.
- WP-EC 95-07 "Determinación de una Tipología de Hogares en el Marco de una Matriz de Contabilidad Social"
M.L. Moltó, S. Murgui, E. Uriel. Junio 1995.

- WP-EC 95-08 "Relaciones Rentabilidad-Riesgo en Futuros Sobre Deuda a Largo Plazo"
R.M. Ayela. Junio 1995.
- WP-EC 95-09 "Eficiencia, Cambio Productivo y Cambio Técnico en los Bancos y Cajas de Ahorros Españolas: Un Análisis Frontera no Paramétrico"
J.M. Pastor. Junio 1995.
- WP-EC 95-10 "Infrastructures and Productivity in the Spanish Regions"
M. Mas, J. Maudos, F. Pérez, E. Uriel. Octubre 1995.
- WP-EC 95-11 "Macroeconomic Performance of Sixteen Ibero-American Countries over the Period 1980-1991"
C.A. Knox Lowell, J.T. Pastor. Octubre 1995.
- WP-EC 95-12 "Determinantes de la Demanda de Educación en España"
P. Beneito, J. Ferri, M^a. Moltó, E. Uriel. Octubre 1995.
- WP-EC 95-13 "GMM Estimation of Count Panel Data Models with Fixed Effects and Predetermined Instruments"
J. García Montalvo. Noviembre 1995.
- WP-EC 95-14 "Prestación de Servicios Bancarios en las Cajas de Ahorros Españolas: Cajeros Automáticos *Versus* Oficinas"
J. Maudos, J.M. Pastor. Noviembre 1995.
- WP-EC 95-15 "Unemployment Determinants for Women in Spain"
N. Lázaro, M.L. Moltó, R. Sánchez. Noviembre 1995.
- WP-EC 95-16 "Indicadores de Capital Humano y Productividad"
L. Serrano Martínez. Noviembre 1995.
- WP-EC 95-17 "Strategic Consumer Location in Spatial Competition Models"
M.A. García Gallego, N. Georgantzis, V. Orts Rios. Noviembre 1995.
- WP-EC 95-18 "Efficiency Analysis in Banking Firms: An International Comparison"
J.M. Pastor, F. Pérez, J. Quesada. Noviembre 1995.
- WP-EC 95-19 "Análisis de Cointegración en la Estructura Temporal de los Tipos de Interés de la Deuda Pública"
P. Rico Belda. Diciembre 1995.
- WP-EC 95-20 "Transition Probabilities to Employment and Non-Participation"
P. Antolín Nicolás. Diciembre 1995.
- WP-EC 96-01 "Determinantes de la Estructura Temporal de los Tipos de Interés de la Deuda Pública"
P. Rico. Febrero 1996.
- WP-EC 96-02 "Una Estimación Econométrica del Stock de Capital de la Economía Española"
A. Denia, A. Gallego, I. Mauleón. Febrero 1996.
- WP-EC 96-03 "La Propiedad de Simetría en los Rendimientos Financieros Diarios Españoles"
A. Peiró. Febrero 1996.
- WP-EC 96-04 "A Note about Effort, Wages, and Unemployment"
M. D. Alepuz, M. A. Diaz, R. Sánchez. Abril 1996.
- WP-EC 96-05 "Efectos Macroeconómicos de una Sustitución de un Específico por IVA Bajo Competencia Imperfecta. Una Aproximación."
R. Torregrosa. Abril 1996.

"Technical Progress in Spanish Banking: 1985-1994"
J. Maudos, J. M. Pastor, J. Quesada. Abril 1996.

"Long-Run Groundwater Reserves Under Uncertainty"
S. Rubio, J. Castro. Abril 1996.

"Dimensión Regional de la Innovación Tecnológica"
M. Gumbau. Abril 1996.

"Growth and Population Aging: The Spanish Case"
J. García Montalvo, J. Quesada. Julio 1996.

"Eficiencia Productiva Sectorial en las Regiones Españolas: Una Aproximación Frontera"
M. Gumbau, J. Maudos. Septiembre 1996.

"Desajuste Educativo y Formación Laboral Especializada: Efectos Sobre los Rendimientos Salariales"
P. Beneito, J. Ferri, M.L. Moltó, E. Uriel. Septiembre 1996.

"Market Structure and Performance in Spanish Banking Using a Direct Measure of Efficiency"
J. Maudos. Septiembre 1996.

"Estudio de las Relaciones Entre el Contrato de Futuro sobre IBEX-35 y su Activo Subyacente"
F. J. Climent, A. Pardo. Octubre 1996.

"Job Search: Intensity and Reservation Wage in the Spanish Labour Market"
J. M. Blanco, A. Picazo. Octubre 1996.

"Target Setting: An Application to the Branch Network of Caja de Ahorros del Mediterraneo"
C.A. Knox Lovell, J. T. Pastor. Octubre 1996.

"Financing a Nationalized Monopoly: Coase's Versus Hotelling-Lerner's Solution"
R. Torregrosa. Diciembre 1996.

"Atracción de Centros Comerciales: Una Ampliación del Modelo de Huff"
F. Más Ruiz. Diciembre 1996.

"Valoración Crediticia de la Deuda de las Comunidades Autónomas Españolas: Una Aplicación del Análisis Discriminante"
J. Auriolles, A. Pajuelo, R. Velasco. Diciembre 1996.

"Financiación de las PYMES en la Comunidad Valenciana: Estudio Emprfrico"
J. López. Diciembre 1996.

"Un modelo intertemporal de determinación de la balanza por cuenta corriente de la economía española"
M. Camarero, V. Esteve, C. Tamarit. Diciembre 1996.

"Política de precios y reajustes en los márgenes de beneficio. El comportamiento de los exportadores españoles de automóviles"
J. Balaguer, V. Orts, E. Uriel. Diciembre 1996.