

**XI ENCUENTRO DE ECONOMÍA APLICADA**

**Universidad de Salamanca, del 5 al 7 de junio de 2008.**

**La sostenibilidad del déficit exterior de España**

**Vicente Donoso Donoso**

Universidad Complutense

**Víctor Martín Barroso**

Universidad Rey Juan Carlos I

## **1. INTRODUCCIÓN.**

El presente trabajo tiene por objeto contrastar si el déficit exterior español es sostenible en el largo plazo o no. Se trata de una primera aproximación a un problema que, aunque no nuevo, puesto que existen algunos estudios precedentes en España y, por supuesto, fuera de ella, sí merece una renovada atención debido al notable repunte del déficit comercial y de la necesidad de financiación que se observa desde los comienzos del siglo XXI, sin duda, al menos en parte, ligados a la introducción del Euro.

Para ello, la exposición se ha dividido en las siguientes partes: la primera comenta la evolución de las magnitudes exteriores relevantes; la segunda introduce brevemente el problema de la financiación internacional de la economía española; la tercera expone el marco de análisis junto con un breve comentario de trabajos empíricos previos referidos sobre todo a España; la cuarta recoge los contrastes empíricos de raíces unitarias y cointegración, y finalmente se extraen algunas conclusiones.

## **2. EVOLUCIÓN GENERAL DE LAS MAGNITUDES RELEVANTES.**

Como es sabido, la *cuenta corriente* agrupa cuatro tipos de operaciones: comercio de bienes o mercancías, comercio de servicios, rentas internacionales del capital y del trabajo y transferencias corrientes internacionales. La consolidación de estas cuatro rúbricas proporciona el *saldo de la cuenta corriente*. Si a este saldo se le suma el correspondiente a la *cuenta de capital*, que incluye a las transferencias netas de capital más los ingresos netos obtenidos por la venta de activos inmateriales, no producidos, no financieros, se obtiene un saldo conjunto (corriente y de capital) que tiene gran relevancia económica. Si dicho saldo es positivo, el país en cuestión dispone de *capacidad de financiación* con respecto al exterior, y si es negativo, el país tiene *necesidad de financiación*, que debe recibir desde el exterior.

Pues bien, en el período que aquí se va a analizar, esto es, entre 1975 y 2007, el saldo de la cuenta corriente más el saldo de la de capital de España ha sido negativo en 23 de los

32 años del citado período, indicando que nuestro país tiene una clara tendencia más a necesitar financiación, en términos netos, que capacidad para otorgarla. Si se compara con los países más importantes de la Unión Europea, esta situación es algo peculiar tanto por su frecuencia como por su cuantía relativa al HB (cuadro1). Esta circunstancia es otro indicador indirecto de que la cuestión acerca de la sostenibilidad del saldo exterior de la economía española merece un análisis específico, especialmente en la última década.

**Cuadro 1.** Comparación España-Unión Europea, 1995-2005.

PAIS	Años de déficit comercial	Observaciones
Alemania	0	
Bélgica	0	
Dinamarca	0	
Finlandia	0	
Holanda	0	
Irlanda	0	
Suecia	0	
Italia	2	Los déficit son muy bajos en % del PIB
Francia	5	Los déficit son muy bajos en % del PIB
Austria	10	Los déficit apenas sobrepasan el 1% del PIB
Reino Unido	11	El déficit comercial refleja la gran fortaleza financiera
España	11	Déficit muy elevados en % del PIB, especialmente desde 2000
Grecia	11	Déficit muy elevados en % del PIB, especialmente desde 2000
Portugal	11	Déficit muy elevados en % del PIB, especialmente desde 2003

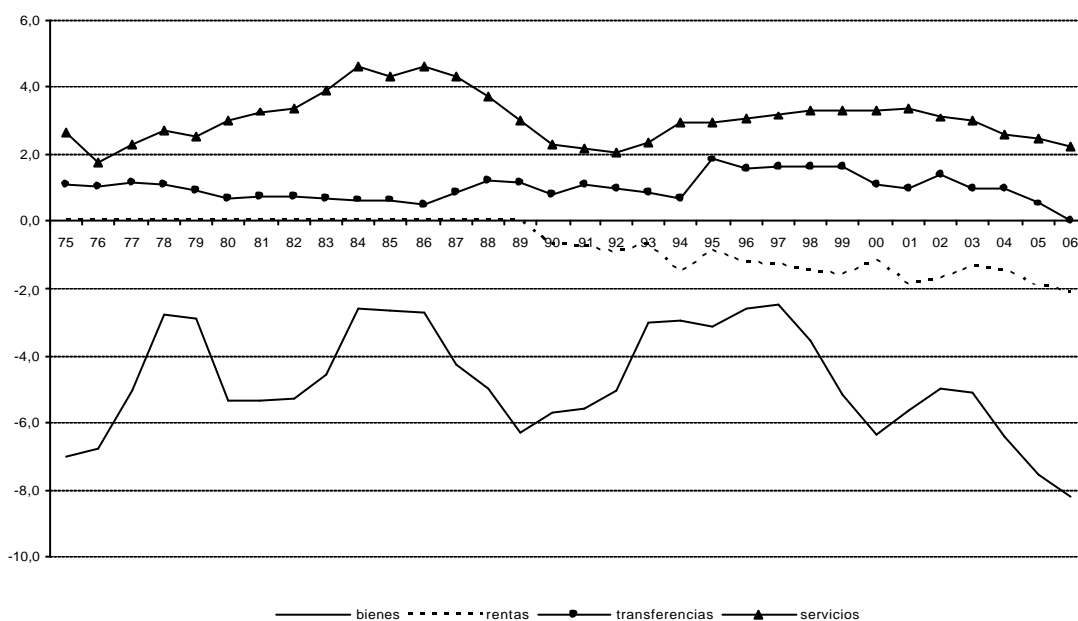
Fuente: elaboración propia con datos de European Commission (2006), pp.117-316.

Para concretar más el núcleo del problema de la sostenibilidad del déficit, ayudará un análisis de los componentes de la necesidad de financiación de la economía española (gráfico 1). Una primera apreciación de las series muestra que en años recientes todos los saldos tienden a empeorar, si bien no en la misma proporción ni por las mismas causas. De todos modos, para una mejor apreciación conviene entrar en sus diversos componentes.

Empezando por **el saldo del comercio de bienes**, se observa que, sin duda es el componente cuya aportación resulta más negativa para la necesidad de financiación de la economía española. Pues, en efecto, en los momentos presentes aporta más de 8

puntos negativos a la necesidad de financiación en porcentaje del PIB. Pero además hay que subrayar dos características más que tienen importancia: una es que resulta siempre negativo, otra es la marcada tendencia a empeorar especialmente visible desde el año 2000.

**Gráfico 1.** Componentes de la cuenta corriente y de capital (% del PIB).



Fuente: Elaboración propia con datos del Banco de España (Balanza de Pagos).

En cuanto al **saldo de servicios** ha presentado, en los años de referencia (1975-2007), un saldo siempre positivo, en torno al 3 por 100 del PIB, si se excluyen las rentas factoriales que hasta 1993 estaban integradas en él. Esta tendencia se produce a pesar del empeoramiento del saldo de *otros servicios* (transportes, cultura y ocio, servicios a empresas, royalties), que ha sido compensado por la buena marcha de los ingresos netos del *turismo*. Es sabido que España tiene en los ingresos por turismo la actividad más sólida para compensar el déficit del comercio y de las rentas internacionales. A lo largo de las dos últimas décadas, esa capacidad de financiación ha fluctuado en torno al 3,5 por 100 del PIB —si se exceptúan los años 1990-1994, influidos por la crisis general de la economía española— aunque con tendencia a irse debilitando en tiempos muy recientes.

Si se hiciera la suma algebraica de ambas tendencias, dicha suma resultaría siempre negativa con excepción de los años 1984-1987 y 1996-1997. Es decir, que el superávit del comercio de servicios sólo consigue compensar el déficit de bienes en determinados años, en total, en 6 de 32.

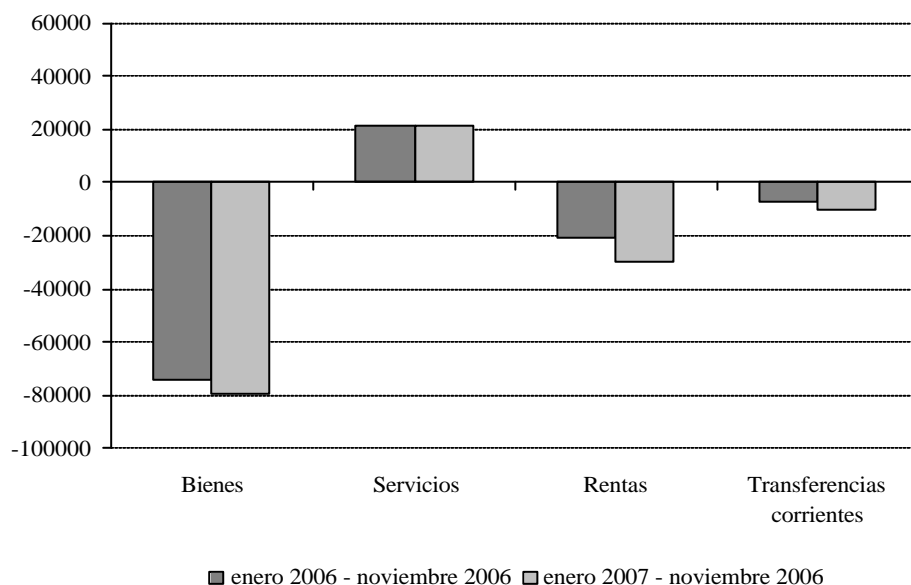
Por su parte, el **saldo de rentas internacionales**, desde que se dispone de datos desglosados a partir de 1990, ha sido siempre negativo, como corresponde a un país que es mayoritariamente receptor de capitales extranjeros, y que, por tanto, debe pagar los correspondientes dividendos e intereses al exterior. Es más, la tendencia al crecimiento de este déficit es clara a medida que han ido liberalizándose los movimientos financieros. Por lo que, en la actualidad, los pagos netos por este concepto están en torno al 2,2 por 100 del PIB. Este saldo negativo es consecuencia, casi en su totalidad, de los pagos por rentas de inversiones y otras operaciones financieras, siendo en términos relativos poco importante la parte atribuible a la remuneración internacional del factor trabajo.

Finalmente, la evolución del **saldo de transferencias internacionales** es quizá el que requiere un comentario más extenso en su evolución. Pues, en efecto, una primera consecuencia de la nueva estructura introducida por el 5º Manual de Balanza de Pagos del FMI, es la de separar las transferencias corrientes de las de capital, desde 1993. Dicha operación permite ver que la evolución de las transferencias corrientes, tradicionalmente positivas en España, ha revertido su signo por las siguientes causas: aproximadamente hasta 1986, los principales ingresos por *transferencias corrientes* eran las remesas de los emigrantes españoles, sobre todo en Europa; a partir de esa fecha, con la entrada en la Comunidad Europea, hay que resaltar dos novedades: la principal fuente de ingresos se va desplazando hacia los recursos comunitarios procedentes del Fondo Europeo de Garantía Agraria (FEOGA-Garantía) y del Fondo Social Europeo (FSE); y las salidas por remesas de emigrantes superan a las entradas, a medida que España se ha ido convirtiendo en país de inmigración, lo que se ha traducido en un saldo negativo a partir de 2005.

Las *transferencias de capital* están compuestas por las aportaciones de los fondos comunitarios (Fondo de Cohesión y, en menor medida, FEOGA-Orientación y Fondo Europeo de Desarrollo Regional). En conjunto, el saldo de la cuenta de capital ha sido, a lo largo de los 14 años para los que se dispone de información desglosada, siempre positivo por una cantidad en torno al 1 por 100 del PIB español. Sin embargo, las recientes ampliaciones hacia países de inferior nivel de renta que España han recortado notablemente los fondos comunitarios recibidos por nuestro país, y es previsible que lo hagan aún más en el futuro.

El resultado de ambas tendencias, que se recoge en la serie de transferencias en el gráfico 1, muestra un claro deterioro en su evolución, de tal manera que con los datos hasta noviembre de 2007, ya resulta negativo por un monto cercano a los 10.000 millones de euros (gráfico 2).

**Gráfico 2.** Detalle de la cuenta corriente.



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del Banco de España ( Balanza de Pagos).

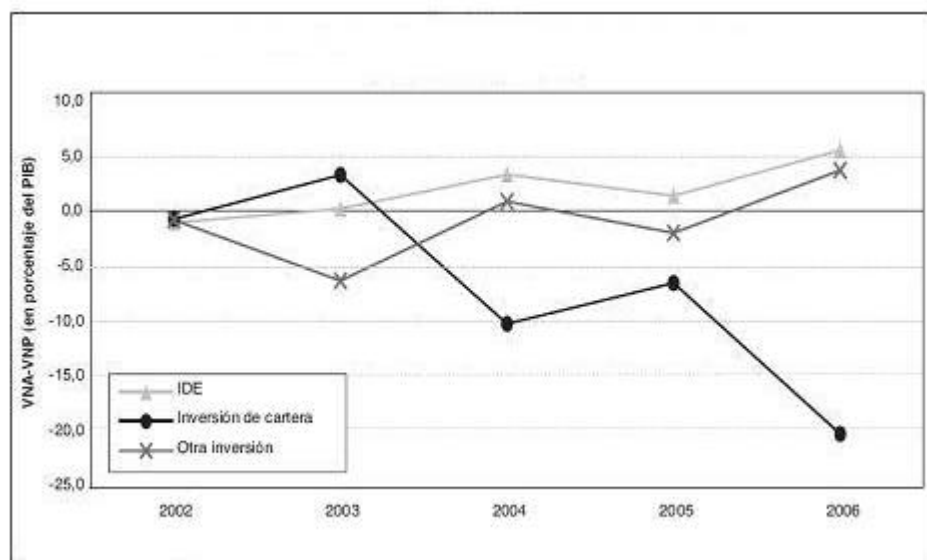
### **3. FUENTES DE FINANCIACIÓN INTERNACIONAL.**

La pertenencia de España a la zona Euro, junto con una coyuntura que ha tenido bajos tipos de interés y abundancia de liquidez han permitido a la economía española financiar sin problemas los relativamente abultados y crecientes déficit de su cuenta corriente más de capital, es decir, de sus necesidades de financiación exterior, que en los primeros once meses del año 2007 alcanzó casi los 94.000 millones de euros (más del 9% del PIB).

No obstante las observaciones anteriores, se pueden mencionar dos circunstancias que hacen aconsejable analizar de forma rigurosa la sostenibilidad de tal situación de endeudamiento. Una primera es el importante avance de la posición deudora neta de España en el exterior, que acarrea unos compromisos crecientes del servicio de la deuda externa. Pues, en efecto, según información del Banco de España: La Posición de Inversión Internacional deudora neta, excluido el propio Banco se elevó hasta el 67,8% del PIB a 31 de diciembre de 2006 desde el 56,0% del PIB de finales de 2005. Si se incluye el Banco de España, la Posición de Inversión Internacional deudora neta se situó en 2006 en el 57,9% del PIB, frente al 48,0% de finales de 2005. Como se ve, en cualquiera de las dos mediciones, estamos hablando de un incremento del orden de 10 puntos del PIB en un sólo año. Una segunda circunstancia tiene que ver con la pérdida de calidad de nuestra financiación internacional. Pues, en efecto, con datos recientes (gráfico 3) se aprecian algunos rasgos dignos de mención: en primer lugar, todas las entradas de financiación neta se realizan mediante instrumentos de cartera; en tanto que otras inversiones y, sobre todo por su interés para la economía, las inversiones directas arrojan salidas netas. Es más, un análisis desglosado a partir de datos del Banco de España indica que, dentro de las inversiones de cartera, se está produciendo un desplazamiento desde una posición inicial en 2002, de magnitud similar en todos los instrumentos, hacia los bonos, las obligaciones y los valores del mercado monetario, en tanto que el componente de acciones registra salidas netas.

Estas reflexiones pueden completarse con lo que algunos autores han identificado como la "sabiduría convencional" que juzga que déficit corrientes por encima del 5% deberían tomarse como una alarma<sup>1</sup>, o con las recomendaciones del Banco Mundial de considerar una guía prudente de política económica el tratar de prevenir déficit por cuenta corriente superiores al 4%<sup>2</sup>. Desde estas perspectivas, poca duda cabe acerca de que para España, incluso en el marco robusto de la zona euro, han de tomarse medidas para garantizar la sostenibilidad exterior.

**Gráfico 3.** Financiación del déficit exterior por tipo de instrumento.  
(datos en porcentaje del PIB)



Fuente: Tomado del Boletín de Información Comercial Española 2920, pag. 8.

<sup>1</sup> Milesi-Ferreti y Razin (1996), p.1.

<sup>2</sup> Burki y Ewards (1995). Véase Ferández Castro (2002), pp.56 y 57.



#### 4. MARCO DE ANÁLISIS

Desde mediados de la década de los 80 y esencialmente a lo largo de la década de los 90, los estudios empíricos de sostenibilidad del déficit externo, se han basado en la aplicación de diversos métodos econométricos en el ámbito de las series temporales, con el fin de contrastar el cumplimiento de la restricción presupuestaria intertemporal (RPI) en diferentes economías. Básicamente, los métodos econométricos empleados han sido dos: técnicas de raíces unitarias y técnicas de cointegración.

En términos de contabilidad nacional y según el método del gasto o de la demanda, la producción de bienes y servicios ( $Y_t$ ) de una economía abierta a lo largo de un periodo determinado “ $t$ ” es la suma de cuatro componentes de manera que,

$$Y_t = C_t + G_t + I_t + X_t - M_t \equiv C_t + G_t + I_t + XN_t \quad (1.1)$$

en donde  $C_t$ ,  $G_t$ ,  $I_t$ ,  $X_t$  y  $M_t$  son respectivamente consumo privado, gasto público, inversión, exportaciones de bienes y servicios e importaciones de bienes y servicios, y en donde  $XN_t$  son exportaciones netas. Esta economía puede prestar y pedir prestados recursos al resto del mundo a un tipo de interés  $r$ , de forma que el balance por cuenta corriente a lo largo de “ $t$ ” indica la variación en el *stock* de deuda externa de la economía entre dicho periodo ( $B_t$ ) y el periodo previo ( $B_{t-1}$ ),

$$CA_t = B_t - B_{t-1} \quad (1.2)$$

Asimismo la cuenta corriente puede expresarse como la suma de las exportaciones netas más el pago por intereses de la deuda externa tal que,

$$CA_t = XN_t + r_t B_{t-1} \quad (1.3)$$

Combinando (1.1), (1.2) y (1.3) tenemos que la restricción presupuestaria de la economía en cada periodo viene dada por,

$$B_t - B_{t-1} = XN_t + r_t B_{t-1} = Y_t - C_t - G_t - I_t + r_t B_{t-1} \quad (1.4)$$

## Raíces unitarias

Siguiendo el trabajo de Trehan y Wals (1991), es posible iterar la ecuación (1.4) hacia delante de manera que tomando valores esperados,

$$B_{t-1} = - \sum_{j=0}^{\infty} R^{-(j+1)} E(XN_{t+j} / I_{t-1}) + \lim_{j \rightarrow \infty} [R^{-(j+1)} E(B_{t+j} / I_{t-1})] \quad (1.5)$$

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 (1.5) 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,

$$\lim_{j \rightarrow \infty} [R^{-(j+1)} E(B_{t+j} / I_{t-1})] = 0 \quad (1.6)$$

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 (1.6) 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 el punto de vista empírico, se deduce de aquí una posible vía de contrastar la hipótesis de sostenibilidad del déficit exterior la cual consiste en analizar el orden de integración del saldo por cuenta corriente o del saldo en porcentaje sobre el producto, mediante la aplicación de tests de raíces unitarias.

## Cointegración

Siguiendo el trabajo de Hakkio y Rush (1991) para el contraste de sostenibilidad del déficit público, trabajo que posteriormente fue aplicado por Husted (1992) para el sector

exterior, se puede reescribir la ecuación (1.4), bajo el supuesto de que el tipo de interés es un proceso estacionario con media  $r$ , de manera que,

$$MM_t + (1+r)B_{t-1} = X_t + B_t \quad (1.7)$$

en donde  $MM_t = M_t + (r_t - r)B_{t-1}$ . La ecuación (1.7) se ha de cumplir en cada periodo, de manera que es posible resolverla hacia delante y expresarla de la siguiente forma,

$$M_t + r_t B_{t-1} = X_t + \sum_{j=0}^{\infty} \mathbf{b}^{j+1} (\Delta X_{t+j} - \Delta MM_{t+j}) + \lim_{j \rightarrow \infty} [\mathbf{b}^{j+1} B_{t+j}] \quad (1.8)$$

en donde  $\Delta=(1-B)$ , siendo  $B$  el operador de retardos tal que aplicado sobre una variable  $X_t$  tenemos que  $B^n X_t = X_{t-n}$ .

$$\mathbf{b} = \frac{1}{(1+r)} \quad (1.9)$$

Adicionalmente se supone que  $X_t$  y  $MM_t$  siguen ambas un paseo aleatorio con constante, de manera que ambas variables son procesos no estacionarios si bien la primera diferencia es estacionaria,

$$\begin{aligned} X_t &= \mathbf{a}_1 + X_{t-1} + \mathbf{e}_{1t} \\ MM_t &= \mathbf{a}_2 + MM_{t-1} + \mathbf{e}_{2t} \end{aligned} \quad (1.10)$$

Bajo este supuesto, (1.8) puede reescribirse como,

$$MM_t = \mathbf{a} + X_t + \lim_{j \rightarrow \infty} \mathbf{b}^{j+1} B_{t+j} + \mathbf{e}_t \quad (1.11)$$

donde,

$$\mathbf{a} \equiv \sum \mathbf{b}^{j-1} (\mathbf{a}_1 - \mathbf{a}_2) = [(1+r)/r](\mathbf{a}_1 - \mathbf{a}_2) \quad (1.12)$$

y donde,

$$\mathbf{e}_t \equiv \sum \mathbf{b}^{j-1} (\mathbf{e}_{1t} - \mathbf{e}_{2t}) \quad (1.13)$$

Si en (1.11) el término  $\lim[\beta^{j+1} \mathbf{B}_{t+j}]$  se anula, es decir, se cumple la hipótesis de sostenibilidad de manera que el valor presente descontado del *stock* de deuda externa converge a cero a medida que “t” tiende a infinito, se obtiene que,

$$X_t = a + bMM_t + \mathbf{e}_t \quad (1.14)$$

La ecuación (1.14) pone de manifiesto que la hipótesis de sostenibilidad del déficit externo requiere que  $X_t$  y  $MM_t$  estén cointegradas, con vector de cointegración (1,1). De esta forma se obtiene una segunda vía de contrastar la hipótesis de sostenibilidad mediante técnicas econométricas, que permitan analizar la existencia de relaciones de largo plazo entre varias variables.

### **Literatura empírica previa**

Los estudios empíricos que analizan la sostenibilidad del déficit exterior son diversos. Gran parte de ellos se han centrado en el caso de los Estados Unidos, como por ejemplo Trehan y Walsh (1991), Husted (1992), Otto (1992), Wickens y Uctum (1993), Ahmed y Rogers (1995), Fisher (1995), Wu *et al* (1996) y Leachman y Francis (2000). En los trabajos de Otto (1992) y Wu *et al* (1996) se analiza además el caso de Canadá, mientras que Ahmed y Rogers (1995) analizan a su vez el caso del Reino Unido. Otros autores se centran en analizar la hipótesis de sostenibilidad sobre un conjunto amplio de países desarrollados. Ejemplo de estos, es el trabajo de Liu y Tanner (1996) en donde se contrasta la sostenibilidad del déficit mediante la aplicación de diversos tests de raíces unitarias sobre el saldo por cuenta corriente de un conjunto de 7 países: Alemania, Canadá, Estados Unidos, Francia, Italia, Japón y Reino Unido.

Para el caso de España, los estudios aplicados son más bien escasos. En términos generales, los resultados obtenidos en los diferentes estudios 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 exterior de España como se ha expuesto en el apartado segundo. A continuación se presenta un breve resumen de algunos de los trabajos más significativos referidos a España.

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.

Mauleón (1992a, 1992b) realiza varias simulaciones para el crecimiento de la economía española bajo diversos escenarios de crecimiento de la economía mundial y diferentes opciones de política económica, todas ellas compatibles con el cumplimiento de la restricción presupuestaria intertemporal. En Mauleón (1994a,1994b) se especifican ecuaciones de comportamiento para la sostenibilidad del sector exterior español y se realizan también simulaciones en función de diferentes escenarios. Los resultados obtenidos, bajo el supuesto de elevada movilidad internacional de capitales y tipo de cambio fijo, ponen en duda la sostenibilidad del déficit exterior de la economía española.

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 la 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 déficit por cuenta corriente, que venía registrando la economía española desde 1988, tenderían a reducirse.

Por último cabe señalar el trabajo de Taylor (2002). El autor 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.

## 5. RESULTADOS EMPÍRICOS

En esta sección se presentan los resultados de la aplicación de las técnicas econométricas de raíces unitarias y cointegración a los datos de la economía española, con el fin de comprobar si se cumplen las condiciones de sostenibilidad del déficit exterior.

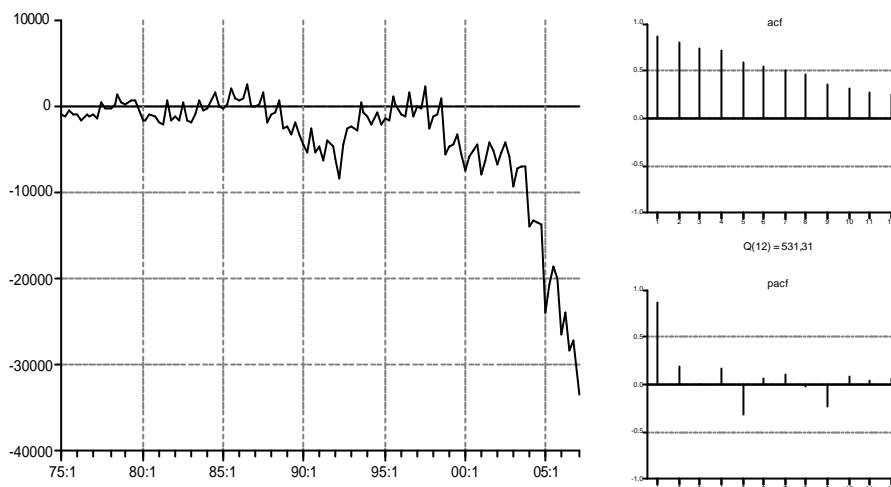
Los datos empleados en el análisis son datos trimestrales para España, en términos nominales, del saldo por cuenta corriente, exportaciones de bienes y servicios, importaciones de bienes y servicios (junto con transferencias corrientes netas y el pago de intereses por deuda externa) y PIB para el periodo 1975:01-2007:01. Salvo en el caso del saldo por cuenta corriente, todas las series han sido transformadas en logaritmos para lograr un mayor grado de linealidad en las mismas. Todos los datos han sido obtenidos del *Internacional Financial Statistics*, FMI.

### Estacionariedad de la Cuenta Corriente

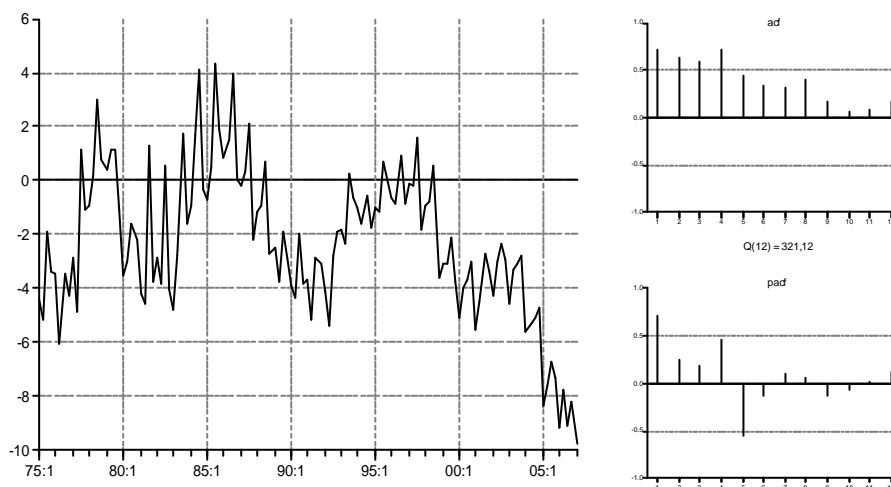
Con el objetivo de analizar el orden de integración de la serie de saldo por cuenta corriente ( $CA_t$ ) y de saldo en porcentaje del PIB ( $CAP_t$ ) se han aplicado diversos tests de raíces unitarias. A su vez, los gráficos de las series permiten obtener algunas conclusiones importantes para el análisis de estacionariedad.

El gráfico 4 y el gráfico 5 muestran respectivamente, la evolución de las series  $CA_t$  y  $CAP_t$  a lo largo del periodo considerado, así como sus funciones de autocorrelación simple (*acf*) y parcial (*pacf*). El estadístico  $Q$ , que aparece bajo los gráficos de la función de autocorrelación simple, se corresponde con el estadístico propuesto por Ljung y Box (1978), en donde entre paréntesis aparecen los grados de libertad de la  $\chi^2$  correspondiente. En ambos casos, el saldo por cuenta corriente parece mostrar un comportamiento estacionario hasta aproximadamente el primer trimestre de 1999, alternándose los periodos de déficit y superávit, si bien predominan los periodos con saldo negativo. En el periodo restante, ambas series muestran una clara tendencia decreciente, coincidiendo con la introducción del euro como moneda única en los mercados financieros de los países miembros de la UEM.

**Grafico 4.** Saldo por cuenta corriente, *acf* y *pacf*.



**Grafico 5.** Saldo por cuenta corriente en porcentaje del PIB, *acf* y *pacf*.



Por su parte, los valores de la *acf* decaen hacia cero lentamente tanto en la parte regular como en la parte anual, sugiriendo ausencia de estacionariedad y cierto comportamiento estacional.

El cuadro 2 muestra los resultados obtenidos al aplicar el test de raíces unitarias Dickey-Fuller Aumentado (DFA) propuesto por Dickey y Fuller (1979) y Dickey y Fuller (1981). En cada caso se presenta el valor del test para un modelo sin componentes



deterministas ( $\tau$ ), con constante ( $\tau_{\mu}$ ), con constante y tendencia ( $\tau_{\tau}$ ), con constante y variables artificiales estacionales ( $\tau_{s\mu}$ ) y con constante, tendencia y variables artificiales estacionales ( $\tau_{st}$ )<sup>3</sup>. Los tres primeros tests se han calculado respectivamente, como el estadístico  $t$  de Student para el contraste de la hipótesis nula  $H_0: \rho = 0$  (raíz unitaria) frente a la hipótesis alternativa  $H_1: \rho < 0$  a partir de la estimación de las tres ecuaciones siguientes,

$$\Delta y_t = r y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \Delta y_{t-i} + e_t \quad (1.1)$$

$$\Delta y_t = a + r y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \Delta y_{t-i} + e_t \quad (1.2)$$

$$\Delta y_t = a + bt + r y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \Delta y_{t-i} + e_t \quad (1.3)$$

en donde  $\Delta=(1-B)$ , siendo  $B$  el operador de retardos tal que aplicado sobre una variable  $X_t$  tenemos que  $B^n X_t=X_{t-n}$ .

**Cuadro 2.** Test de raíces unitarias DFA.

Serie	Estadístico				
	$\tau$	$\tau_{\mu}$	$\tau_{\tau}$	$\tau_{s\mu}$	$\tau_{st}$
<b>1975:01-2007:01</b>					
CA	2,78	2,38	1,38	2,21	1,25
CAP	-0,72	-2,23	-3,18	-2,05	-3,00
<b>1975:01-1998:04</b>					
CA	-1,81	-2,51	-2,77	-2,31	-2,57
CAP	-2,36	-3,63	-3,54	-3,52	-3,43
<b>1999:01-2007:01</b>					
CA	1,90	1,38	-0,84	1,99	-0,41
CAP	1,33	-0,52	-3,31	0,03	-1,07
<b>Valores críticos</b>					
significación 1%	-2,56	-3,43	-3,96	-3,43	-3,96
significación 5%	-1,94	-2,86	-3,41	-2,86	-3,41
significación 10%	-1,62	-2,57	-3,13	-2,57	-3,13

Fuente: elaboración propia. Valores críticos de Davidson y MacKinnon (1993)

<sup>3</sup> Dado que la media muestral de  $CA_t$  y  $CAP_t$  son estadísticamente significativas y además en ambos casos las series muestran un cierto comportamiento estacional, el modelo con constante y el modelo con constante y variables artificiales estacionales parecen los más adecuados para el contraste DFA.

Los tests  $\tau_{su}$  y  $\tau_{st}$  se han calculado de forma similar, a partir de las ecuaciones (1.2) y (1.3) respectivamente, en donde se han incluido variables artificiales estacionales como variables explicativas. El número de retardos ( $k$ ) incluidos en cada estimación ha sido elegido mediante el criterio de información CS propuesto por Schwarz (1978) y el criterio EPF (error de predicción final) de Akaike (1971).

El cuadro 3 muestra los resultados de aplicar el test de raíces unitarias estacionales HEGY, propuesto por Hylleberg *et al* (1990).

**Cuadro 3.** Test de raíces unitarias estacionales HEGY.

Serie	Modelo	$k$	Estadístico				
			$t_{\pi 1}$	$t_{\pi 2}$	$F_{34}$	$F_{234}$	$F_{1234}$
<b>1975:01-2007:01</b>							
CA	sin constante	1	2,78	-0,77	4,39	3,08	4,33
	constante	1	2,38	-0,76	4,35	3,05	3,75
	v.a. estacionales	1	2,21	-0,73	10,20	6,85	6,65
CAP	sin constante	2	-1,32	-2,10	3,85	4,21	3,66
	constante	2	-2,23	-2,12	3,66	4,11	4,53
	v.a. estacionales	1	-1,64	-1,85	13,11	9,62	7,91
<b>1975:01-1998:04</b>							
CA	sin constante	1	-1,81	-0,15	1,55	1,04	1,60
	constante	1	-2,51	-0,13	1,59	1,07	2,38
	v.a. estacionales	1	-2,31	-1,68	3,82	3,43	4,26
CAP	sin constante	1	-2,36	-1,19	3,42	2,78	3,57
	constante	2	-3,63	-1,62	2,59	2,75	5,63
	dummy estacionales	2	-3,52	-3,31	5,72	8,23	10,33
<b>1999:01-2007:01</b>							
CA	sin constante	1	1,90	0,06	0,97	0,65	1,55
	constante	1	1,37	0,05	0,92	0,62	1,01
	v.a. estacionales	1	0,99	-1,71	3,99	3,17	2,92
CAP	sin constante	2	0,67	-0,91	1,02	1,04	0,88
	constante	2	-0,15	-0,88	0,92	0,94	0,73
	v.a. estacionales	2	-0,01	-2,10	4,43	6,34	4,78

Fuente: elaboración propia. Valores críticos de Franses P.H. y B. Hobbijn (1993)

Notas: Los valores críticos al 5% de significación para los estadísticos  $t_{\pi 1}$ ,  $t_{\pi 2}$ ,  $F_{34}$ ,  $F_{234}$  y  $F_{1234}$  son respectivamente -1,91, -1,93, 3,11, 2,78 y 2,55 para el modelo sin constante; -2,85, -1,93, 3,08, 2,76 y 3,36 para el modelo con constante; -2,84, -2,83, 6,57, 5,95 y 5,56 para el modelo con constante y dummy estacionales

Los diferentes estadísticos de contraste han sido calculados a partir de la estimación de la siguiente ecuación,

$$y_{4t} = \mathbf{p}_1 y_{1t-1} + \mathbf{p}_2 y_{2t-1} + \mathbf{p}_3 y_{3t-1} + \mathbf{p}_4 y_{3t-2} + \sum_{i=1}^k \mathbf{a}_i y_{4t-i} + \mathbf{e}_t \quad (1.4)$$

en donde,

$$y_{4t} = (1 - B^4) y_t \quad (1.5)$$

$$y_{1t} = (1 + B + B^2 + B^3) y_t \quad (1.6)$$

$$y_{2t} = -(1 - B + B^2 - B^3) y_t \quad (1.7)$$

$$y_{3t} = -(1 - B^2) y_t \quad (1.8)$$

Los estadísticos  $t_{\pi_1}$  y  $t_{\pi_2}$  se han calculado como el estadístico  $t$  de Student para el contraste de la hipótesis nula  $H_0: \pi_1 = 0$  y  $H_0: \pi_2 = 0$ , por lo que permiten contrastar la presencia de raíz unitaria en la frecuencia regular y semianual respectivamente. Por su parte  $F_{34}$ ,  $F_{234}$  y  $F_{1234}$  han sido calculados como el estadístico  $F$  para el contraste de la hipótesis nula  $H_0: \pi_3 = \pi_4 = 0$ ,  $H_0: \pi_2 = \pi_3 = \pi_4 = 0$  y  $H_0: \pi_1 = \pi_2 = \pi_3 = \pi_4 = 0$  respectivamente. De esta manera el estadístico  $F_{34}$  permite contrastar la presencia de raíz unitaria en la frecuencia anual.

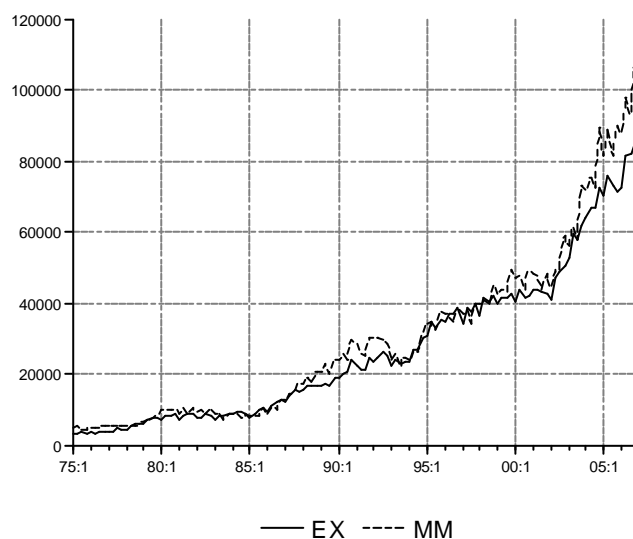
Los resultados de los tests DFA y HEGY ponen de manifiesto varias cuestiones de interés. Tanto en el caso de la serie  $CA_t$  como de  $CAP_t$ , la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria en la frecuencia regular no se rechaza cuando los tests son aplicados sobre el total de la muestra (1975:1-2007:1). Para la serie de saldo en porcentaje del PIB en el periodo 1975:1-1998:4, los estadísticos utilizados toman en todos los casos un valor inferior al valor crítico correspondiente al 5% de significación, rechazándose así la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria. Para la serie de saldo por cuenta corriente, los resultados no permiten rechazar la hipótesis nula de ausencia de raíz unitaria al 5% de significación. Solo es posible rechazar la hipótesis al 10% de significación atendiendo exclusivamente a los resultados del test DFA. En el periodo 1999:1-2007:1, los estadísticos toman en todos los casos un valor superior al valor crítico, indicando presencia de raíz unitaria. Por tanto, los resultados no muestran evidencia a favor de la hipótesis de sostenibilidad del déficit exterior español a lo largo del periodo analizado, si bien es cierto, que esta ausencia de sostenibilidad parece ser la consecuencia del

comportamiento del saldo corriente en el periodo posterior a la entrada del euro en circulación.

### Contraste de cointegración

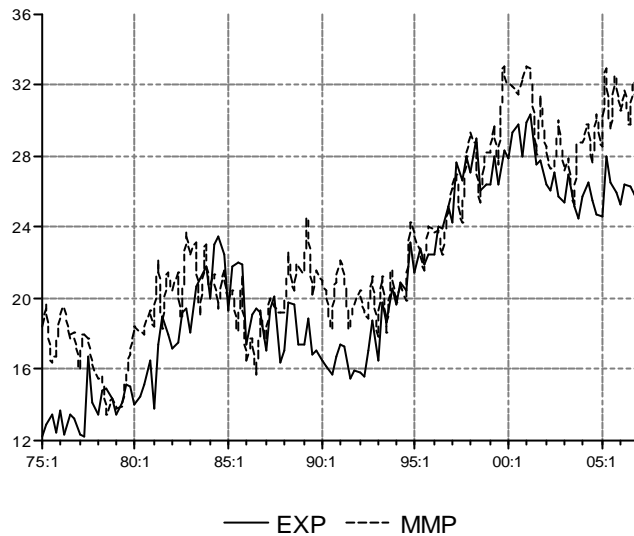
El análisis de cointegración<sup>4</sup>, entre las series de exportaciones de bienes y servicios ( $EX_t$ ) y de importaciones de bienes y servicios más transferencias y pagos por intereses de la deuda ( $MM_t$ ), así como de dichas variables expresadas en porcentaje del PIB ( $EXP_t$  y  $MMP_t$  respectivamente), se ha llevado a cabo mediante el procedimiento propuesto por Johansen (1988), cuya aplicación requiere la estimación de un modelo de corrección del error vectorial (MCEV). Los gráficos 6 y 7 muestran la evolución a lo largo del periodo 1975:1-2007:1 de las series  $EX_t$  y  $MM_t$ ,  $EXP_t$  y  $MMP_t$  respectivamente.

**Grafico 6.** Series  $EX_t$  y  $MM_t$ , 1975:1-2007:1.



<sup>4</sup> El análisis de cointegración requiere el previo estudio del orden de integración de las series analizadas. En nuestro caso se ha contrastado mediante la aplicación del test DFA, obteniéndose como resultado que las series son integradas de orden uno.

**Grafico 7.** Series  $EXP_t$  y  $MMP_t$ , 1975:1-2007:1.



Los resultados del test de cointegración se presentan en los cuadros 4 y 5. Para las series  $EX_t$  y  $MM_t$  se muestran los resultados para dos modelos diferentes, M3 y M4 los cuales se corresponden con distintas especificaciones de los componentes deterministas en el MCEV. Estos incluyen respectivamente constante no restringida al vector de cointegración y tendencia lineal restringida al vector de cointegración. Puesto que ambas series muestran a lo largo del periodo tendencia positiva en nivel, parece razonable incluir un término constante no restringido en el MCEV, por lo que las conclusiones del contraste de cointegración deberían basarse principalmente sobre los resultados obtenidos al aplicar el test sobre M3. La presentación de los resultados del test aplicados sobre un modelo con tendencia lineal restringida (M4), se justifica por el buen rendimiento que presenta del test de cointegración aplicado sobre dicho modelo, con independencia de la presencia o ausencia de componentes deterministas en el verdadero proceso generador de los datos<sup>5</sup>. En el caso de las series  $EXP_t$  y  $MMP_t$  sin embargo, se presentan los resultados para un modelo con constante restringida (M2) y para el modelo con tendencia lineal restringida.

Para cada uno de los tres modelos se ofrece el valor de tres estadísticos. El estadístico de la traza (TR) y el estadístico del máximo autovalor (MV) desarrollados por Johansen

---

<sup>5</sup> Ver Donoso y Martin (2007)

(1988), y el estadístico SL propuesto por Saikkonen y Lütkepohl (2000a, 2000b) y Saikkonen y Luukkonen (1997). Todas las estimaciones se han realizado incluyendo variables artificiales estacionales como variables explicativas (Johansen, 1995, pag.84). Los valores críticos para distintos niveles de significación y para cada uno de los tests se presentan en el cuadro 6. El orden del VECM se ha elegido atendiendo a dos criterios<sup>6</sup> de información, el criterio CS y el criterio EPF.

**Cuadro 4.** Resultados del test de cointegración, series  $EX_t$  y  $MM_t$ .

Modelo	Valores propios	k	Hipótesis Nula	Estadístico		
				TR	MV	SL
<b>1975:01-2007:01</b>						
M3	$\lambda_1 = 0,0879$ , $\lambda_2 = 0,0082$	4	$H_0: r = 0$ $H_0: r = 1$	12,44 1,03	11,41 1,03	4,17 -
M4	$\lambda_1 = 0,0880$ , $\lambda_2 = 0,0787$	4	$H_0: r = 0$ $H_0: r = 1$	21,58 10,17	11,42 10,17	11,82 3,52
<b>1975:01-1998:04</b>						
M3	$\lambda_1 = 0,0976$ , $\lambda_2 = 0,0166$	4	$H_0: r = 0$ $H_0: r = 1$	10,87 1,53	9,35 1,53	5,61 -
M4	$\lambda_1 = 0,1212$ , $\lambda_2 = 0,0906$	4	$H_0: r = 0$ $H_0: r = 1$	20,39 8,64	11,76 8,64	9,99 2,25
<b>1999:01-2007:01</b>						
M3	$\lambda_1 = 0,2235$ , $\lambda_2 = 0,0897$	4	$H_0: r = 0$ $H_0: r = 1$	24,34 1,47	22,86 1,47	22,92 -
M4	$\lambda_1 = 0,2254$ , $\lambda_2 = 0,2194$	4	$H_0: r = 0$ $H_0: r = 1$	44,23 14,41	29,82 14,41	29,32 0,03

Fuente: elaboración propia.

La comparación del valor de los estadísticos con sus valores críticos correspondientes, ofrece varios resultados en cierto modo contradictorios con los obtenidos previamente en el análisis de estacionariedad del saldo por cuenta corriente.

<sup>6</sup> Giles y Mirza (1999) recomiendan el empleo de CS y EPF de forma conjunta para la determinación del orden del MCE, ya que el criterio CS tiende a infraestimar el verdadero orden del MCE y el criterio EPF a sobreestimarlos; y, debido a la mayor sensibilidad del test de Johansen a la infraparametrización (véanse Gonzalo, 1994; Cheung y Lai, 1993), estos autores sugieren el empleo de EPF en casos en los que ambos criterios den un resultado muy dispar, y el empleo de CS en el resto de casos, por su mayor consistencia.

Para las series  $EX_t$  y  $MM_t$  a lo largo del periodo 1975:1-2007:1, la hipótesis nula de ausencia de cointegración no se rechaza al 5% de significación, mostrando así ausencia de sostenibilidad del déficit exterior de la economía española. Sin embargo, para el periodo previo a la introducción del euro (1975:1-1998:4), tampoco se rechaza la hipótesis nula de ausencia de cointegración, si bien en el periodo posterior el valor de los estadísticos parece indicar la presencia de una relación de cointegración.

**Cuadro 5.** Resultados del test de cointegración, series  $EXP_t$  y  $MMP_t$ .

Modelo	Valores propios	k	Hipótesis Nula	Estadístico		
				TR	MV	SL
<b>1975:01-2007:01</b>						
M2	$\lambda_1 = 0,0927, \lambda_2 = 0,0276$	4	$H_0: r = 0$	15,53	12,06	6,22
			$H_0: r = 1$	3,47	3,47	0,35
M4	$\lambda_1 = 0,1710, \lambda_2 = 0,0464$	6	$H_0: r = 0$	28,68	22,88	8,37
			$H_0: r = 1$	5,80	5,80	1,99
<b>1975:01-1998:04</b>						
M2	$\lambda_1 = 0,1179, \lambda_2 = 0,0268$	4	$H_0: r = 0$	13,89	11,42	5,76
			$H_0: r = 1$	2,47	2,47	0,94
M4	$\lambda_1 = 0,1272, \lambda_2 = 0,0302$	4	$H_0: r = 0$	15,17	12,38	5,94
			$H_0: r = 1$	2,79	2,79	2,55
<b>1999:01-2007:01</b>						
M2	$\lambda_1 = 0,3867, \lambda_2 = 0,0552$	1	$H_0: r = 0$	18,01	16,13	6,66
			$H_0: r = 1$	1,87	1,87	0,06
M4	$\lambda_1 = 0,5112, \lambda_2 = 0,2546$	1	$H_0: r = 0$	33,32	23,62	15,69
			$H_0: r = 1$	9,70	9,70	3,52

Fuente: elaboración propia.

Por su parte, para las series  $EXP_t$  y  $MMP_t$  y el periodo 1975:1-2007:1, el valor de los estadísticos TR, MV y SL, obtenidos tras la estimación del modelo con constante restringida (M2), no permiten rechazar la hipótesis nula de ausencia de cointegración. Los estadísticos TR y MV, sin embargo, muestran evidencia a favor de la presencia de una relación de cointegración cuando se especifica un modelo con tendencia lineal restringida (M4). En el periodo 1975:1-1998:4 ninguno de los tres estadísticos,

calculados tanto para M2 como para M4, muestran evidencia a favor de la existencia de cointegración. Por último, para el periodo 1999:1-2007:1 los resultados en general aceptan la presencia de una relación de cointegración.

**Cuadro 6.** Valores críticos estadísticos TR, MV y SL  
(nivel de significación del 10%, 5% y 1%).

Mod.	Hipótesis nula	10%			5%			1%		
		TR	MV	SL	TR	MV	SL	TR	MV	SL
M2	H <sub>0</sub> : r = 0	17,85	13,75	10,47	19,96	15,67	12,26	24,60	20,20	16,10
	H <sub>0</sub> : r =1	7,52	7,52	2,98	9,24	9,24	4,13	12,97	12,97	6,93
M3	H <sub>0</sub> : r = 0	13,33	12,07	8,18	15,41	14,07	9,84	20,04	18,63	13,48
	H <sub>0</sub> : r =1	2,69	2,69	-	3,76	3,76	-	6,65	6,65	-
M4	H <sub>0</sub> : r = 0	22,76	16,85	13,78	25,32	18,96	15,83	30,45	23,65	19,85
	H <sub>0</sub> : r =1	10,49	10,49	5,42	12,25	12,25	6,78	16,26	16,26	10,04

Fuente: valores críticos de Osterwald-Lenum (1992, tabla 1\*, tabla 1 y tabla 2\* para M2, M3 y M4 respectivamente) para el test TR y MV y de Trenkler (2003, tabla 3, tabla 2 y tabla 1 para M2, M3 y M4 respectivamente ) para el test SL.

## 6. CONCLUSIONES

Los resultados del análisis empírico desarrollado en el apartado previo permiten sacar algunas conclusiones.

El análisis de estacionariedad de la serie de saldo por cuenta corriente para el periodo 1975:1-2007:1, no permite confirmar la sostenibilidad del sector exterior español. A su vez esta ausencia de sostenibilidad es atribuible a los malos resultados experimentados por el sector exterior desde los años inmediatamente posteriores a la entrada del euro en circulación en los mercados financieros.

Los resultados obtenidos mediante el contraste de cointegración entre exportaciones de bienes y servicios y las importaciones de bienes y servicios (junto con transferencias netas y el pago por intereses de la deuda) son en ciertos aspectos contradictorios a los obtenidos mediante el análisis de estacionariedad del saldo por cuenta corriente. Al considerar el periodo 1975:1-2007:1, el procedimiento no muestra evidencia a favor de



la hipótesis de sostenibilidad del déficit exterior, si bien ocurre lo contrario para el periodo 1999:1-2007:1.

## BIBLIOGRAFIA

Anchuelo, A. (1995): “Sostenibilidad del déficit exterior español”, *Información Comercial Española*, nº 742, pp. 127-139.

Ahmed, S. y J.H. Rogers (1995): “Government budget deficits and trade deficits. Are present value constraints satisfied in long term data?”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 36, pp. 351-374.

Akaike, H. (1971): “Autoregressive model fitting for control”, *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, vol. 23, pp 163-180.

Burki, S.J. y S. Edwards (1995): “Latina America after Mexico: quickening the pace”, The World Bank, Washington.

Davidson , R. Y J. MacKinnon (1993): *Estimation and inference in econometrics*, pp. 708, tabla 20.1, Oxford University Press, London.

Dickey, D.A. y W.A. Fuller (1979): “Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root”, *Journal of the American Statistical Association*, vol. 74, pp. 427-431.

Dickey, D.A. y W.A. Fuller (1981): “Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root”, *Econometrica*, vol. 49, pp. 1057-1072.

Dolado, J. y J. Viñals (1992): “El déficit exterior español: sostenibilidad y objetivos en el proceso de transición a la UEM”, *Papeles de Economía Española*, vol. 52/53, pp. 332-352.

Donoso, V. Y V. Martín (2007): “¿Están cointegradas las exportaciones y el producto en España?: un análisis empírico y de simulación”, *Principios. Estudios de Economía Política*, nº 7, pp. 31-52.

Fernández, B. (2002): “La deuda exterior, su sostenibilidad y la solvencia de la economía española desde una perspectiva intertemporal”, Tesis Doctoral.

Fisher, E. (1995): “A new way to think about the current account”, *International Economic Review*, vol. 36, pp. 555-568.

Giles, J.A. y S. Mirza (1999): "Some pretesting issues on testing for Granger noncausality", *Econometrics Working Paper* 9914, (University of Victoria).

Hakkio, G. S Y M. Rush (1991): “Is the budget déficit too large?”, *Economic Enquiry*, vol. 29, nº 3, pp. 429-445.

Husted, S. (1992): “The emerging U.S. current account deficit in the 1980s: a cointegration analysis”, *The Review of Economics and Statistics*, vol. 74, nº 1, pp. 159-166.

Hylleberg, S., Engle, R., Granger, C.W.J. y B.S. Yoo (1990): “Seasonal integration and cointegration”, *Journal of Econometrics*, vol. 44, pp. 215-238.

Johansen, S. (1988): “Statistical analysis of cointegrating vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol.12, pp. 231-254.

Johansen, S. (1995): “Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models”, *Oxford University Press*.

Leachman, L.L. y B. Francis (2000): “Multicointegration análisis of the sustainability of foreign debt”, *Journal of Macroeconomics*, vol. 22, nº 2, pp. 207-227.

Ljung G.M. y G.E.P. Box (1978): “On a measure of lack of fit in time series models”, *Biometrika*, vol. 65, pp. 297-303.

Mauleon, I. (1992a): “Crecimiento, competitividad y la restricción exterior: un análisis de simulación”, Documento de Trabajo 9212, Fundación Empresa Pública.

Mauleon, I. (1992a): "Integración de restricciones macroeconómicas a corto y largo plazo", Documento de Trabajo 9213, Fundación Empresa Pública.

Mauleón, I. (1994): "Simulaciones del saldo comercial exterior de la economía española", Documento de Trabajo 107/1994, Fundación Fondo para la Investigación Económica y Social.

Mauleón, I. (1994): "Un modelo de simulación a largo plazo del saldo comercial", Documento de Trabajo 103/1994, Fundación Fondo para la Investigación Económica y Social.

Milessi-Ferreti, G. M. y A. Razin (1996): "Current account sustainability", *Princeton Studies In International Finance*, Documento de Trabajo, nº 81.

Osterwald-Lenum (1992): "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistic", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 54, pp. 461-472.

Otto, G. (1992): "Testing a present value model of current account: evidence from US and canadian time series", *Journal of International Money and Finance*, vol. 11, pp. 414-430.

Saikkonen, P. Y H. Lütkepohl (2000a): "Testing for the cointegration rank of a VAR process with an intercept", *Econometric Theory*, vol. 16, pp. 373-406.

Saikkonen, P. Y H. Lütkepohl (2000b): "Trend adjustment prior to testing for the cointegration rank of a VAR process", *Journal of Time Series Analysis*, vol. 21, pp. 435-456.

Saikkonen, P. Y R. Luukkonen (1997): "Testing cointegration in finite vector autoregressive processes", *Journal of Econometrics*, vol. 81, pp. 93-126.

Serrano-Sanz, J.M., Sabaté, M. y D. Gadea (1999): "Economic growth and the long run balance of payments constraint in Spain", *Journal of International Trade and Economic Development*, vol. 8, pp. 389-417.

Schwarz, G. (1978): "Estimating the dimension of a model", *The Annals of Statistics*, vol. 6, pp 461-471.

Taylor, A. (2002): "A century of current account dynamics", *Journal of International Money and Finance*, vol. 21, pp. 725-748.

Trehan, B. Y C.E. Walsh (1991): "Testing intertemporal budget constraints: theory and applications to U.S. federal budget and current account deficits", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol.23, nº 2, pp. 206-223.

Trenkler, C. (2003): "A new set of critical values for systems cointegration tests with a prior adjustment for deterministic terms", *Economics Bulletin*, vol. 3, nº 11, pp. 1-9.

Wickens, M.R. y M. Uctum (1993): "The sustainability of current account deficits: a test of the US intertemporal budget constraint", *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 17, pp. 423-441.

Wu, J., Fountas, S. Y S. Chen (1996): "Testing for the sustainability of the current account deficit in two industrial countries", *Economics Letters*, vol. 52, pp. 193-198.