

# ESPAÑA EN LOS MERCADOS INTERNACIONALES DE CAPITAL. ANÁLISIS DEL GRADO DE INTEGRACIÓN FINANCIERA

*José Carlos Sánchez de la Vega\**  
*José Daniel Buendía Azorín\**

Este artículo analiza el grado de integración de España en los mercados internacionales de capital en el período anterior a la creación de la unión monetaria, a partir de una derivación del enfoque cantidades, y mediante la aplicación de los contrastes de raíces unitarias y de la teoría de la cointegración. Igualmente se considera la posible existencia de cambios estructurales en el comportamiento a largo plazo de las variables, mediante los contrastes de Rappoport y Reichlin sobre integrabilidad, y de Gregory y Hansen sobre cointegración con cambio de régimen.

**Palabras clave:** *integración económica, ahorro, inversiones, cuentas bancarias, cointegración, España.*

**Clasificación JEL:** *C22, E20, F21.*

## 1. Introducción

El Consejo Europeo de Bruselas, celebrado en mayo de 1998, cuyo objetivo final era la puesta en marcha de la tercera fase de la Unión Monetaria (UM, en adelante), situó a España en el grupo de países de la Unión Europea (UE, en adelante) que conformaron aquella en una primera oleada.

Ello supuso, entre las medidas más relevantes, el establecimiento de los tipos de cambio irrevocablemente fijos de la peseta con el resto de monedas de la zona-euro y la cesión de la instrumentación de la política monetaria al Banco Central Europeo. Ambas medidas tuvieron como consecuencia directa una impor-

tante pérdida de operatividad a la hora de corregir los desequilibrios de nuestra economía.

Dada la proximidad en el tiempo de la adopción de dichas medidas, puede ser interesante conocer en qué situación se encontraba la economía española, y más concretamente, cuál era el grado de integración financiera que existía en el momento previo a la adopción de esta decisión.

Pero, ¿cuál es la justificación de este interés? Como señalan multitud de trabajos, la movilidad internacional del capital y, por ende, el grado de integración financiera de un país, tienen particular relevancia a la hora de abordar aspectos como la transmisión de las políticas monetaria y fiscal, la efectividad de las medidas correctoras de los mercados cambiarios, la eficiencia en la localización de los recursos financieros o la diversificación de las carteras de valores.

---

\* Departamento de Economía Aplicada. Facultad de Economía y Empresa. Universidad de Murcia.

Además, en el marco de un proceso de unión monetaria como el iniciado en la UE, la plena integración financiera representa un papel crucial en la reducción del impacto de las perturbaciones de carácter asimétrico y en la corrección de los desequilibrios externos de las economías.

No en vano, y como condición previa necesaria para la creación de la UM, a finales de los años ochenta se promulgaron sendas directivas cuyo objetivo era la plena eliminación de las barreras administrativas a los flujos de capitales intra y extracomunitarios.

Más concretamente, en el caso de España el interés deriva del hecho de conocer hasta qué punto el grado de participación en los mercados financieros internacionales de nuestra economía puede influir en los efectos motivados por la pérdida de independencia en la instrumentación de la política económica a la hora de solventar las posibles crisis con rasgos nacionales.

Una vez asumida la importancia de esta cuestión, el principal problema que se plantea radica en la forma de medición de la movilidad del capital o de la integración financiera. En este sentido, muchas han sido las investigaciones desarrolladas sobre la materia y muy diversas las alternativas empíricas propuestas.

En este trabajo se pretende acotar al máximo tanto el ámbito geográfico, como la metodología utilizada, de tal manera que se mide el grado de integración financiera de España en el período previo a la entrada en la UM a partir de la aplicación de la teoría de la cointegración en el contexto del enfoque cantidades.

En consecuencia, el período analizado abarca los años 1960-1997, empleando las tasas de ahorro e inversión agregadas, privadas y públicas correspondientes a España obtenidas de las estadísticas de la OCDE (*National Accounts, Main Indicators*), mientras la metodología econométrica se sustenta en los contrastes de raíces unitarias y de cointegración, y en la estimación de modelos de corrección del error.

A partir de estas ideas el presente trabajo se estructura de la siguiente manera: en el segundo apartado se realiza un breve análisis descriptivo de las series utilizadas, así como de otras complementarias y se abordan algunos de los enfoques planteados para medir la integración financiera; en el tercero se desa-

rolla la metodología utilizada; en el cuarto se presentan los principales resultados y se comentan sus implicaciones en este contexto, para finalizar con un apartado de conclusiones.

## 2. Análisis descriptivo

A la hora de analizar el grado de integración financiera de un país, es evidente que las barreras o trabas administrativas que puedan existir desempeñan un papel crucial, en la medida en que desincentivan considerablemente la disposición de los agentes a intervenir activamente en los mercados internacionales de capital.

La reducción o eliminación de las mismas es una cuestión que depende exclusivamente de las modificaciones legislativas adoptadas por los gobiernos, sin embargo, aspectos que podemos denominar sociológicos, como la diferente aversión al riesgo de los inversores potenciales, condicionada por la información sobre las economías de destino, o la preferencia por los activos nacionales frente a los extranjeros, unidos a la existencia de relaciones institucionales, también representan un papel importante en la movilidad de capitales<sup>1</sup>.

Así, la movilidad internacional del capital puede ser definida como el grado en el cual los mercados financieros están integrados entre países a partir de dos factores:

1. La existencia y dimensión de los costes transaccionales y los controles de capital que imposibilitan o dificultan el arbitraje entre activos domésticos y extranjeros.
2. La actitud de los inversores hacia el riesgo y la sustituibilidad entre activos nacionales y extranjeros.

La combinación de ambos permite definir este concepto como la conjunción de costes transaccionales nulos y ausencia de sesgo doméstico en las preferencias de las carteras.

No obstante, a la hora de abordar la contrastación empírica de este concepto no existe consenso, ni en la interpretación de los resultados ni en las técnicas. En todo caso, tradicionalmente, se

---

<sup>1</sup> Véase FELDMSTEIN y BACCHETTA (1989).

**CUADRO 1**  
**AHORRO E INVERSIÓN EN ESPAÑA**  
**(% PNB)**

	Valor medio			Desviación típica		
	1960-1972	1973-1985	1986-1997	1960-1972	1973-1985	1986-1997
Ahorro nacional bruto .....	23,39	20,78	20,85	1,00	2,42	1,21
Formación bruta de capital .....	23,22	22,47	22,09	1,86	2,78	2,01
Saldo corriente.....	0,17	-1,69	-1,24	1,85	2,11	1,78
Ahorro privado .....	19,68	19,63	20,28	1,22	1,20	1,37
Ahorro público.....	3,95	1,37	0,42	0,36	1,82	1,75
Inversión privada .....	21,39	19,98	18,30	1,00	2,92	1,69
Inversión pública .....	2,66	2,49	3,91	0,17	0,48	0,57
Gap privado.....	-1,71	-0,34	1,97	1,72	3,00	2,65
Gap público .....	1,29	-1,12	-3,49	0,43	2,02	1,59

NOTA: Los valores iniciales de las tasas sectoriales corresponden al año 1964 y los finales al año 1996.

FUENTE: Elaboración propia a partir de *National Accounts, Main Indicators* (OCDE).

han planteado dos enfoques generales: enfoque precios y enfoque cantidades<sup>2</sup>.

De manera resumida, el primero de ellos engloba los tres criterios de paridad de intereses que asumen, cada uno en su formulación<sup>3</sup>, la convergencia de los precios de los activos nacionales y extranjeros en presencia de perfecta movilidad, como consecuencia directa del flujo de capitales desde las zonas excedentarias a las deficitarias en busca de una mayor rentabilidad, el cual finalmente deriva en la igualación de los tipos de interés, como predice la teoría neoclásica.

Por su parte, la perfecta movilidad a partir del enfoque cantidades o condición de Feldstein y Horioka<sup>4</sup>, supone que la perfecta movilidad sólo es compatible con la ausencia de correlación entre las tasas de ahorro e inversión domésticas, de manera que los posibles desfases entre ambas se equilibran con los flujos de capitales extranjeros.

Estos dos enfoques han permitido plantear diferentes alternativas, siendo una de las más recientes, y la que aquí se va a

emplear, una derivación de la condición de Feldstein y Horioka aplicando la teoría de la cointegración sobre las tasas de ahorro e inversión.

No obstante, antes de avanzar en el desarrollo de esta metodología, es conveniente ofrecer una visión general, meramente descriptiva, de algunas de las variables que posteriormente van a ser objeto del tratamiento econométrico.

La información recogida en el Cuadro 1 permite observar algunos rasgos característicos de la evolución de estas variables en España<sup>5</sup>, muchos de los cuales han sido destacados en trabajos previos realizados sobre nuestra economía.

En primer lugar, los datos medios correspondientes a los tres períodos muestran una caída, tanto en la tasa de ahorro como en la de inversión, entre el primer y el segundo tramo, para comportarse posteriormente de manera estable. Puede observarse igualmente cómo, a lo largo del período de crisis, la variabilidad presenta los mayores valores en los tres agregados.

El hecho de que las tasas de inversión se sitúen a partir de 1973 por encima de las tasas de ahorro provoca el cambio de

<sup>2</sup> Para un análisis más detallado de ambos enfoques puede consultarse FRANKEL (1985 y 1989).

<sup>3</sup> Paridad de intereses nominales cubierta o cerrada (CIP), paridad de intereses nominales descubierta (UIP) y paridad real de intereses *ex ante* (RIP).

<sup>4</sup> Para un mayor desarrollo véase FELDSTEIN y HORIOKA (1980).

<sup>5</sup> La elección de los tres períodos se ha realizado de forma totalmente arbitraria, tomando como único criterio que éstos tengan la misma dimensión.

signo en el saldo exterior, mientras la estabilización del ahorro en torno al 20 por 100, por debajo de la inversión, evidencia uno de los problemas de nuestra economía, como es la insuficiencia de la tasa de ahorro.

Este mismo análisis realizado en el ámbito sectorial muestra un comportamiento desigual entre sectores y respecto al agregado. Así, mientras el ahorro privado se recupera a lo largo de la última fase, el componente público cae de forma continua. Factores como el desarrollo de las AA PP o la mayor dotación de los programas de contenido social, justificarían esta evolución.

En cuanto a la inversión, su evolución es la contraria, puesto que frente a una caída continua en el esfuerzo inversor privado, la inversión pública sólo se reduce en el período de crisis, para recuperarse posteriormente, hasta cotas cercanas al 4 por 100 del PNB.

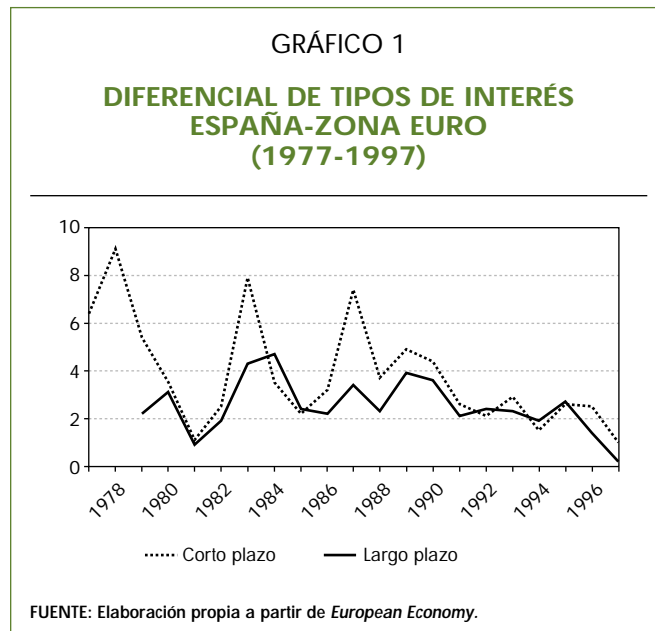
Por tanto, la dinámica de los desequilibrios sectoriales evidencia una mejora continua en el sector privado, mientras el sector público muestra un claro y constante deterioro. Ello pone de manifiesto las importantes necesidades de financiación mostradas por las AA PP en las últimas décadas, lo cual ha podido provocar un efecto expulsión sobre el sector privado en la demanda de financiación (efecto *crowding out*).

Por otro lado, la variabilidad sectorial, aunque en la mayoría de los casos es similar al agregado (fluctúan más en el segundo período), en los casos del ahorro privado y de la inversión pública, los mayores valores se obtienen entre 1986 y 1996.

Un aspecto igualmente interesante, aunque no sea objeto de un posterior análisis más exhaustivo, viene representado por el estudio de la evolución seguida en los últimos 20 años por el diferencial de tipos de interés entre España y la zona-euro<sup>6</sup>.

Si bien se trata de una aproximación bastante limitada, el Gráfico 1 puede ilustrarnos sobre el pretendido proceso de acercamiento de los tipos de interés como consecuencia del proceso liberalizador, tal y como sostiene la teoría neoclásica.

<sup>6</sup> Se ha optado por este agregado a pesar de que durante el período elegido aún no existía como tal la zona-euro, puesto que es con los países que actualmente la forman con los que esta comparación es más interesante.



El simple análisis visual permite confirmar, en primer lugar, la reducción en la variabilidad del diferencial a lo largo de las dos décadas consideradas, lo cual denota, si no la igualación, sí la evolución paralela en ambos entornos. Y, en segundo lugar, un proceso de reducción de los diferenciales, más evidente en los tipos a corto plazo, que prácticamente se anulan en el año 1997, en buena lógica por la proximidad de la creación de la UM.

Las pautas marcadas por los diferenciales de tipos de interés sugieren la existencia de un proceso de creciente integración financiera de la economía española en virtud del enfoque precios. Sin embargo, esta circunstancia no garantiza el movimiento reasignador de activos que predice la teoría, por cuanto puede producirse merced a acuerdos interinstitucionales desligados del propio proceso liberalizador.

Finalmente, la importancia relativa de la inversión directa (IDE) en el PNB, puede añadir algunos elementos de juicio. En el Cuadro 2 se observa cómo este porcentaje no ha cesado de crecer en el período 1980-1995, lo que confirma la importancia cada vez mayor de los flujos de inversión directa en la economía española. Así se pone de manifiesto a partir de las tasas medias de crecimiento por subperíodos.

**CUADRO 2**  
**LA INVERSIÓN DIRECTA EXTRANJERA (IDE) EN ESPAÑA**

	% IDE/PNB				Tasas medias anuales acumuladas		
	1980	1985	1990	1995	1980-1985	1985-1990	1990-1995
Entradas .....	2,4	5,4	13,4	20,0	17,6	19,9	8,3
Salidas .....	0,6	1,3	3,2	6,5	16,7	19,7	15,2
Saldo .....	1,8	4,1	10,2	13,5	17,9	19,9	5,7

FUENTE: Elaboración propia a partir de *World Investment Report* (UNCTAD).

Esta circunstancia permitiría suavizar los problemas que se derivan de un desequilibrio externo, en la medida en que reduce las posibilidades de que se produzcan crisis de liquidez a corto plazo.

Si bien es cierto que la inversión directa entraña ciertas desventajas relacionadas con la pérdida de la propiedad de activos nacionales y la consiguiente cesión en la toma de decisiones a agentes extranjeros, y con la mayor vulnerabilidad de la economía ante perturbaciones externas, parece demostrado que es más deseable que las entradas de capital se realicen de forma estable, a que lo hagan con carácter coyuntural (inversión en cartera). Igualmente, el constante aumento del flujo de capitales hacia la economía española apuntaría en la misma dirección de creciente integración financiera.

Los anteriores elementos, en nuestra opinión, son indicadores que aparentemente confirman un elevado grado de integración, pero dicha conclusión debe ser objeto de una contrastación más robusta mediante el empleo de la metodología econométrica más reciente.

### 3. Metodología

La metodología utilizada para determinar el grado de integración financiera de la economía española se basa en la aplicación de los contrastes de raíces unitarias y de cointegración partiendo de la idea propuesta inicialmente en el enfoque cantidades.

El planteamiento original de Feldstein y Horioka se pone en práctica mediante la estimación del coeficiente de corte trans-

versal que relaciona las tasas de ahorro e inversión de varios países, de tal forma que si éste presenta un valor próximo a la unidad, ambas variables se moverán conjuntamente, lo que se interpreta como un indicio de reducida movilidad del capital. Por el contrario, un valor cercano a cero sólo puede obtenerse si existe una elevada movilidad del capital.

Este enfoque trasladado al análisis individualizado de un país, no sólo supone un cambio metodológico, forzado en parte por las críticas recibidas y por la aparición de nuevas técnicas econométricas, sino también un cambio terminológico, pues frente al concepto de «movilidad del capital», conviene emplear el término «integración financiera».

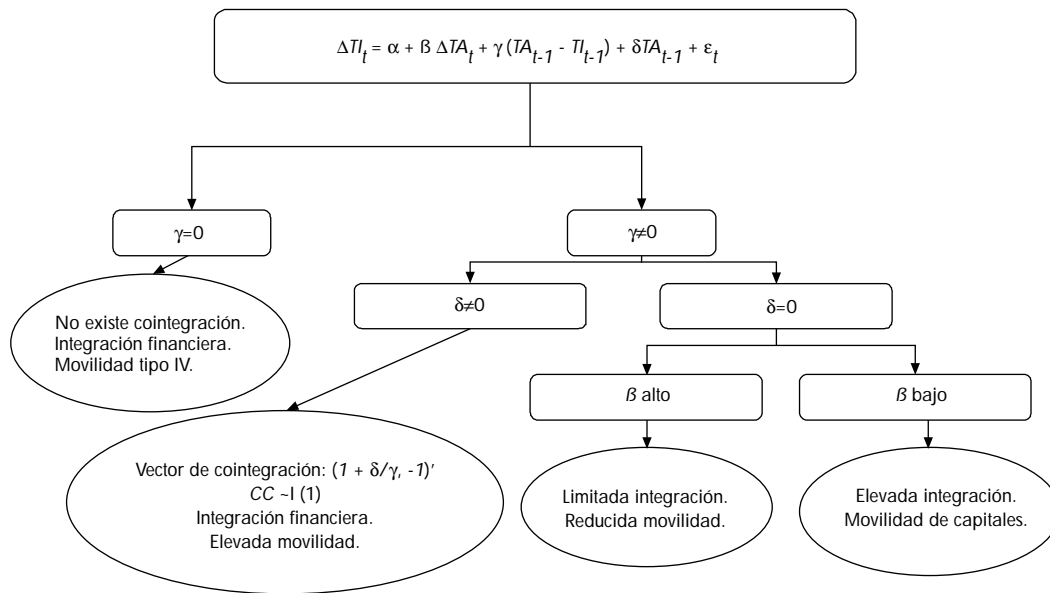
Partiendo de esta idea, la aplicación secuencial de los contrastes ligados a la teoría de la cointegración, así como la estimación de un modelo de corrección del error, pueden ofrecernos tres vías alternativas para analizar el grado de integración financiera.

En primer lugar, los contrastes de raíces unitarias sobre las series de ahorro, inversión y saldo corriente<sup>7</sup>, permiten realizar la interpretación según la cual la existencia de una raíz unitaria en el saldo corriente, es decir, la no estacionariedad de esta variable, sería consecuencia de una elevada integración del país en los mercados financieros internacionales, puesto que su evolución explosiva, sin tendencia clara al ajuste, no presentaría un valor medio representativo.

<sup>7</sup> Los contrastes econométricos para determinar la existencia de raíces unitarias son los propuestos por DICKEY (1976), DICKEY y FULLER (1981), y PHILLIPS y PERRON (1988).

FIGURA 1

**INTERPRETACIÓN DE LOS COEFICIENTES DEL MECANISMO DE CORRECCIÓN DE ERROR**



Por el contrario, si dicho saldo es estacionario en niveles, es decir es  $I(0)$ , puede afirmarse que el grado de integración es bajo, ya que la dinámica de los desequilibrios externos mostraría un comportamiento regular alrededor de un valor medio al que volvería de forma frecuente. En definitiva, el ahorro y la inversión mostrarían una tendencia similar que daría cuenta de su dependencia<sup>8</sup>.

De forma complementaria, en este trabajo se ha considerado la posible existencia de cambios estructurales en las variables que condicionen los resultados, de tal forma que la detección de una raíz unitaria esté encubriendo un cambio en media o en pendiente de las series<sup>9</sup>.

En segundo lugar, y directamente relacionado con el planteamiento anterior, la aplicación de los contrastes de cointegración entre las tasas de ahorro e inversión (una vez se ha verificado su carácter no estacionario) no sólo permite detectar un único vector de cointegración, como ocurre en el contraste de raíces unitarias sobre la cuenta corriente<sup>10</sup>, sino que analiza todas las posibles relaciones a largo plazo (relaciones de cointegración) que puedan existir entre ellas, por lo que engloba al anterior<sup>11</sup>.

<sup>8</sup> Para un mayor desarrollo de esta alternativa, véase GUNDLACH y SINN (1992).

<sup>9</sup> El contraste empleado para explorar el cambio estructural es el planteado por RAPPOPORT y REICHLIN (1989).

<sup>10</sup> La estacionariedad del saldo corriente está poniendo de relieve de forma indirecta el hecho de que las tasas de ahorro e inversión están cointegradas con vector  $(1, -1)'$ , sin embargo no valora la posible existencia de otros vectores diferentes a éste.

<sup>11</sup> Para detectar las relaciones de cointegración se utilizan los contrastes propuestos por Johansen, concretamente el test de máxima verosimilitud denominado «estadístico de traza» y, alternativamente, el estadístico denominado  $\lambda$ -max, que permite contrastar la significatividad del  $r$ -ésimo valor propio mayor. Para un mayor detalle véase JOHANSEN (1988) y JOHANSEN y JUSELIUS (1990).

Finalmente, la tercera alternativa consiste en la modelización de las relaciones a corto y largo plazo existentes entre las variables en forma de mecanismo de corrección del error<sup>12</sup>. En este caso, los valores estimados para los diferentes coeficientes permiten determinar no sólo si existe o no una relación a largo plazo entre las variables, sino también determinar las implicaciones que tienen en el contexto concreto de la integración financiera. En definitiva, se trata de un modelo creado *ad hoc* para analizar esta cuestión.

Esta tercera vía modeliza una ecuación dinámica con una solución de estado estacionario que sea compatible con el equilibrio. De forma esquemática podemos sintetizar la interpretación de los resultados de la estimación en términos de la integración financiera, como se refleja en la Figura 1 y donde el significado de las variables es:

*TI*: tasa de inversión agregada (FBC/PNB).

*TA*: tasa de ahorro agregada (ANB/PNB).

$\Delta$ : diferencia de primer orden.

*t*: período actual.

La ventaja adicional que presentan las diferentes alternativas presentadas radica en el hecho de que los diferentes contrastes forman parte de un proceso secuencial, en el que con frecuencia los resultados obtenidos en uno de ellos son necesarios para la realización del siguiente, a la vez que permiten obtener evidencias empíricas complementarias sobre la integración financiera.

#### 4. Resultados

En línea con el proceso planteado en el apartado metodológico, los resultados se presentan siguiendo la misma pauta. El Cuadro A1 del Anexo presenta los resultados de los estadísticos correspondientes a los contrastes DFA (Dickey-Fuller Aumentado) y PP (Phillips-Perron), calculados para las 9 variables objeto de estudio.

Los valores de ambos contrastes son muy similares y permiten confirmar la existencia de una raíz unitaria en las tasas de

CUADRO 3			
<b>RESULTADOS DE LOS CONTRASTES DE RAÍCES UNITARIAS</b>			
	Nº observaciones	Nº retardos	I(1) vs. I(0)
TA .....	38	0	I(1)
TI .....	38	1	I(1)/I(0) con media $\neq 0$
CC .....	38	1	I(0) con media nula
TAP .....	33	0	I(0) con tendencia y media $\neq 0$
TIP .....	33	1	I(1)
GAPP .....	33	2	I(0) con media = 0
TAG .....	33	0	I(1)/I(0) con tendencias segmentadas
TIG .....	33	0	I(1)
GAPG .....	33	0	I(1)

FUENTE: Elaboración propia a partir de los Cuadros A1 y A2 del Anexo.

ahorro e inversión agregadas, como también señalan autores como Argimón y Roldán (1991), si bien en el caso de la inversión los resultados no son tan concluyentes.

Igualmente, los valores obtenidos en la aplicación al saldo corriente relativo (CC) muestran un comportamiento claramente estacionario del mismo alrededor de una media nula. En otras palabras, la cuenta corriente tiende a recuperar el equilibrio externo a largo plazo, lo que puede interpretarse como la evidencia de una restricción presupuestaria intertemporal.

En lo que se refiere a las variables sectoriales, tanto la tasa de ahorro (TAP) como el desfase ahorro-inversión privados (GAPP) son series I(0) o estacionarias, en este último caso alrededor de una media nula. Este resultado es un indicio claro del carácter autolimitado o autocorregido de los desequilibrios privados.

Por el contrario, las variables del sector público muestran un comportamiento más errático, de manera que, salvo la tasa de inversión (TIG), y considerando la existencia de tendencias segmentadas, tanto la tasa de ahorro (TAG) como el *gap* público (GAPG) son series I(1), es decir, no son estacionarias. A diferencia de lo que ocurre en el ámbito privado, los desfases del sector público no muestran tendencia a la corrección, lo que es consecuente con la evolución seguida en las últimas décadas por las cuentas de las AA PP.

<sup>12</sup> En este caso, se ha utilizado el modelo propuesto por JANSEN (1996).

**CUADRO 4**  
**RESULTADOS DE LOS CONTRASTES DE COINTEGRACIÓN**

	Traza	$\lambda$ -max	Causalidad
TA-TI .....	Cointegradas	Cointegradas	TA causa TI
TAP-TIP .....	No cointegradas	No cointegradas	
TAG-TAG .....	No cointegradas	No cointegradas	
GAPP-GAPG .....	Cointegradas	Cointegradas	GAPP causa GAPP
CC-GAPP .....	No cointegradas	No cointegradas	
CC-GAPG .....	No cointegradas	No cointegradas	

FUENTE: Elaboración propia a partir del Cuadro A4.

En el Cuadro 3 aparece una síntesis de los resultados obtenidos a partir de los diferentes estadísticos utilizados en la detección de raíces unitarias.

El siguiente paso consiste en analizar la existencia de relaciones de cointegración entre las variables, si bien de forma previa se ha aplicado el contraste de causalidad de Granger<sup>13</sup>, del que se desprende (Cuadro A3):

a) El ahorro es el causante de la inversión lo que confirma que éste es un claro condicionante de la evolución de los proyectos inversores, al margen del flujo de recursos del exterior.

b) En los desfases público y privado las relaciones de causalidad se muestran de forma bidireccional, no pudiendo afirmarse que prevalezca un determinado sentido. Este resultado pone de manifiesto la ausencia de relaciones estables a largo plazo entre las variables.

c) Se pone de relieve una clara relación de causalidad en sentido débil entre el saldo corriente y los desfases público y privado, es decir, los desequilibrios externos tienen un importante poder explicativo en el comportamiento de los desfases ahorro-inversión sectoriales.

Con el fin de confirmar las anteriores conclusiones, se recurre a los contrastes de cointegración de Johansen, no sólo para dar cuenta de las relaciones a largo plazo, sino también de la causalidad «en sentido fuerte».

En el Cuadro A4 se observa cómo las relaciones de cointegración sólo son significativas entre las tasas de ahorro e inversión agregadas, y entre los desfases público y privado. La aplicación del contraste de cointegración con cambio estructural permite rechazar la hipótesis de que éste se haya producido.

A modo de síntesis, en el Cuadro 4 se presentan los resultados del análisis de cointegración entre los que destaca la existencia de una significativa relación a largo plazo entre TA y TI que determina la estacionariedad de sus desfases (CC), estableciéndose la causalidad desde el ahorro a la inversión.

Finalmente, de la estimación del MCE<sup>14</sup> (Cuadro A5) se obtiene que:

a) El coeficiente de corrección del error es significativo, confirmando la existencia de cointegración entre las variables. No obstante, es necesario recurrir a la estimación del coeficiente  $\delta$  que muestra que la CC es una constante en el largo plazo, lo que supone la existencia de una relación a largo plazo.

b) De la estimación individual del coeficiente  $\beta$  a partir de la ecuación que liga las tasas de inversión y las tasas de ahorro, se obtiene un valor (0,6) significativamente distinto de la unidad, lo

<sup>13</sup> Véase GRANGER (1969 y 1980) y SIMS (1980).

<sup>14</sup> La estimación también se llevó a cabo considerando como variable dependiente la primera diferencia de la tasa de ahorro, sin embargo, la nula significatividad de los coeficientes, reflejo de la ausencia de causalidad en este sentido, hizo que se descartase esta posibilidad y que no aparezcan los resultados de la misma en este trabajo. Igualmente, hay que señalar que para mejorar la especificación se ha introducido como variable independiente la primera diferencia de la TI retardada.



que permite descartar la nula integración financiera en España, si bien no es lo suficientemente reducido para afirmar que ésta sea elevada.

En definitiva, los resultados de los diferentes contrastes aplicados permiten confirmar que existe algún tipo de relación a largo plazo entre las tasas de ahorro e inversión agregadas o, dicho en otros términos, que la existencia de importantes entradas y salidas de activos financieros de diversa naturaleza no es suficiente para que la economía española mantenga desequilibrios constantes a largo plazo y, por tanto, que existe una restricción intertemporal que actúa sobre estas variables.

## 5. Conclusiones

En enero de 1999 se puso en marcha la tercera fase de la Unión Monetaria Europea con 11 de los 15 países que actualmente componen la UE, entre los que se encontraba España. La inclusión de nuestro país en este privilegiado grupo, como la de los restantes, se produjo en virtud del cumplimiento de las condiciones de convergencia nominal establecidas en el Tratado de Maastricht.

Sin embargo, la pertenencia a esta teórica área monetaria única no garantiza la plena y perfecta integración en los mercados internacionales de capital. Así, la adopción paulatina de medidas liberalizadoras sobre estos mercados desde principios de los años sesenta en los países desarrollados, y a las que se adhirió España tardíamente, ha conseguido sólo la eliminación de las trabas de carácter administrativo que impiden el libre flujo de capitales a través de las fronteras, pero no conllevan necesariamente un elevado grado de integración financiera en los términos en que se ha definido este concepto.

En este sentido, el presente trabajo pone de manifiesto que España entró en la UM con un grado de integración financiera relativamente bajo, lo que deriva en un elevado riesgo potencial por la pérdida de soberanía en materia de política monetaria y cambiaria.

El criterio que se ha seguido para medir este concepto se ha basado en el estudio de la relación existente entre el ahorro y la

inversión nacionales, aplicando los contrastes de raíces unitarias y cointegración sobre dichas variables, agregadas y sectoriales, así como sobre sus respectivos desfases. La aplicación secuencial de los mismos permite extraer las siguientes conclusiones:

1) Las tasas de ahorro e inversión son integradas de orden uno, presentando un comportamiento no estacionario a lo largo del período, en el sentido de que no se mantienen sobre un valor medio a lo largo de su historia, sino que se mueven erráticamente. Ello indica que una perturbación externa tiene un efecto permanente sobre las series sin que exista ninguna «fuerza» que tienda a situarlas en sus niveles de equilibrio. Ambas variables tienen «memoria larga».

2) El saldo corriente relativo es estacionario alrededor del nivel de equilibrio exterior, valor al que tiende en el largo plazo, lo que se interpreta como un indicio de reducida integración en los mercados financieros.

Factores como las diferencias en la imposición de las rentas, el carácter asimétrico de la información de la que se dispone en los distintos mercados, las diferencias sociológicas, las reducidas garantías en caso de incumplimiento de contratos financieros entre residentes y no residentes, la incertidumbre sobre los sistemas de tributación, el riesgo cambiario o la preferencia por los activos nacionales frente a los extranjeros (argumento de *home bias*), condicionan la plena integración.

3) Los desfases privados muestran indicios de autocorrección o autolimitación, mientras los públicos tienen un comportamiento explosivo. El temor a futuros incrementos en los impuestos, el efecto de los *shocks* de productividad imprevistos y persistentes sobre el consumo, y la inversión o el comportamiento compensador derivado de las teorías de renta permanente y ciclo vital pueden justificar el resultado del sector privado.

4) El ahorro causa a la inversión en sentido débil y fuerte. Los procesos inversores se muestran dependientes de la evolución seguida por las decisiones de ahorro adoptadas por los residentes, de tal forma que el ahorro condiciona a la inversión cuando existe una relación estable entre ambas, como ocurre en el caso español.

5) Las variables agregadas están cointegradas. Entre las tasas de ahorro e inversión existe algún tipo de relación estable a largo plazo que impide el mantenimiento de desequilibrios de carácter permanente.

Dicho resultado pone de manifiesto la existencia de una relación estable a largo plazo entre dichas variables que confirma la existencia de una restricción externa al crecimiento motivada por una todavía insuficiente integración en los mercados de capitales, habida cuenta que el proceso de liberalización de los mercados de capitales ha sido relativamente reciente.

6) El coeficiente de retención del ahorro estimado alcanza un valor que permite calificar de baja integración en los mercados financieros a la economía española, mostrando la existencia de vínculos más o menos estrechos entre las tasas de ahorro e inversión y, por ende, de la incapacidad de mantener desequilibrios en la cuenta corriente frecuentes y no corregidos.

En este sentido, podemos encontrar flujos brutos de inversiones externas muy elevados y, sin embargo, obtener como resultado una baja integración. En tal caso, los flujos netos serían los reducidos, de manera que, de forma consciente o inconsciente, los agentes económicos no endogeneizarían los recursos financieros mundiales en su proceso de toma de decisiones, sino que se guiarían más por las expectativas respecto a la evolución futura de la economía, de la demanda interna, del déficit público, de la inflación, los tipos de interés o la presión fiscal y, en virtud de esa información adoptarían sus decisiones de ahorro e inversión.

Hay que subrayar que lo que se está remarcando es la diferente actitud con la que se enfrentan y participan los agentes residentes en los mercados financieros, es decir, hasta qué punto se utiliza el recurso a los capitales externos para financiar los desequilibrios externos (internos), frente a la alternativa de ajustar las variables internas para recuperar la senda de equilibrio a largo plazo (caso de que ésta exista).

En resumen, este trabajo sitúa a España dentro del grupo de países con un limitado grado de integración financiera, al menos en las décadas previas a la creación de la UM.

Esta circunstancia puede reducir los beneficios para nuestra economía y agudizar los posibles desequilibrios que pue-

dan surgir (episodios de repunte inflacionista, pérdida de competitividad, dimensión de los déficit comercial y corriente, etcétera) como consecuencia de la pérdida de autonomía en la política económica. De hecho, en los primeros años transcurridos desde el establecimiento de la UM se ha puesto de manifiesto la dificultad para eliminar el diferencial de inflación y reducir el déficit comercial de la economía española.

### Referencias bibliográficas

- [1] ARGIMÓN, I. y ROLDÁN, J. M. (1991): «Ahorro, inversión y movilidad internacional del capital en los países de la CE», *Banco de España, Boletín Económico*, abril, páginas 39-43.
- [2] COMISIÓN EUROPEA (2000): *European Economy*, número 71, Luxemburgo.
- [3] DICKEY, D. A. (1976): *Estimation and Hypothesis Testing in Nonstationary Time Series*, Tesis doctoral, Departamento de Estadística, Universidad de Iowa, Ames.
- [4] DICKEY, D. A. y FULLER, W. A. (1979): «Distribution of the Estimators for Autorregresive Time Series with a Unit Root», *Journal of the American Statistical Association*, número 74, páginas 427-431.
- [5] DICKEY, D. A. y FULLER, W. A. (1981): «Likelihood Ratio Statistics for Autorregresive Time Series with a Unit Root», *Econometría*, número 49, páginas 1057-1072.
- [6] FELDSTEIN, M. y BACCHETTA, P. (1989): «National Saving and International Investment», *National Bureau of Economic Research, Working Paper*, número 3164.
- [7] FELDSTEIN, M. y HORIOKA, C. (1980): «Domestic Saving and International Capital Flows», *Economic Journal*, volumen 90, páginas 314-329.
- [8] FRANKEL, J. (1985): «International Capital Mobility and Crowding Out in the US Economy: Imperfect Integration of Financial Markets of Goods Markets?», *National Bureau of Economic Research, Working Paper*, número 1773.
- [9] FRANKEL, J. (1989): «Quantifying International Capital Mobility in the 1980s», en BERTHEIM, D. y SHOREN, J. (eds.), *The Economics of Savings*. University of Chicago Press.
- [10] GRANGER, C. W. J. (1969): «Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods», *Econometría*, número 37, páginas 424-438.
- [11] GRANGER, C. W. J. (1980): «Testing for Causality: A Personal Viewpoint», *Journal of Economic Dynamics and Control*, número 2, páginas 329-352.

- [12] GREGORY, A. W. y HANSEN, B. E. (1996): «Residual-based for Cointegration in Models with Regime Shifts», *Journal of Econometrics*, número 70, páginas 90-126.
- [13] GUNDLACH, E. y SINN, S. (1992): «Unit Root Tests of the Current Account Balance: Implications for International Capital Mobility», *Applied Economics*, número 24, páginas 617-625.
- [14] JANSEN, W. J. (1996): «Estimating Saving-investment Correlations: Evidence for OECD Countries Based on an Error Correction Model», *Journal of International Money and Finance*, volumen 15, número 5, páginas 749-781.
- [15] JOHANSEN, S. (1988): «Statistical Analysis of Cointegration Vectors», *Journal of Economic Dynamics and Control*, volumen 12, páginas 231-254.
- [16] JOHANSEN, S. (1991): «Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autorregresive Models», *Econometría*, volumen 59, páginas 1551-1580.
- [17] JOHANSEN, S. y JUSELIUS, K. (1990): «Maximun Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - With Application to the Demand of Money», *Oxford Bulletin*, volumen 52, páginas 169-210.
- [18] MACKINNON, J. G. (1991): «Critical Values for Cointegration Tests», en ENGLE, R. y GRANGER, C. W. J. (eds.), *Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, Oxford University Press.
- [19] NEWEY, W. K. y WEST, K. D. (1987): «A Simple, Positive Semi-definite Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix», *Econometría*, número 55, páginas 703-708.
- [20] OCDE (varios años): *National Accounts of OECD, Main Indicators*.
- [21] ONU (varios años): *World Investment Report*.
- [22] OSTERWALD-LENUM, M. (1992): «A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximun Likelihood Cointegration Rank Test Statistics», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, número 54, 3, páginas 461-472.
- [23] PERRON, P. (1989): «The Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis», *Econometría*, volumen 57, páginas 1361-1401.
- [24] PHILLIPS, P. C. B. y PERRON, P. (1988): «Testing for a Unit Root in Time Series Regression», *Biometrika*, número 75, páginas 335-346.
- [25] RAPPOPORT, P. y REICHLIN, L. (1989): «Segmented Trends and Non-stationary Time Series», *The Economic Journal*, número 99, páginas 168-177.
- [26] SCHWERT, G. (1987): «Effects of Model Specification on Tests for Unit Roots in Macroeconomic Data», *Journal of Monetary Economics*, número 20, páginas 73-103.
- [27] SCHWERT, G. (1989): «Test for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation», *Journal of Business and Economic Statistic*, número 7, páginas 147-159.
- [28] SIMS, C. A. (1980): «Macroeconomics and Reality», *Econometría*, volumen 48, número 1, páginas 1-48.

**ANEXO**

**CUADRO A1**

**ESTADÍSTICOS DFA Y PP**

	TA (0)	TI (1)	CC (1)	TAP (0)	TIP (1)	GAPP (2)	TAG (0)	TIG (0)	GAPG (0)
$t_{\hat{\alpha}}$ .....	-1.885	-3,490	<b>-3,757</b>	<b>-3,562</b>	<b>-3,500</b>	<b>-4,199</b>	-2,515	-1,497	-2,853
$t_{\hat{\alpha}_c}$ .....	-1,516	<b>-3,027</b>	<b>-3,890</b>	<b>-3,444</b>	-2,444	-2,800	-1,107	-1,370	-2,145
$t_{\hat{\alpha}_d}$ .....	-0,346	-0,352	<b>-3,127</b>	-0,054	-0,695	<b>-2,879</b>	-1,456	-0,202	-1,935
$Z(t_{\hat{\alpha}})$ .....	-2,307	-3,451	-3,435	<b>-3,768</b>	-2,894	-3,144	-2,493	-1,770	-3,022
$Z(t_{\hat{\alpha}_c})$ .....	-1,819	<b>-2,987</b>	<b>-3,630</b>	<b>-3,568</b>	-1,949	-2,141	-1,286	-1,529	-1,120
$Z(t_{\hat{\alpha}_d})$ .....	-0,346	-0,026	<b>-3,113</b>	0,054	-0,581	<b>-2,161</b>	-1,523	-0,228	-0,623

NOTAS:  $t_{\hat{\alpha}}$ ,  $t_{\hat{\alpha}_c}$ ,  $t_{\hat{\alpha}_d}$  corresponden a los estadísticos tipo «t» propuestos por Dickey y Fuller (DFA) y  $Z(t_{\hat{\alpha}})$ ,  $Z(t_{\hat{\alpha}_c})$ ,  $Z(t_{\hat{\alpha}_d})$  a la corrección no paramétrica de los mismos de Phillips y Perron (PP) para los casos a) series temporales con media nula, b) series temporales con media constante no nula y c) series temporales con media no nula y función del tiempo, respectivamente.

Los valores entre paréntesis corresponden al número de retardos incluidos en las ecuaciones DFA.

Para su elección se optó por el Criterio de Información de Akaike, previa comprobación mediante los contrastes de la Q de Ljung-Box y del Multiplicador de Lagrange (LM) de la inexistencia de autocorrelación de los residuos.

Las cifras en negrita indican el rechazo de la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria al 5 por 100.

Los valores críticos utilizados son los tabulados por MCKINNON (1991).

El valor del parámetro de truncamiento para los estadísticos PP se ha elegido siguiendo la propuesta que para datos anuales realizan NEWEY y WEST (1987) o SCHWERT (1987 y 1989).

FUENTE: Elaboración propia.

**CUADRO A2**

**CONTRASTE DE RAÍCES UNITARIAS CON CAMBIO ESTRUCTURAL**

	Año	$\lambda$	Estadístico t	Cambio	I(1) vs. I(0)
TA .....	1982	0,6	-2,233	Tendencia	I(1)
TAP .....	1986	0,7	<b>-4,418</b>	Tendencia	I(0)
TIG .....	1980	0,5	-1,907	Media	I(1)

NOTAS: Las cifras en negrita indican el rechazo de la hipótesis nula al 5 por 100.

Los valores críticos de los estadísticos tipo t de los modelos *crash*, *shock* y mixto se encuentran tabulados en PERRON (1989) y en RAPPOPORT y REICHLIN (1989).

La columna  $\lambda$  representa el valor del cociente  $T_b/T$ , siendo  $T_b$  el punto de ruptura  $T$  el tamaño muestral.

FUENTE: Elaboración propia.

**ANEXO (continuación)**

CUADRO A3

**CONTRASTE DE CAUSALIDAD EN EL SENTIDO DE GRANGER**

	1 ret.	Prob.	2 ret.	Prob.	3 ret.	Prob.
TA no causa TI .....	<b>21,09</b>	0,000	<b>8,120</b>	0,001	<b>6,069</b>	0,002
TI no causa TA .....	<b>6,105</b>	0,018	1,184	0,319	1,112	0,360
TAP no causa TIP .....	2,974	0,095	0,836	0,444	0,682	0,572
TIP no causa TAP .....	<b>5,721</b>	0,023	2,941	0,070	1,188	0,335
TAG no causa TIG .....	0,000	0,984	0,418	0,662	<b>3,306</b>	0,038
TIG no causa TAG .....	0,124	0,726	0,481	0,623	0,568	0,641
GAPP no causa GAPG .....	<b>5,978</b>	0,020	<b>3,667</b>	0,039	<b>3,041</b>	0,049
GAPG no causa GAPP .....	<b>6,770</b>	0,014	<b>6,467</b>	0,005	<b>6,175</b>	0,003
CC no causa GAPP .....	<b>5,758</b>	0,023	<b>7,108</b>	0,003	<b>7,100</b>	0,001
GAPP no causa CC .....	0,703	0,408	0,033	0,967	0,193	0,899
CC no causa GAPG .....	<b>5,805</b>	0,022	<b>4,632</b>	0,019	<b>3,354</b>	0,036
GAPG no causa CC .....	0,627	0,434	0,398	0,675	0,659	0,585

NOTA: Las cifras en negrita indican la existencia de relaciones de causalidad significativas al 5 por 100.

FUENTE: Elaboración propia.

**ANEXO (continuación)**

CUADRO A4

**CONTRASTE DE COINTEGRACIÓN**

	Traza	λ-max	VAR	Causalidad
TA-TI .....	<b>23,34</b> 4,269	<b>20,07</b> 4,269	1,1*	-----R
TAP-TIP .....	16,50 7,514	8,987 7,514	1,1*	
TAG-TIG .....	5,918 2,058	3,860 2,058	1,1*	
GAPP-GAPG .....	<b>20,31</b> <b>1,715</b>	<b>18,59</b> <b>1,715</b>	1,1*	O-----
CC-GAPP .....	17,23 0,706	16,53 0,706	1,0	
CC-GAPG .....	17,44 0,674	16,77 0,674	1,0	
	Modelo C	Modelo C/T	Modelo C/S	DFA
Gregory y Hansen .....	-4,213	-4,499	-4,199	-4,051

NOTAS: La columna VAR recoge, en primer lugar, el número de retardos elegido y, en segundo lugar, la inclusión o no de elementos deterministas:

Caso 0: sin elementos deterministas en el vector de cointegración (VEC) ni en el vector autorregresivo (VAR).

Caso 1\*: con una constante en el VEC y sin elementos deterministas en el VAR.

Las cifras en negrita indican la aceptación de la hipótesis nula de cointegración.

En la última fila se recogen los valores obtenidos para el test de cointegración con cambio estructural propuesto por GREGORY y HANSEN (1996), aplicado sobre las tasas de ahorro e inversión agregadas.

FUENTE: Elaboración propia.

**ANEXO (continuación)**

CUADRO A5

**AJUSTE DINÁMICO ENTRE INVERSIÓN Y AHORRO (MCE)**

Ctte. ( $\alpha$ )	CC <sub>t-1</sub> ( $\gamma$ )	$\Delta$ TA <sub>t</sub> ( $\beta$ )	TA <sub>t-1</sub> ( $\delta$ )	$\beta$ TI <sub>t-1</sub> ( $\phi$ )
2,799 (1,067)	0,564 (4,726)	0,511 (0,244)	-0,101 (-0,863)	0,272 (2,101)
R <sup>2</sup> 0,447	DW 2,087	Q (1) 0,097	Q (4) 3,619	Q (8) 9,451
$\beta = 0,614$	BJ 1,665	LM (1) 0,457	LM (4) 8,977	LM (8) 14,46

NOTAS: Los valores entre paréntesis corresponden al estadístico t-Student.

DW: estadístico Durbin-Watson .

Q(i): contraste de autocorrelación serial de Ljung-Box.

LM(j): contraste de autocorrelación de Breusch-Godfrey.

BJ: contraste de normalidad de Bera-Jarque.

FUENTE: Elaboración propia.

# ICE

## INFORMACION COMERCIAL ESPAÑOLA

### **Boletín Económico de Información Comercial Española**

38 números anuales

Artículos y documentos sobre economía española, comunitaria e internacional, con especial énfasis en temas sectoriales y de comercio exterior.



### **Información Comercial Española Revista de Economía**

8 números anuales

Artículos originales sobre un amplio espectro de temas tratados desde una óptica económica, con especial referencia a sus aspectos internacionales.



### **El Sector Exterior**

Anual

Análisis del sector exterior y sus determinantes. Economía española y comercio mundial. Política comercial española. Comercio exterior por sectores, países y CCAA. Balanza de pagos. Apéndice estadístico.



### **Cuadernos Económicos de ICE**

Artículos de economía teórica y aplicada y métodos cuantitativos, que contribuyen a la difusión y desarrollo de la investigación económica.

Información y venta: Paseo de la Castellana, 162-Vestíbulo.  
Tel.: 91 349 36 47 - Fax.: 91 349 36 34  
28071 Madrid.