

SOSTENIBILIDAD DE LA CUENTA CORRIENTE:
CAMBIO ESTRUCTURAL Y RAÍCES UNITARIAS

*CURRENT ACCOUNT SUSTAINABILITY:
STRUCTURAL CHANGE AND UNIT ROOT TESTS*

Vicente Donoso Donoso
Universidad Complutense e ICEI
vdonoso@ccee.ucm.es

Víctor Martín Barroso
Universidad Rey Juan Carlos I e ICEI
victor.martin@urjc.es

Recibido: julio de 2011; junio de 2012

RESUMEN

La existencia de elevados y persistentes déficits exteriores en un conjunto amplio de países desarrollados a lo largo de las últimas décadas, ha incentivado la aparición de diversos estudios que analizan su sostenibilidad. Una parte importante de estos estudios se instrumenta mediante la aplicación de los denominados tests de raíces unitarias. El presente trabajo tiene por objeto utilizar los citados tests, tomando como referencia el caso español, para contrastar si los déficits en el largo plazo son sostenibles o no, permitiendo la presencia de cambio estructural en la tendencia estocástica de la serie de saldo por cuenta corriente, así como en su orden de integración. Asimismo, se contempla la posibilidad de que el saldo tenga un comportamiento no lineal. Sobre la base de esta metodología, se muestra que, a lo largo del periodo considerado (1975-2010), la evidencia es contraria a la hipótesis de sostenibilidad del déficit exterior español, a partir de la introducción del euro. La metodología empleada en el trabajo es fácilmente extrapolable al estudio de la sostenibilidad exterior de economías, que presentan déficits exteriores persistentes como Grecia, Portugal o los Estados Unidos.

Palabras clave: Déficit exterior; Sostenibilidad; Tests de raíces unitarias; Cambio estructural; Modelos no-lineales.

ABSTRACT

High and persistent current account deficits in developed countries have long been the focus of research in economics. Many researchers who study current account sustainability use conventional unit root tests to investigate the mean reverting behaviour of the current account. In this paper, we analyze whether the Spanish current account deficit is sustainable or not. For this purpose we test the current account stationarity by means of traditional unit root tests, taking into account the possibility of structural change and changes in the order of integration. We find no evidence of the sustainability of the Spanish current account. In fact, we argue that this lack of sustainability comes from the current account behaviour since the introduction of the euro in the Spanish monetary system. The methodology can be easily applied to other economies suffering from persistent current account deficit, as Greece, Portugal and the United States.

Keywords: External Deficit; Sustainability; Unit Root Tests; Structural Change; Non-Linear Models.

Clasificación JEL: C22, F32.



1. INTRODUCCIÓN

En décadas recientes, la brecha en los desequilibrios exteriores de los países desarrollados ha seguido una senda creciente. Si nos fijamos en concreto en los países de la OCDE, se aprecian dos rasgos a destacar: primero, se ha incrementado la dispersión de los saldos en torno a la media, como indicador de una mayor disparidad de los resultados¹; segundo, se aprecia también (cuadro 1) que, aparte de economías tradicionalmente deficitarias, como Australia, Nueva Zelanda e Islandia, otras economías importantes han experimentado déficits corrientes por encima del 5% de su PIB, entre ellas cabe destacar a los Estados Unidos y a España.

CUADRO 1: DÉFICITS CORRIENTES ELEVADOS EN LOS PAÍSES DE LA OCDE, 1990-2010

| Año | 1990-2010 | | | 1990-1999 | | | 2000-2010 | | |
|-----------|-----------|-----------------|----------------------|-----------|-----------------|----------------------|-----------|-----------------|----------------------|
| | media | nº años déficit | nº años déficit > 5% | media | nº años déficit | nº años déficit > 5% | media | nº años déficit | nº años déficit > 5% |
| Australia | -4,6 | 20 | 9 | -4,2 | 10 | 4 | -4,9 | 10 | 5 |
| España | -4,0 | 21 | 6 | -1,8 | 10 | 0 | -6,0 | 11 | 6 |
| EEUU | -3,1 | 20 | 4 | -1,6 | 9 | 0 | -4,6 | 11 | 4 |
| Grecia | -6,3 | 20 | 12 | -2,5 | 9 | 1 | -9,4 | 11 | 11 |
| Hungría | -5,2 | 16 | 13 | -4,5 | 7 | 4 | -5,9 | 9 | 9 |
| Islandia | -7,3 | 17 | 10 | -2,2 | 7 | 2 | -11,9 | 10 | 8 |
| N. Zela. | -5,0 | 20 | 8 | -4,4 | 10 | 3 | -5,6 | 10 | 5 |
| Portugal | -6,5 | 20 | 14 | -2,8 | 9 | 3 | -9,9 | 11 | 11 |

Fuente: Elaboración propia con datos del WDI, Banco Mundial.

Pues bien, a partir de esta problemática, el presente trabajo tiene por objeto contrastar si el déficit corriente español es sostenible en el largo plazo o

¹ Para un análisis más detallado de estos y otros rasgos que se comentarán brevemente a continuación, véase Donoso y Martín (2011).

no, permitiendo la presencia de cambio estructural en la tendencia estocástica y cambio en el orden de integración de la serie de saldo por cuenta corriente. Los motivos por los que se ha elegido el caso de España como objeto de estudio son dos: en primer lugar, los trabajos empíricos que abordan la cuestión de la sostenibilidad del déficit exterior de esta economía son escasos y relativamente antiguos, ya que ninguno de ellos abarca el periodo posterior a la entrada en vigor de la UEM; en segundo lugar, se trata de un caso que dadas sus peculiaridades, resulta útil a la hora de mostrar las ventajas de contrastar la existencia de cambios importantes en la dinámica del saldo por cuenta corriente. La metodología empleada con tal fin, es extrapolable al estudio de sostenibilidad del citado saldo de países que, como en el caso de España, presenten déficits recurrentes.

La exposición se ha dividido en las siguientes partes; en el apartado dos se expone el marco de análisis junto con un breve comentario de trabajos empíricos previos referidos sobre todo a España; el apartado tres recoge los contrastes empíricos de raíces unitarias en un contexto lineal y no-lineal así como de cambio estructural; por último se presentan las conclusiones.

2. MARCO DE ANÁLISIS Y ESTUDIOS PREVIOS

La restricción presupuestaria de una economía abierta viene dada por,

$$Y_t + B_t = C_t + G_t + I_t + (1 + r_t)B_{t-1} \quad (1)$$

en donde C_t , G_t , I_t , B_t , Y_t y r_t son respectivamente consumo privado, gasto público, inversión, *stock* de deuda externa, producción o renta y tipo de interés. Reordenando términos en (1) y a partir de la identidad de contabilidad nacional tenemos que,

$$B_t = (1 + r_t)B_{t-1} - XN_t \quad (2)$$

en donde XN_t son las exportaciones netas de bienes y servicios. Siguiendo el trabajo de Trehan y Wals (1991), es posible iterar esta ecuación hacia delante, de manera que tomando valores esperados,

$$B_{t-1} = \sum_{j=0}^{\infty} R^{-(j+1)} E(XN_{t+j} / I_{t-1}) + \lim_{j \rightarrow \infty} [R^{-(j+1)} E(B_{t+j} / I_{t-1})] \quad (3)$$

en donde I_t es el conjunto de información que poseen los agentes privados en el periodo t y en donde $R_t = 1 + r_t$. Asimismo se supone que el tipo de interés (r_t) es un proceso estocástico tal que $E(r_{t+i} / I_{t-1}) = r$ para todo $i \geq 0$. Cuando el último término en (3) se desvanece, el valor actual del *stock* de deuda externa coincide con la suma del valor descontado esperado del saldo comercial futuro. De esta forma el cumplimiento de la RPI requiere que,

$$\lim_{j \rightarrow \infty} [R^{-(j+1)} E(B_{t+j} / I_{t-1})] = 0 \quad (4)$$

condición que implica que el valor presente descontado del *stock* de deuda externa tiene que converger a cero a medida que “t” tiende a infinito. Trehan y Walsh (1991) demuestran que para el cumplimiento de la hipótesis de sostenibilidad dada por (4) en una economía con crecimiento nulo, es condición suficiente que el saldo por cuenta corriente sea un proceso estacionario. En el caso más realista en el que el producto o renta de la economía (Y_t) crece a una tasa positiva no nula, la condición suficiente para que dicha condición se cumpla es que el ratio CA_t/Y_t sea estacionario.

Desde un punto de vista empírico, una parte importante de los trabajos que contrastan la sostenibilidad del saldo por cuenta corriente emplean diversos tests de raíces unitarias, con el fin de analizar el comportamiento estacionario de la cuenta corriente, así como técnicas de cointegración para analizar la existencia de un equilibrio a largo plazo entre exportaciones e importaciones. Algunos ejemplos son los trabajos de Trehan y Walsh (1991), Husted (1992), Wickens y Uctum (1993), Fisher (1995) y Leachman y Francis (2000) para el caso de Estados Unidos, Otto (1992) y Wu et ál (1996) para el caso de Estados Unidos y Canadá, Ahmed y Rogers (1995) para el caso de Estados Unidos y el Reino Unido, Liu y Tanner (1996) y Chen (2011a) para el conjunto de países del G-7 y Chen (2011b) para los países de la OCDE. Desde mediados de la década de los 90, un número cada vez mayor de trabajos aplican tests de raíces unitarias y de cointegración en el ámbito de datos de panel, motivados por la ganancia de potencia en los contrastes. Entre otros destacan los trabajos de Holmes (1996), Wu (2000), Wu et ál (2001), Lau y Baharumshah (2005), Lau et ál (2006), Kalyoncu (2006), Chu et ál (2007) y Holmes et ál (2010).

Para el caso de España, los estudios aplicados son relativamente escasos. En términos generales, los resultados obtenidos en los diferentes trabajos parecen mostrar evidencia a favor de la sostenibilidad del sector exterior de la economía española. Cabe destacar sin embargo, que la mayoría de los trabajos disponibles referidos a España, analizan la sostenibilidad del sector exterior a lo largo de la segunda mitad del siglo XX, y por tanto queda excluido, prácticamente en su totalidad, el periodo comprendido entre la introducción del euro en circulación en los mercados financieros hasta la actualidad, periodo este caracterizado por un fuerte incremento del déficit corriente de España. Un breve análisis de esta literatura, confirma lo que se acaba de comentar.

Dolado y Viñals (1992), estudian, mediante la aplicación de diversos contrastes estadísticos, el cumplimiento de la restricción presupuestaria intertemporal de la economía española, empleando datos anuales para el periodo 1969-1991. Los resultados son favorables a la hipótesis de solvencia del sector exterior español. Anchuelo (1995) analiza la sostenibilidad del déficit exterior español, aplicando el test de raíces unitarias Dickey-Fuller aumentado (DFA), sobre las series anuales de saldo por cuenta corriente (1967-1990), deuda neta externa (1964-1989) y deuda neta descontada (1965-1989).

Salvo para el caso de la deuda neta descontada, a cuyos resultados el autor concede una menor importancia por las deficiencias en los datos disponibles empleados para su elaboración, los resultados obtenidos muestran evidencia a favor de la hipótesis de sostenibilidad del déficit exterior. Como consecuencia del comportamiento estacionario en el saldo por cuenta corriente, el autor indica que los elevados déficits por cuenta corriente, que venía registrando la economía española desde 1988, tenderían a reducirse. Taylor (2002) analiza la estacionariedad del saldo por cuenta corriente en porcentaje del PIB en España, junto a otros 14 países desarrollados, con datos anuales para el periodo 1850-1992. Las conclusiones obtenidas por el autor son coherentes con la hipótesis de sostenibilidad a lo largo del periodo analizado.

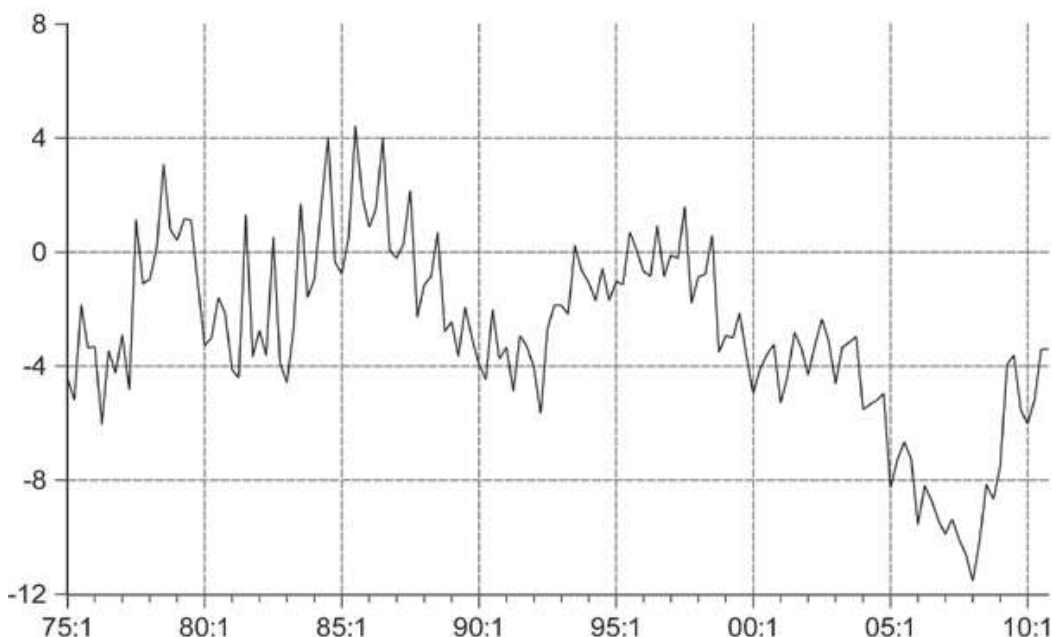
Más recientemente, Cunado et ál (2010) aplican diversos tests de raíces unitarias y de integración fraccional con el fin de estudiar la estacionariedad de la cuenta corriente, para un conjunto de países de la Unión Europea a lo largo del periodo 1960-2005. Los autores no encuentran evidencia a favor de la hipótesis de sostenibilidad en la mayoría de los países considerados, incluyendo España. Por último, Bajo-Rubio et ál. (2011) analizan la sostenibilidad de los desequilibrios externos para aquellos países de la OCDE cuyo saldo corriente ha sido mayoritariamente deficitario a lo largo del periodo 1970-2007. Siguiendo el procedimiento propuesto por Bohn (2007), contrastan la hipótesis de sostenibilidad mediante la aplicación de tests de raíces unitarias sobre las series de activos netos extranjeros, exportaciones e importaciones, además de tests de cointegración entre exportaciones netas y activos netos extranjeros. Los resultados obtenidos para el caso concreto de España por estos autores, son contrarios a la hipótesis de sostenibilidad del déficit por cuenta corriente.

3. RESULTADOS EMPÍRICOS

El análisis empírico que se ha realizado en el presente trabajo para comprobar la sostenibilidad del déficit, tiene dos etapas: en primer lugar se estudia el orden de integración del saldo por cuenta corriente y se analiza la posible existencia de cambios estructurales en la tendencia estocástica y en el orden de integración en un contexto lineal; en segundo lugar se contrasta si la serie presenta un comportamiento no lineal y se analiza el orden de integración del saldo por cuenta corriente en un contexto no lineal.

Los datos empleados en el análisis son datos trimestrales para España, del saldo por cuenta corriente en porcentaje del PIB (CAP) para el periodo 1975:1-2010:4 procedentes del *Internacional Financial Statistics* del FMI. El gráfico 1 muestra la evolución del saldo a lo largo del periodo analizado.

GRÁFICO 1: SALDO POR CUENTA CORRIENTE (% DEL PIB), 1975:1-2010:4



Fuente: *International Financial Statistics*, FMI.

3.1. CONTRASTES DE RAIZ UNITARIA LINEALES Y CAMBIO ESTRUCTURAL

Con el objetivo de analizar el orden de integración de la serie de saldo por cuenta corriente (CAP_t) en porcentaje del PIB, se han aplicado dos contrastes de raíces unitarias lineales, cuyos resultados se muestran en el cuadro 2. Por un lado se emplea el conocido test de raíces unitarias Dickey-Fuller Aumentado (DFA), propuesto por Dickey y Fuller (1979) y Dickey y Fuller (1981). El test se obtiene a partir del estadístico t de Student para el contraste de la hipótesis nula $H_0: \rho = 0$ (raíz unitaria) frente a la hipótesis alternativa $H_1: \rho < 0$ mediante la estimación, por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), de la siguiente ecuación,

$$\Delta CAP_t = \alpha + \beta t + \rho CAP_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta CAP_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

en donde $\Delta = (1-B)$, siendo B el operador de retardos. Los resultados del test se presentan para un modelo sin componentes deterministas ($\tau: \alpha = \beta = 0$), con constante ($\tau_\mu: \beta = 0$), y con constante y tendencia (τ_τ). Adicionalmente se aplica el test Dickey-Fuller por Mínimos Cuadrados Generalizados (DF-MCG) desarrollado por Elliot et ál. (1996)². El contraste se realiza estimando por MCO, en primer lugar, la ecuación en cuasi-diferencias,

² Como demuestran los autores, el test DF-MCG presenta una mayor potencia que el test DFA en presencia de constante o tendencia lineal desconocida.

$$d(CAP_t | a) = d(X_t | a)' \phi(a) + u_t \quad (6)$$

en donde³ $d(Z_t | a) = X_t$ si $t = 1$ y $d(Z_t | a) = X_t - aX_{t-1}$ para $t > 1$, y X_t incluye bien una constante, bien una constante y tendencia. En segundo lugar se aplica el test DFA sobre la serie CAP_t^d obtenida a partir de,

$$CAP_t^d \equiv CAP_t - X_t' \hat{\phi}(a) \quad (7)$$

Los resultados del contraste se presentan para el caso en el que se incluye una constante (τ_μ) y una constante y tendencia (τ_τ).

CUADRO 2. RESULTADOS DEL TEST DFA Y DF-MCG

| | DFA | | | DF-MCG | |
|--------------------|--------|------------|-------------|------------|-------------|
| | τ | τ_μ | τ_τ | τ_μ | τ_τ |
| Estadístico | -1,69 | -2,38 | -3,07 | -2,19 | -2,36 |
| Valor crítico (5%) | -1,94 | -2,88 | -3,44 | -1,94 | -2,99 |

Notas: Valores críticos de MacKinnon (1996). El número de retardos (P) incluidos en cada estimación ha sido elegido mediante el criterio de información CS propuesto por Schwarz (1978).

Salvo en el caso del test DF-MCG con constante, los estadísticos utilizados toman, en términos absolutos, un valor inferior al valor crítico correspondiente al 5% de significación, por lo que no es posible rechazar la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria. Estos resultados muestran así evidencia contraria a la hipótesis de sostenibilidad del déficit externo de España.

El periodo objeto de estudio, sin embargo, está caracterizado por sucesivos cambios de política de tipo de cambio y otros eventos relevantes relacionados con el proceso de creación y la incorporación de España a la Unión Europea, lo que sugiere la posible presencia de cambios significativos en el comportamiento del saldo por cuenta corriente a lo largo del mismo. Concretamente, entre 1975 y 2010 pueden establecerse tres etapas en cuanto a la regulación sobre el tipo de cambio y su función en la economía española : (i) 1975-89, periodo en el que España adopta una flotación controlada del tipo de cambio, en concordancia con la denominada *serpiente monetaria europea*, mediante la cual los países europeos dejaban fluctuar conjuntamente sus monedas frente al dólar, manteniendo entre ellas cambios estables dentro de una banda del $\pm 2,25\%$, (ii) 1989-99, etapa en la que tiene lugar la integración de la peseta en el compromiso de cambios del Sistema Monetario Europeo, consistente en el mantenimiento de un tipo de cambio fijo con las monedas europeas y

³ Los autores recomiendan fijar $a = 1 - 7/T$ si X_t incluye solo una constante y $a = 13,5/T$ si incluye además una tendencia lineal.

una banda de oscilación frente a ellas en el mercado del $\pm 6\%$, y (iii) 1999-2010, periodo que se inicia con la incorporación del euro como la moneda del sistema monetario español y la suplantación total de la peseta a finales de 2001.

Con el fin de analizar la presencia de cambio estructural en la tendencia estocástica de la serie de saldo y variaciones en su orden de integración de forma endógena⁴, se ha seguido la metodología propuesta por Fernández (1999) y Fernández y Peruga (2005) y aplicada por Fernández y Robles (2008) y Jiménez y Robles (2010).

La metodología propuesta por estos autores consiste en la aplicación secuencial del test DFA sobre la siguiente ecuación,

$$\Delta CAP_t = \alpha + \alpha' D_{\lambda t} + \rho CAP_{t-1} + \sum_{i=1}^P \delta_i \Delta CAP_{t-i} + \varepsilon_t \quad (8)$$

en donde,

$$D_{\lambda t} = \begin{cases} 0 & \text{si } t < \tau \\ 1 & \text{si } t \geq \tau \end{cases}, \tau \in [0,15T,0,85T] \quad (9)$$

es una variable ficticia que introduce el cambio estructural en el intervalo comprendido entre el 15% y el 85% del periodo muestral disponible. Para cada posible punto de cambio estructural dentro del intervalo previamente definido, se han calculado tres estadísticos: (i) el estadístico DFA (t_p) para el contraste de presencia de raíz unitaria ($\rho = 0$), (ii) el valor absoluto del estadístico t de Student ($|t_{\alpha}|$) para el contraste de la hipótesis nula $\alpha' = 0$, y (iii) el valor absoluto del estadístico t de Student ($|t_{(\alpha)}|$) para el contraste de la hipótesis nula $\alpha' = 0$ imponiendo el supuesto de presencia de raíz unitaria ($\rho = 1$) en (8). Para cada una de las secuencias obtenidas de estos tres estadísticos se calcula el valor medio y el ínfimo o supremo según el caso, de manera que contamos con seis estadísticos de contraste: $\inf(t_p)$, $\text{media}(t_p)$, $\sup(|t_{\alpha}|)$, $\text{media}(|t_{\alpha}|)$, $\sup(|t_{(\alpha)}|)$, y $\text{media}(|t_{(\alpha)}|)$. Los dos primeros estadísticos permiten contrastar la presencia de raíz unitaria bajo la presencia de cambio estructural, entendido este como un cambio en el término constante del modelo. Por su parte, los estadísticos $\sup(|t_{\alpha}|)$ y $\text{media}(|t_{\alpha}|)$ y los estadísticos $\sup(|t_{(\alpha)}|)$ y $\text{media}(|t_{(\alpha)}|)$ permiten contrastar la significatividad del cambio estructural en un contexto en donde el saldo por cuenta corriente es un proceso estacionario y no estacionario respectivamente.

Los resultados de estos contrastes y las fechas correspondientes al cambio estructural se recogen en el cuadro 3. Como puede observarse, teniendo en cuenta la presencia de cambio estructural y en concordancia con los resultados de los tests DFA y DF-MCG, no se rechaza la hipótesis nula de presencia de raíz

⁴ Tal y como señalan Christiano (1992) y Zivot y Andrews (1992), la selección exógena de los puntos de cambio estructural reduce de forma considerable la potencia del contraste.

unitaria. Por otro lado, los resultados indican un posible cambio en la tendencia estocástica a lo largo de 2004 y 2005, si bien no resulta estadísticamente significativo.

CUADRO 3: RESULTADOS DE LOS CONTRASTES DE CAMBIO ESTRUCTURAL EN LA TENDENCIA ESTOCÁSTICA

| | $\inf(t_p)$ | $\text{media}(t_p)$ | $\sup(t_\alpha)$ | $\text{media}(t_\alpha)$ | $\sup(t_{\alpha'})$ | $\text{media}(t_{\alpha'})$ |
|--------------------|-------------|---------------------|--------------------|----------------------------|-----------------------|-------------------------------|
| Estadístico | -3,70 | -2,92 | 2,79 | 1,63 | 0,99 | 0,32 |
| Fecha | 2004:1 | - | 2004:1 | -- | 2005:3 | - |
| Valor crítico (5%) | -4,33 | -2,98 | 4,17 | 1,95 | 3,07 | 1,61 |

Notas: Valores críticos de Fernández (1999).

En cuanto a la posibilidad de cambio en el orden de integración de la serie, los autores proponen la estimación secuencial de las siguientes ecuaciones,

$$\Delta CAP_t = \alpha + \rho_1 [1 - D_{\lambda t}] CAP_{t-1} + \rho_2 D_{\lambda t} CAP_{t-1} + \sum_{i=1}^P \delta_i \Delta CAP_{t-i} + \varepsilon_t \quad (10)$$

$$\Delta CAP_t = \alpha + \gamma_1 [1 - D_{\lambda t}] CAP_{t-1} + \sum_{i=1}^P \delta_i \Delta CAP_{t-i} + \varepsilon_t \quad (11)$$

$$\Delta CAP_t = \alpha + \gamma_2 D_{\lambda t} CAP_{t-1} + \sum_{i=1}^P \delta_i \Delta CAP_{t-i} + \varepsilon_t \quad (12)$$

en donde de nuevo $D_{\lambda t}$ viene definido por (9). La estimación secuencial de (10), para cada una de las observaciones del intervalo comprendido entre el 15% y 85% del periodo muestral, permite contrastar la existencia de raíz unitaria en las dos partes en que se divide la muestra a partir del estadístico t de Student para el contraste de la hipótesis nula $\rho_1 = 0$ (t_{ρ_1}) y $\rho_2 = 0$ (t_{ρ_2}). En las otras dos ecuaciones se contrasta la presencia de raíz unitaria en una sola parte de la muestra. La estimación de (11) y (12) permiten calcular el estadístico t de Student para el contraste de la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria en la primera parte (t_{γ_1} , $H_0: \gamma_1 = 0$) y en la segunda parte de la muestra (t_{γ_2} , $H_0: \gamma_2 = 0$) respectivamente. En ambos casos se impone la restricción de que la parte complementaria de la muestra presenta un comportamiento no estacionario. Una vez obtenida la secuencia para los cuatro estadísticos considerados, se calcula de nuevo el ínfimo y la media: $\inf(t_{\rho_1})$, $\text{media}(t_{\rho_1})$, $\inf(t_{\rho_2})$, $\text{media}(t_{\rho_2})$, $\inf(t_{\gamma_1})$, $\text{media}(t_{\gamma_1})$, $\inf(t_{\gamma_2})$ y $\text{media}(t_{\gamma_2})$.

El valor de estos estadísticos se muestra en el cuadro 4.

CUADRO 4: RESULTADOS DE LOS CONTRASTES DE CAMBIO EN EL ORDEN DE INTEGRACIÓN

| | $\text{inf}(t_{p1})$ | $\text{media}(t_{p1})$ | $\text{inf}(t_{p2})$ | $\text{media}(t_{p2})$ | $\text{inf}(t_{\gamma1})$ | $\text{media}(t_{\gamma1})$ | $\text{inf}(t_{\gamma2})$ | $\text{media}(t_{\gamma2})$ |
|-----------------|----------------------|------------------------|----------------------|------------------------|---------------------------|-----------------------------|---------------------------|-----------------------------|
| Estadístico | -3,89 | -3,46 | -2,30 | -1,98 | -3,39 | -2,92 | -1,90 | -0,79 |
| Fecha | 1999:1 | - | 1981:3 | - | 1999:1 | - | 1981:3 | - |
| V. crítico (5%) | -4,10 | -2,57 | -3,64 | -2,61 | -4,06 | -2,44 | -3,56 | -2,44 |

Notas: Valores críticos de Fernández (1999).

Cuando se impone la presencia de raíz unitaria en la segunda parte de la muestra, los estadísticos $\text{inf}(t_{p1})$ y $\text{inf}(t_{\gamma1})$ coinciden en señalar el primer trimestre de 1999 como fecha en la que se produce un cambio en el orden de integración de la serie de saldo por cuenta corriente. Si bien el valor del estadístico en ambos casos es inferior en términos absolutos al valor crítico correspondiente al 5% de significación, si nos permiten rechazar la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria al 10%. Por su parte, los estadísticos asociados $\text{media}(t_{p1})$ y $\text{media}(t_{\gamma1})$ muestran evidencia en contra de dicha hipótesis incluso al 5% de significación. Todo ello sugiere la presencia de un cambio en el orden de integración de la serie de manera que en el periodo previo a la introducción del euro en el sistema monetario español (1975:1-1998:4), el saldo por cuenta corriente presenta un comportamiento estacionario. A partir de 1999 sin embargo, dicho comportamiento se modifica. Atendiendo a la evolución del saldo (gráfico 1) se observa que, hasta aproximadamente el año 1999 la serie deambula entorno a un valor medio del -1,5%, reduciéndose a continuación de forma notable y continuada hasta el año 2008, año este en el que se produce una cierta mejora en el saldo corriente consecuencia de la crisis financiera internacional.

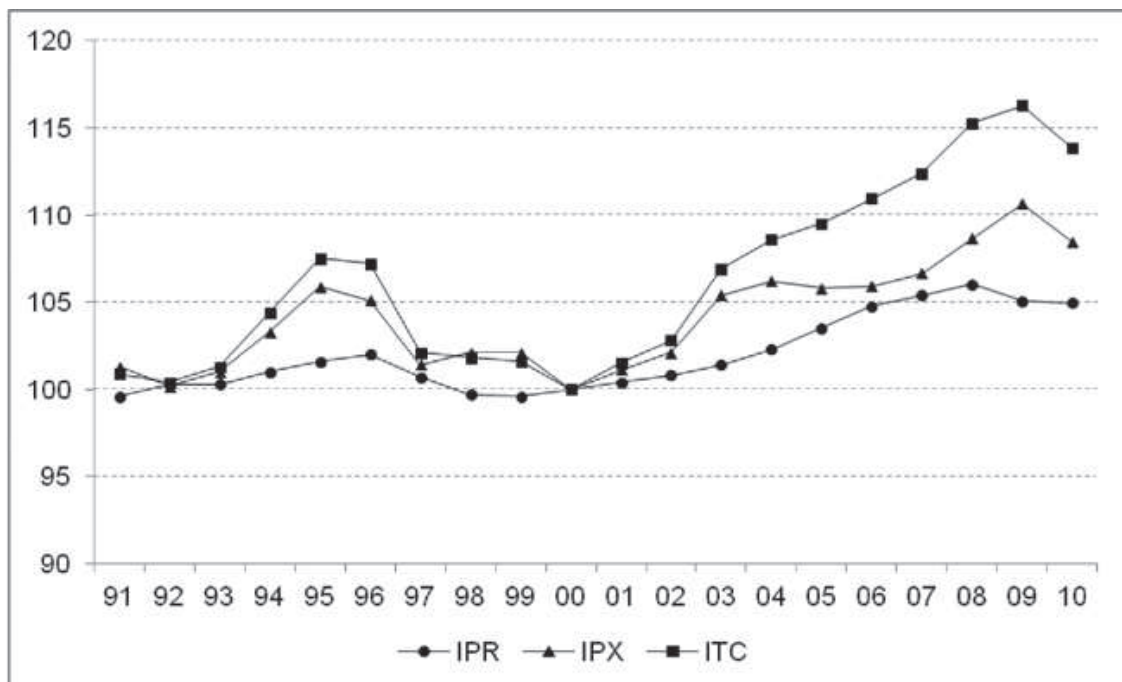
Este resultado resulta interesante puesto que parece indicar que la evidencia a favor de la no sostenibilidad del déficit exterior español, encontrada a partir de los tests de raíces unitarias DFA y DF-MCG, se debe al continuo deterioro del saldo exterior a partir de la incorporación de España a la Eurozona.

A fin de ahondar en esta comprobación, se puede analizar la evolución de los Índices de Tendencia de la Competitividad (ITC), frente a los países incluidos en la OCDE, que reciben en torno al 85% de nuestro comercio. Como se aprecia en el gráfico 2, es posible dividir el período para el que se dispone de información de los ITCs en dos subperíodos, muy claramente diferenciados por la frontera de 1999, año en que se introduce el euro,

En el primer subperíodo, que transcurre entre 1991-1999, se aprecia que la tendencia del Índice de Competitividad es descendente de forma ininterrumpida, lo que muestra (de acuerdo con la metodología de construcción del citado Índice), que España está ganando competitividad. De los dos componentes que integran el ITC, esto es, el Índice de Precios Relativos (IPR) y el Índice de Tipo de Cambio Efectivo Nominal (ITX) cabe destacar lo siguiente:

el IPR (calculado mediante los IPC de los países considerados) experimenta durante el decenio de referencia, un aumento continuado, lo que significa que España pierde competitividad continuamente debido a su mayor tasa de inflación; por el contrario, el otro elemento, esto es, el ITX muestra una clara tendencia al descenso, o lo que es equivalente, a la depreciación de la peseta. Esta última tendencia compensa sobradamente el diferencial adverso de inflación, permitiendo en conjunto que España gane competitividad a través de los precios en los mercados internacionales.

GRÁFICO 2: ÍNDICES DE TENDENCIA DE LA COMPETITIVIDAD EN ESPAÑA FRENTE A LOS PAÍSES DE LA OCDE, 1991-2010, (BASE 2000 = 100)



Fuente: Secretaría de Estado de Comercio de España.

El panorama que se ha descrito cambia de forma sustancial a lo largo del subperíodo 2000-2010. Pues, en efecto, lo que muestra la evolución del ITC es una clara tendencia al alza, esto es, a la pérdida de competitividad de las exportaciones españolas. Si analizamos con más detalle este resultado, se observa que el primer componente del Índice, que es el IPR, muestra un diferencial adverso de inflación en España, un resultado que no difiere de lo comprobado durante 1991-1999. La novedad está en que el ITX no sólo no ayuda a compensar esta tendencia adversa (como era el caso en la década anterior) sino que contribuye a reforzarla debido a la continua revaluación del Tipo de Cambio Efectivo Nominal del Euro.

De este modo, es posible concluir diciendo que, si bien es cierto que la pertenencia al área del Euro ha facilitado que los agentes españoles públicos y privados se endeuden de modo más fácil y a mejores tipos de interés, la contrapartida ha sido que el Euro no solo no ha contribuido a compensar el

efecto de la inflación diferencial en la pérdida de competitividad, sino que lo ha agravado manteniendo más bien un perfil revaloratorio frente a otras monedas, notablemente el dólar y la libra. Esta comprobación equivale a afirmar que la pertenencia a la Eurozona es la razón explicativa del por qué se comprueban resultados significativos de no sostenibilidad desde la aceptación por España de la moneda única.

3.2. CONTRASTES DE NO-LINEALIDAD Y DE RAIZ UNITARIA NO-LINEALES

Algunos estudios relativamente recientes analizan la hipótesis de sostenibilidad del saldo exterior en distintos países, aplicando diversos tests de raíces unitarias en un contexto no-lineal, al ser considerado este como más apropiado a la hora de modelizar la evolución del saldo corriente. Ejemplos de estos trabajos son Chortareas y Kapetanios (2004), Kim et ál. (2009), Christopoulos y León-Ledesma (2010) y Chen (2010).

Los motivos alegados son varios. Chortareas y Kapetanios (2004) señalan al menos tres posibles fuentes de no-linealidad: (i) por la vía del denominado efecto *twin-deficit*, los ajustes del déficit público alteran las perspectivas de los inversores internacionales sobre la rentabilidad esperada y el clima inversor en el país en cuestión, lo que reduce considerablemente las entradas de capitales extranjeros y genera desequilibrios corrientes, (ii) el grado de endeudamiento de una economía condiciona el comportamiento de los prestamistas extranjeros, de manera que, a partir de un cierto nivel de endeudamiento, su disposición a prestar se reduce, lo que puede conducir a una retirada masiva de fondos y los consecuentes desequilibrios de balanza de pagos, y (iii) por último, algunos costes de transacción, ej. aranceles a la importación, distorsionan los movimientos de bienes, de servicios y financieros entre países, pudiendo favorecer, en ciertos casos, un mayor desequilibrio externo. Por su parte, Christopoulos y León-Ledesma (2010) señalan que la posibilidad de cambios en las expectativas de riesgo por parte de los inversores internacionales y en el entorno macroeconómico e institucional, pueden inducir un comportamiento no-lineal sobre el saldo corriente.

Por lo que atañe a la economía española, las diversas depreciaciones a las que ha sido sometida la moneda a lo largo del periodo analizado⁵, así como las políticas de ajuste del gasto interno practicadas, sobre todo a partir de la incorporación de España a la Unión Europea, pueden haber inducido un comportamiento no-lineal en la cuenta corriente.

Además, desde un punto de vista econométrico, si la serie de saldo por cuenta corriente presenta un comportamiento no-lineal, los tests de raíces unitarias lineales generalmente aplicados sufren una pérdida importante de

⁵ Entre 1975 y 1989 la peseta fue sometida al menos a tres depreciaciones frente al dólar: 1976:02 (12,8%), 1977:07 (23,8%) y 1982:12 (8%). Entre 1989 y 1995 sufrió 4 devaluaciones frente al ECU: 1992:09 (5%), 1992:11 (6%), 1993:05 (8%) y 1995:03 (5%).

potencia, lo que puede llevar a aceptar la hipótesis de no sostenibilidad aún no siendo cierta.

Con el fin de contemplar la posible no-linealidad del saldo por cuenta corriente en España, se ha procedido, en primer lugar, a contrastar dicha hipótesis a partir de los tests propuestos por Tsay (1986), Teräsvirta et ál. (1993) y Enders y Ludlow (2002).

El procedimiento de Tsay (1986) parte de la estimación por MCO de la siguiente ecuación,

$$CAP_t = \alpha + \sum_{i=1}^r \delta_i CAP_{t-i} + \varepsilon_t \quad (13)$$

A continuación se estima por MCO la ecuación,

$$Z_t = \beta + W_t H + X_t \quad (14)$$

teniendo en cuenta que Z_t es un vector de dimensión $K = (P^2 + P)/2$ obtenido tras la transformación de la matriz $(U_t' U_t)$ en un vector, posicionando los valores sobre la diagonal y por debajo de cada columna de dicha matriz, una debajo de otra, para $U_t = (CAP_{t-1}, \dots, CAP_{t-p})$. Los residuos obtenidos en (13) y en (14) se utilizan como variables endógena y exógenas respectivamente tal que,

$$\hat{\varepsilon}_t = \hat{X}_t \beta + u_t \quad (15)$$

Por último, la hipótesis nula de linealidad se contrasta a partir del siguiente estadístico,

$$FTsay = \frac{[(\sum \hat{X}_t \hat{\varepsilon}_t)(\sum \hat{X}_t' \hat{X}_t)^{-1}(\sum \hat{X}_t' \hat{\varepsilon}_t)] / K}{(\sum \hat{\varepsilon}_t^2) / (T - P - K - 1)} \sim F_{1, T-2P-2} \quad (16)$$

El denominado test V23 propuesto por Teräsvirta et ál. (1993) parte de la estimación de,

$$CAP_t = \alpha + \sum_{i=1}^P \delta_i CAP_{t-i} + \sum_{i=1}^P \sum_{j=i}^P \gamma_{ij} CAP_{t-i} CAP_{t-j} + \sum_{i=1}^P \sum_{j=i}^P \sum_{k=j}^P \rho_{ijk} CAP_{t-i} CAP_{t-j} CAP_{t-k} + \varepsilon_t$$

La hipótesis nula de linealidad consiste en contrastar $H_0: \gamma_{ij} = \rho_{ijk} = 0$, frente a la alternativa $H_1: \gamma_{ij} \neq 0, \rho_{ijk} \neq 0$, a partir del estadístico F correspondiente. Enders y Ludlow (2002) proponen un contraste de linealidad a partir de la estimación de,

$$\Delta CAP_t = \left[c + a_1 \text{sen} \left(\frac{2\pi k}{T} t \right) + b_1 \text{cos} \left(\frac{2\pi k}{T} t \right) \right] CAP_{t-1} + \sum_{i=1}^P \delta_i \Delta CAP_{t-i} + \varepsilon_t \quad (18)$$

en donde el valor de k se selecciona como aquel valor dentro del intervalo $(1, T/2)$ que proporciona la menor suma de residuos al cuadrado en (18). El estadístico F para el contraste de la hipótesis $H_0: a_1 = b_1 = 0$, permite contrastar la linealidad en el comportamiento de la cuenta corriente. La estimación y el contraste se realiza, tras extraer de la serie del saldo los componentes deterministas a partir de los residuos de una regresión por MCO de CAP_t sobre bien un término constante, bien un término constante y una tendencia lineal. De esta forma se calculan dos estadísticos: $Ftrig_\alpha$ y $Ftrig_\beta$.

Los resultados de los contrastes de linealidad se muestran en el cuadro 5. Se aprecia que, salvo en el caso de los estadísticos $Ftrig_\alpha$ y $Ftrig_\beta$ cuyo valor es inferior al valor crítico correspondiente al 5% de significación, los contrastes muestran evidencia en contra de la hipótesis nula de linealidad en la serie del saldo por cuenta corriente. En consecuencia, se ha procedido a contrastar la hipótesis nula de no-estacionariedad en un contexto no-lineal a partir de los procedimientos propuestos por Enders y Ludlow (2002), Kapetanios et ál. (2003) y Kapetanios y Shin (2008).

CUADRO 5: RESULTADOS DE LOS CONTRASTES DE LINEALIDAD

| | $FTsay$ | $V23$ | $Ftrig_\alpha$ | $Ftrig_\beta$ |
|--------------------|---------|-------|----------------|---------------|
| Estadístico | 2,42 | 1,87 | 4,68 | 4,98 |
| Valor crítico (5%) | 1,93 | 1,57 | 7,24 | 7,33 |

Notas: el valor crítico para $Ftrig$ procede de Enders y Ludlow (2002).

Enders y Ludlow (2002) proponen dos estadísticos de contraste para la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria bajo el supuesto de no-linealidad. Estos estadísticos son: el estadístico F para el contraste $H_0: c = a_1 = b_1 = 0$ (*Fall*) y el estadístico t de Student para el contraste $H_0: c = 0$ (t_c) en (18). Kapetanios et ál. (2003) sugieren un procedimiento para contrastar la presencia de raíz unitaria en el contexto de un modelo STAR (*smooth transition autoregressive*). Mediante una aproximación de Taylor, la no-estacionariedad se contrasta a partir del estadístico t de Student para $H_0: \delta = 0$ en,

$$\Delta CAP_t = \delta CAP_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta CAP_{t-i} + \varepsilon_t \quad (19)$$

Mediante la eliminación previa por MCO de los componentes deterministas en la serie del saldo se obtienen los estadísticos de contraste t_δ , $t_{\delta\alpha}$ y $t_{\delta\beta}$. Kapetanios y Shin (2008) proponen una modificación de este contraste, que consiste en separar los componentes deterministas del proceso, antes de la estimación de (19), mediante el procedimiento propuesto por Elliot et ál. (1996) para el test DFA.

Como puede observarse a partir del cuadro 6, en ningún caso se rechaza la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria, lo que refuerza la hipótesis de no sostenibilidad del déficit exterior español.

CUADRO 6: RESULTADOS DE LOS CONTRASTES DE RAÍZ UNITARIA NO-LINEALES

| | KSS | | | KSS-MCG | | EL | | | |
|-----------------|--------------|--------------------|-------------------|--------------------|-------------------|-----------------|---------------|----------------|--------------|
| | t_{δ} | $t_{\delta\alpha}$ | $t_{\delta\beta}$ | $t_{\delta\alpha}$ | $t_{\delta\beta}$ | $Fall_{\alpha}$ | $t_{c\alpha}$ | $Fall_{\beta}$ | $t_{c\beta}$ |
| Estadístico | -1,08 | -1,63 | -2,61 | -2,17 | -2,06 | 5,13 | -2,18 | 6,67 | -2,51 |
| V. crítico (5%) | -2,22 | -2,93 | -3,40 | -2,21 | -2,93 | 6,72 | -3,00 | 8,03 | -3,58 |

Notas: los valores críticos han sido obtenidos de Kapetanios et ál. (2003), Kapetanios y Shin (2008) y Enders y Ludlow (2002).

4. CONCLUSIONES

Los desarrollos presentados en este trabajo han partido del hecho contrastado de la presencia, dentro y fuera de la Unión Europea, de un buen puñado de países en los que se registra una situación exterior de déficit difícilmente sostenible. Economías como las de Grecia, Portugal e Italia, pero sin descartar al gigante Estados Unidos o incluso a Francia, necesitan analizar con rigor su situación de solvencia internacional. Los contrastes ofrecidos en el presente trabajo, alguno (como los contrastes de cambio en el orden de integración y los tests de raíces unitarias no lineales) novedosos en España, permiten realizar ese análisis con rigor, incluso en presencia de comportamientos no lineales de las series relevantes. En concreto, los resultados obtenidos indican, de modo resumido, lo siguiente: el análisis de estacionariedad de la serie de saldo por cuenta corriente para el periodo 1975-2010 a partir de la aplicación de tests de raíces unitarias tradicionales, no permite confirmar la sostenibilidad del sector exterior español. Cuando se tiene en cuenta la posible presencia de cambio estructural en la tendencia estocástica de la serie se mantiene este resultado, si bien el cambio estructural no resulta estadísticamente significativo. Además, se encuentra evidencia de la presencia de un cambio en el orden de integración del saldo de manera que entre 1975 y 1998 el saldo presenta un comportamiento estacionario, si bien a partir de 1999 pasa a ser no estacionario. Este resultado resulta interesante puesto que parece indicar que la evidencia a favor de la no sostenibilidad del déficit exterior español se debe al continuo deterioro del saldo corriente a partir de la incorporación de España a la zona del Euro.

Teniendo en cuenta que la evolución del saldo en el periodo considerado puede ser no-lineal, la evidencia en contra de la ausencia de sostenibilidad se mantiene. Por tanto, y acorde con lo que puede decirse de otros miembros de la Unión Monetaria, señaladamente Portugal y Grecia, la introducción de la moneda única debe considerarse una importante causa de la posible no solvencia exterior de estos y otros países de la Unión Monetaria.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Anchuelo, A. (1995): "Sostenibilidad del déficit exterior español", *Información Comercial Española*, 742, 127-139.
- Andrews, D.W.K. (1993): "Test for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point", *Econometrica*, 61, 826-856.
- Ahmed, S. y Rogers, J.H. (1995): "Government Budget Deficits and Trade Deficits. Are Present Value Constraints Satisfied in Long Term Data?", *Journal of Monetary Economics*, 36, 351-374.
- Bajo-Rubio, O., Díaz-Roldán, C. y Esteve, J. (2011): "Sustainability of External Imbalances in the OECD Countries, Working Paper 11-07, Asociación Española de Economía y Finanzas Internacionales.
- Banco de España (2009): *Balanza de Pagos y Posición de Inversión Internacional*, 2009.
- Bohn, H. (2007): "Are Stationarity and Cointegration Restrictions Really Necessary for the Intertemporal Budget Constraint?", *Journal of Monetary Economics*, 54, 1837-1847.
- Chen, S.W. (2010): "Testing for the Sustainability of the Current Account Deficit in Four Industrial Countries: A Revisitation", *Economics Bulletin*, 30(2).
- Chen, S.W. (2011a): "Are Current Account Deficits Really Sustainable in the G-7 Countries?", *Japan and the World Economy*, 23, 190-201.
- Chen, S.W. (2011b): "Current Account Deficits and Sustainability: evidence from the OECD countries", *Economic Modelling*, 28, 1455-1464.
- Chortareas, G.E. y Kapetanios, G. (2004): "An Investigation of Current Solvency in Latin America Using non-linear Nonstationarity Tests", *Studies in Non-Linear Dynamics and Econometrics*, 8(4).
- Chow, G.C. (1960): "Tests of Equality between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions", *Econometrica*, 28, 591-605.
- Chu, H.P., Chang, T., Chang, H.L., Su, C.W. y Yuan, Y. (2007): "Mean Reversión in the Current Account of Forty-eight African Countries: Evidence from the Panel SURADF test", *Physica A*, 384, 485-492.
- Christiano, L.J. (1992): "Searching for a Break in GNP", *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 237-250.
- Christopoulos, D.K. y León-Ledesma, M. (2010): "Current-account Sustainability in the US: What Do We Really Know about It?", *Journal of International Money and Finance*, 29, 442-459.
- Cunado, J., Gil-Alana, L.A., y Pérez de Gracia, F. (2010): "European Current Account Sustainability: New Evidence Based on Unit Roots and Fractional Integration", *Eastern Economic Journal*, 36, 177-187.
- Dickey, D.A. y Fuller, W.A. (1979): "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Dickey, D.A. y Fuller, W.A. (1981): "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, 49, 1057-1072.

- Dolado, J. y Viñals, J. (1992): "El déficit exterior español: sostenibilidad y objetivos en el proceso de transición a la UEM", *Papeles de Economía Española*, 52/53, 332-352.
- Donoso, V. y Martín, V. (2011): "¿Es sostenible el déficit exterior de España?", *Economistas*, 126, 45-53.
- Elliot, G., Rothenberg, T. y Stock, J. (1996): "Efficient Test for an Autoregressive Unit Root", *Econometrica*, 64, 813-836.
- Enders, W. y Ludlow, J. (2002): "Tests for Non-linear Decay Using a Fourier Approximation", Working Paper n° 01-02-02, Universidad de Alabama.
- Fernández, J.L. (1999): "Efecto de los cambios estructurales en el análisis de series económicas no estacionarias", Universidad Complutense de Madrid, Mimeo.
- Fernández, J.L. y Peruga, R. (2005): "Un contraste ADF secuencial para la detección de cambios en el orden de integración", *Revista de Economía Aplicada*, 37, 107-137.
- Fernández, J.L. y Robles, M.D. (2008): "Time-series Model Forecasts and Structural Breaks: Evidence from Spanish pre-EMU Interest Rates", *Applied Economics*, 40, 1707-1721.
- Fisher, E. (1995): "A New Way to Think about the Current Account", *International Economic Review*, 36, 555-568.
- Holmes, M.J. (2006): "How Sustainable are OECD Current Account Balances in the Long-run?", *Manchester School*, 74, 626-643.
- Holmes, M.J., Otero, J. y Panagiotidis, T. (2010): "On the Stationarity of Current Account Deficits in the European Union," *Review of International Economics*, 18(4), 730-740.
- Husted, S. (1992): "The Emerging U.S. Current Account Deficit in the 1980s: a Cointegration Analysis", *The Review of Economics and Statistics*, 74(1), 159-166.
- Jiménez, J.A. y Robles, M.D. (2010): "PPP: Delusion or Reality? Evidence from a Nonlinear Analysis", *Open Economic Review*, 21, 679-704.
- Kalyoncu, H. (2006): "International Intertemporal Solvency in OECD Countries: Evidence from Panel Unit Root", *Prague Economic Papers*, 1, 44-49.
- Kapetanios, G. y Shin, Y. (2008): "GLS Detrending-based Unit Root Tests in Nonlinear STAR and SETAR Models", *Economics Letters*, 100, 377-380.
- Kapetanios, G., Snell, A. y Shin, Y. (2003): "Testing for a Unit Root in the Nonlinear STAR Framework", *Journal of Econometrics*, 112, 359-379.
- Kim, B., Min, H.G. y McDonald, J.A. (2009): "Are Asian Countries' Current Accounts Sustainable?. Deficits, even when Associated with High Investment, are not Costless", *Journal of Policy Modelling*, 31, 163-179.
- Lau, E. y Naharumshah, A.Z. (2005): "Mean-reverting Behavior of Current Account in Asian Countries", *Economics Letters*, 87, 367-371.
- Lau, E., Naharumshah, A.Z. y Haw, C.T. (2006): "Current Account: Mean-reverting or Random Walk Behavior?", *Japan and the World Economy*, 18, 90-107.

- Leachman, L.L. y Francis, B. (2000): "Multicointegration Analysis of the Sustainability of Foreign Debt", *Journal of Macroeconomics*, 22(2), 207-227.
- Liu, P. C. y Tanner, E. (1996), "International Intertemporal Solvency in Industrialized Countries: Evidence and Implications." *Southern Economic Journal*, 62(3), 739-49.
- MacKinnon, J. (1996): "Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests", *Journal of Applied Econometrics*, 11, 601-618.
- Otto, G. (1992): "Testing a Present Value Model of Current Account: Evidence from US and Canadian Time Series", *Journal of International Money and Finance*, 11, 414-430.
- Schwarz, G. (1978): "Estimating the Dimension of a Model", *The Annals of Statistics*, 6, 461-471.
- Taylor, A. (2002): "A Century of Current Account Dynamics", *Journal of International Money and Finance*, 21, 725-748.
- Teräsvirta, T., Lin, C. y Granger, C. (1993): "Power of the Neural Network Linearity Test", *Journal of Time Series Analysis*, 14, 209-220.
- Trehan, B. Y Walsh, C.E. (1991): "Testing Intertemporal Budget Constraints: Theory and Applications to U.S. Federal Budget and Current Account Deficits", *Journal of Money, Credit and Banking*, 32(2), 206-223.
- Tsay, R. (1986): "Non-linearity Tests for Time Series", *Biometrika*, 73, 461-466.
- Wickens, M.R. y Uctum, M. (1993): "The Sustainability of Current Account Deficits: A Test of the US Intertemporal Budget Constraint", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 17, 423-441.
- Wu, J.L. (2000): "Mean Reversion of the Current Account: Evidence from Panel Data Unit- Root Test", *Economic Letters*, 66, 215-222.
- Wu, J., Fountas, S. Y Chen, S. (1996): "Testing for the Sustainability of the Current Account Deficit in two Industrial Countries", *Economics Letters*, 52, 193-198.
- Wu, J. L., Chen, S. L. and Lee H. Y. (2001): Are Current Account Deficits Sustainable? Evidence from Panel Cointegration, *Economics Letters*, 72, 219-224.
- Zivot, E. Y Andrews, D. (1992): "Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis", *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 251-270.