

ARTÍCULO

¿Se está rompiendo el mercado español? Una aplicación del enfoque de Feldstein-Horioka

Saúl de Vicente Queijeiro*, José Luis Pérez Rivero y María Rosalía Vicente Cuervo

Departamento de Economía Aplicada, Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales, Universidad de Oviedo, Oviedo, España

Recibido el 1 de julio de 2011; aceptado el 26 de julio de 2011

CÓDIGOS JEL

F21;
F32

PALABRAS CLAVE

Movilidad de capital;
Integración financiera

JEL CLASSIFICATION

F21;
F32

KEYWORDS

Capital mobility;
Financial integration

Resumen Desde el retorno a la Democracia con la Constitución de 1978, España ha experimentado un proceso de descentralización administrativa y política, que ha dotado al estado de una estructura quasi-federal. Este es un proceso aún inacabado y ha hecho surgir tensiones de signos opuestos. Por un lado, algunos grupos políticos de carácter nacionalista reclaman llevar este proceso hasta su extremo, ejerciendo la autodeterminación. Por otro, se han alzado algunas voces indicando que la descentralización ha ido demasiado lejos y está originando la fragmentación del mercado español, poniendo en peligro la asignación eficiente de los recursos. Este trabajo trata de comprobar si existen indicios empíricos sobre la posible fragmentación del mercado interior utilizando, para ello, el enfoque de Feldstein y Horioka, según el cual la movilidad perfecta del capital, es decir, la plena integración financiera, implicaría que no existe relación entre las tasas de ahorro e inversión de las diferentes comunidades autónomas.

© 2011 Asociación Cuadernos de Economía. Publicado por Elsevier España, S.L. Todos los derechos reservados.

Is the Spanish market breaking down? The Feldstein-Horioka approach

Abstract Since the return to democracy with the 1978 Constitution, Spain has experienced a process of political and administrative decentralization, which has acquired the status of a quasi-federal structure. This, process, still incomplete, has lead to opposite signs tensions. On the one hand, some nationalist political groups claim to bring this process to its extreme, exercising self-determination. On the other hand, some voices have arisen suggesting that decentralization has gone too far and is causing fragmentation of the Spanish market,

*Autor para correspondencia.

Correo electrónico: saulvq@gmail.com (S. de Vicente Queijeiro).

jeopardizing the efficient allocation of resources. This paper tries to check on the existence of empirical evidence about the possible fragmentation of the internal market, using for this purpose the approach of Feldstein and Horioka, which provides that perfect capital mobility (financial integration), imply that there is no correlation between saving and investment rates of different regions.

© 2011 Asociación Cuadernos de Economía. Published by Elsevier España, S.L. All rights reserved.

1. Introducción

Desde el retorno a la Democracia, con la Constitución de 1978, España ha experimentado un proceso de descentralización administrativa y política, que ha dotado al estado de una estructura cuasi-federal. Las Comunidades Autónomas ejecutan el 36 % del gasto público total, aproximadamente el 16 % del PIB; gestionan algunos de los servicios públicos básicos como sanidad y educación; poseen cierta capacidad normativa sobre los impuestos y ejercen algunas competencias en ámbitos de regulación económica.

Este es un proceso aún inacabado y que ha hecho surgir tensiones de signos opuestos. Por un lado, algunos grupos políticos de carácter nacionalista reclaman llevar este proceso hasta su extremo, ejerciendo la autodeterminación. Por otro, se han alzado algunas voces indicando que la descentralización ha ido demasiado lejos y está originando la fragmentación del mercado español, poniendo en peligro la asignación eficiente de los recursos. Algunos hechos parecen apuntar en esta dirección, como la escasa movilidad de interregional en el mercado de trabajo (López-Bazo et al., 2002) o el control sobre las entidades financieras ejercido por los gobiernos de algunas comunidades autónomas (Ley de la Comunidad Autónoma de Extremadura 3/2004 de Reforma del Sistema Financiero de Extremadura).

El objeto de este trabajo consiste en tratar de comprobar si existen indicios empíricos que permitan sustentar esta última afirmación. Una de las posibles formas de hacerlo es utilizar el enfoque de Feldstein y Horioka (1980) para medir la integración financiera del mercado español.

Feldstein y Horioka (1980) señalan que si existe perfecta movilidad del capital, la inversión en un país (en una Comunidad Autónoma en nuestro caso) no depende de su propio ahorro, por lo que si el mercado está integrado no existirá correlación entre las tasas de ahorro e inversión de los diferentes países (regiones). Este método resulta especialmente adecuado para valorar el grado de integración financiera de las regiones de un mismo estado, puesto que alguno de los procesos económicos que pueden distorsionar la interpretación de la correlación entre ahorro e inversión como medida de integración financiera no afectan al nivel de análisis intranacional. En concreto, la existencia de una moneda común, la ausencia de políticas encaminadas al equilibrio de la cuenta corriente, la mayor homogeneidad de los shocks económicos y la considerable menor diferencia en cuanto al tamaño económico entre las regiones que entre los países, permiten descartar las

interpretaciones alternativas del valor de la correlación entre las tasas de ahorro e inversión (Van Wincoop, 2000).

En el apartado siguiente se repasa brevemente la literatura que ha originado el trabajo de Feldstein y Horioka (1980) con objeto de establecer su adecuación al problema que nos ocupa. En el apartado tercero se explican los datos utilizados y en el cuarto se exponen los resultados de las diferentes estimaciones realizadas; finalmente, en el quinto apartado se extraen algunas conclusiones.

2. El enfoque de Feldstein y Horioka: ¿qué mide β ?

En su artículo seminal, Feldstein y Horioka (1980) (F-H, en adelante), trataron de medir la movilidad internacional del capital y, por tanto, el grado de integración financiera, basándose en una idea aparentemente sencilla derivada de los modelos macroeconómicos de economía abierta.

Si la movilidad internacional del capital es perfecta, la inversión se realizará allí donde existan mayores tasas de rendimiento y, en consecuencia, la inversión de un determinado país no dependerá de su propio ahorro. El corolario es que con movilidad perfecta no debe existir una correlación significativa entre las tasas de ahorro e inversión.

F-H (1980) trataron de comprobar esta idea estimando la siguiente ecuación:

$$(I/Y)_i = \alpha + \beta (S/Y)_i \quad (1)$$

donde I, S e Y son respectivamente la inversión bruta, el ahorro bruto y el PIB de cada país (i). La estimación se realizó para un conjunto de 16 países desarrollados, durante el período 1960-1974, utilizando la media de las variables en ese período.

Los resultados mostraron un valor de β próximo a 1. F-H interpretaron este resultado como prueba de una muy baja movilidad internacional del capital. El coeficiente β fue en adelante conocido como "el coeficiente de retención del ahorro" (Feldstein y Bacchetta, 1989) y utilizado como una medida de la movilidad internacional del capital y de la integración financiera de la economía internacional.

Esta conclusión, que contradecía la opinión generalizada, cuestionaba uno de los supuestos básicos de los modelos de la macroeconomía abierta y tenía importantes consecuencias para las recomendaciones de política económica. Por ello, se convirtió en uno de los enigmas o "puzzles" más debatidos en economía internacional (Obstfeld y Rogoff, 2000) e impulsó una línea de investigación que aún se mantiene activa. Los

trabajos de Tesar (1991), Obstfeld (1993), Coakley et al. (1998), Bahmami-Oskooee y Chakrabarti (2005), Apergis y Tsoumas, 2009, y De Vicente et al., 2009, proporcionan revisiones de esta literatura.

Las reacciones a la conclusión “fuerte” de F-H podrían resumirse en dos líneas de trabajo diferentes. Por un lado, un grupo de autores negaron que β pudiera considerarse una medida válida de la movilidad internacional del capital. Por otro, los trabajos más recientes apuntaron hacia los problemas derivados de los métodos de estimación que podrían sesgar al alza el valor de β . Repasaremos muy brevemente ambos tipos de críticas.

Entre los trabajos que niegan que β pueda considerarse como una medida de la movilidad internacional del capital, unos autores consideran que un β elevado es precisamente el resultado que predicen los modelos neoclásicos de crecimiento en el estado estacionario (Levy, 2004) o el que se deriva de las restricciones de solvencia intertemporal a largo plazo de la cuenta corriente (Miller, 1988, y Coakley et al., 1996). Otros señalan como responsable de un valor elevado de β la endogeneidad debida a factores como el tamaño de la economía (Harberger, 1980, y Murphy, 1984), las políticas orientadas al equilibrio de la cuenta corriente (Miller, 1988, y Coakley et al., 1996) o la presencia de shocks internacionales comunes (Giannone y Lenza, 2008).

La segunda línea de críticas se dirigió hacia la estrategia utilizada para estimar β . En este sentido, los intentos de contrastar la hipótesis de F-H han evolucionado al ritmo de los métodos econométricos. Problemas debidos a la utilización de medias de períodos de 5 o 10 años en vez de datos anuales (Sinn, 1992), a la estacionariedad de las series (Ho, 2002), la potencia de los test de cointegración (Abbott y De Vita, 2002) o las características de los diferentes métodos de cointegración de panel (Murthy, 2007, y Kim et al., 2005) arrojan dudas sobre la consistencia de las estimaciones de β .

A pesar de los problemas tanto teóricos como empíricos mencionados, el enfoque de F-H sigue siendo utilizado como una forma de medir la movilidad internacional e intranacional del capital. Obstfeld y Taylor (2004) es un ejemplo reciente de empleo de este enfoque por unos autores que se encontraban entre los críticos más destacados (Obstfeld, 1985). Esto se debe a que los resultados de F-H han sido confirmados a lo largo del tiempo utilizando técnicas, muestras de países y períodos muy diferentes, mientras muchas de las posibles explicaciones alternativas no han encontrado un respaldo empírico suficiente.

Existe una amplia línea de trabajo que ha utilizado este enfoque para medir el grado de integración financiera intranacional. En el Anexo I se ofrece un resumen de los principales estudios. Sinn (1992) fue pionero en este campo, al mostrar la no existencia de relación entre las tasas de ahorro e inversión en Estados Unidos. Bayoumi y Rose (1993), y Thomas (1993) obtuvieron resultados similares para el Reino Unido y el Reino Unido y Canadá respectivamente, utilizando períodos temporales más amplios. Estos trabajos mostraban con claridad la diferencia entre los resultados internacionales e intranacionales.

Yamori (1995) y Dekle (1996) encontraron unos resultados muy similares para Japón, en los que destacan unos valores de β negativos y significativos que estos autores atribuyen a las políticas redistributivas.

Iwamoto y Van Wincoop (2000), y Van Wincoop (2000) encuentran para Japón unos resultados muy diferentes, al mostrar β un valor positivo y significativo. Sin embargo, la interpretación es similar debido a la diferente definición de las tasas de ahorro e inversión que hacen estos autores.

Por último, Hericourt y Maurel (2005a, 2005b) estudian la integración en varios países de la Unión Europea, y entre el total de las regiones de este conjunto de países. Sus hallazgos, con algunas anomalías, muestran un elevado grado de integración entre los países analizados y, muy especialmente, entre todas las regiones del conjunto, hecho que atribuyen al proceso de integración monetaria europea.

Así pues, podríamos resumir el consenso actual en las siguientes ideas:

- Si bien los resultados de las estimaciones deben valorarse con suma precaución (Sarno y Taylor, 1998), la interpretación de F-H es en parte correcta (Jansen, 1998) y β es, al menos parcialmente, una medida informativa de la movilidad internacional del capital (Abbott y De Vita, 2003).
- Mientras que un valor de β próximo a 0 es indicador de una elevada movilidad del capital, una β elevada no sólo puede deberse a una menor movilidad del capital (Jansen y Schulze, 1996, y Abbot y De Vita, 2003).
- El valor de β se relaciona con la movilidad del capital físico (Dooley et al., 1987) y con el largo plazo (Van Wincoop, 2000).
- El valor de β como referencia para la movilidad del capital es más pertinente en el análisis intranacional (Sinn, 1992) donde ni la política de ajuste externo ni la restricción intertemporal de la cuenta corriente sirve como explicación alternativa y sería esperable una mayor influencia de los shocks comunes a las tasas de inversión y ahorro (Van Wincoop, 2000).

3. Datos

Para llevar a cabo la estimación de la relación entre ahorro e inversión en las comunidades autónomas españolas existen varias fuentes estadísticas que podrían ser útiles. El BBVA ha publicado la serie “La renta nacional de España y su distribución provincial” con periodicidad bianual desde el año 1955 hasta el año 1999. El Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (IVIE) ha elaborado y publicado la serie del “Stock de Capital de España” para el período 1964-2005. El Instituto Nacional de Estadística (INE) elabora una serie homogénea de “Contabilidad Regional de España” que se inicia en 1995 y cuyos últimos datos se refieren a 2007. Por último, la Fundación de las Cajas de Ahorro Confederadas (FUNCAS) publica la serie “Balance Económico Regional (Autonomías y Provincias)”, cuyos responsables son Alcaide, Alcaide y Canseco, que abarca el período 1995-2006. Tanto la serie del BBVA como la del INE se centran en el lado de la oferta, mientras que la de FUNCAS ofrece una contabilidad regional cerrada con la desagregación del cuadro macroeconómico y los sectores institucionales. Por ello, hemos optado por utilizar los datos de esta última serie. Se evita así introducir supuestos adicionales al realizar la estimación de variables que no se facilitan en

las otras fuentes y que podrían no ser coherentes con las de la fuente original.

Con el objeto de estudiar la fiabilidad de los datos se ha realizado una comparación entre las estimaciones de la diferencia del ahorro público y la inversión pública en cada región o comunidad autónoma con los datos de Balanzas Fiscales que proporciona el Ministerio de Economía y Hacienda (MEH, 2008). En principio, ambas responden a conceptos similares (López i Casasnovas y Pons Novell, 2005). Este análisis, que no se ofrece aquí por razones de

espacio, muestra que en los datos de FUNCAS y del Ministerio de Economía y Hacienda la magnitud, el signo y el orden de las Comunidades Autónomas son similares. Ello avala la utilización de los datos de FUNCAS en las estimaciones que se realizan en este trabajo. La tabla 1 muestra las fuentes empleadas.

Es preciso hacer dos matizaciones. La primera tiene que ver con las referidas a Ceuta y Melilla. Dado el tamaño de sus economías y su peculiar situación se excluyen del análisis. La segunda se deriva de los valores atípicos que presentan los datos referidos a 1999, que se han sustituido por la media del período 1998-2000.

Los estadísticos básicos de las variables se presentan en la tabla 2. Se aprecia que la media del período de la FBK total de la economía española fue el 25,3 % del PIB, dentro del cual el 3,1 % del PIB correspondía a la FBK del sector público. El Ahorro Nacional Bruto medio del período ascendía al 23,1 % del PIB y el 2,4 % del PIB al ahorro del sector público.

Conviene resaltar de estos datos la relativa estabilidad en el tiempo de la FBK público en cada una de las Comunidades Autónomas y la elevada variabilidad del SB del sector público tanto en el tiempo como, de forma muy destacada, en el espacio.

La evolución de estas variables para el conjunto de la economía española y para las comunidades autónomas se muestra en las figuras 1-4 del Anexo II. Asimismo, las correlaciones se presentan en el Anexo III. Cabe destacar la correlación relativamente elevada y positiva entre PIBpc y SBpub, así como la correlación de signo negativo entre el primero y la inversión pública. Estos coeficientes resultan coherentes con indicios de procesos de redistribución territorial.

Tabla 1 Fuentes

Variable	Tabla	Abreviatura
Producto Interior Bruto a precios de mercado	107	PIBpm
Ahorro Nacional Bruto	110	SBt
Ahorro Bruto de las Familias	111	
Ahorro Bruto de las Sociedades, Empresas e IPSFL	112	
Ahorro Bruto Privado	111, 112	SBpriv
Ahorro Bruto de las Administraciones Públicas	113	SBpub
Formación Bruta de Capital	123	FBKt
Inversión Pública	124	FBKpub
Inversión privada	125	FBKpriv
Población	1	

*Las variables utilizadas a partir de este momento, tanto en los estadísticos descriptivos como en las estimaciones, serán en tasas (variables originales normalizadas por el PIB).

Tabla 2 Estadísticos descriptivos (variables normalizadas por PIB)

	FBKT		FBKpriv		FBKpub		SBt		SBpriv		Spub	
	Media	SD	Media	SD	Media	SD	Media	SD	Media	SD	Media	SD
Andalucía	0,2528	0,0192	0,2183	0,0187	0,0345	0,0027	0,1217	0,0366	0,1856	0,0379	-0,0638	0,0187
Aragón	0,2531	0,0191	0,2155	0,0185	0,0376	0,0025	0,2111	0,0198	0,1791	0,0289	0,0320	0,0209
Asturias	0,2862	0,0278	0,2397	0,0259	0,0465	0,0045	0,1629	0,0624	0,2392	0,0354	-0,0763	0,0556
Baleares	0,2348	0,0297	0,2124	0,0278	0,0224	0,0030	0,3177	0,0983	0,1812	0,0403	0,1365	0,0978
Canarias	0,2813	0,0941	0,2439	0,0824	0,0374	0,0123	0,2092	0,0654	0,3043	0,0834	-0,0951	0,0326
Cantabria	0,2507	0,0122	0,2012	0,0080	0,0495	0,0095	0,2085	0,0210	0,2127	0,0270	-0,0042	0,0164
Castilla-La Mancha	0,3440	0,0396	0,2995	0,0353	0,0445	0,0058	0,1551	0,0229	0,1969	0,0242	-0,0418	0,0141
Castilla y León	0,2797	0,0331	0,2368	0,0291	0,0429	0,0050	0,1591	0,0330	0,2187	0,0308	-0,0596	0,0099
Cataluña	0,2260	0,0259	0,2040	0,0251	0,0219	0,0021	0,2885	0,0529	0,2002	0,0547	0,0884	0,0283
C. Valenciana	0,2397	0,0247	0,2071	0,0219	0,0326	0,0035	0,2481	0,0375	0,2019	0,0362	0,0462	0,0290
Extremadura	0,3442	0,0359	0,2884	0,0321	0,0558	0,0065	0,1266	0,0516	0,2267	0,0509	-0,1002	0,0199
Galicia	0,3029	0,0271	0,2540	0,0224	0,0489	0,0062	0,1667	0,0214	0,2024	0,0233	-0,0356	0,0136
Madrid	0,2410	0,0303	0,2220	0,0298	0,0190	0,0014	0,3048	0,0651	0,2145	0,0243	0,0903	0,0754
Murcia	0,2606	0,0141	0,2273	0,0138	0,0333	0,0029	0,1889	0,0206	0,2071	0,0289	-0,0182	0,0196
Navarra	0,2014	0,0229	0,1641	0,0216	0,0373	0,0024	0,3082	0,0228	0,2813	0,0204	0,0268	0,0306
País Vasco	0,2391	0,0103	0,2081	0,0080	0,0309	0,0041	0,2820	0,0204	0,2387	0,0295	0,0433	0,0231
La Rioja	0,2322	0,0338	0,2066	0,0325	0,0256	0,0029	0,2676	0,0132	0,2558	0,0256	0,0118	0,0298
Ceuta y Melilla*	0,3612	0,0248	0,3299	0,0240	0,0312	0,0044	-0,0094	0,2305	0,2782	0,0300	-0,2876	0,2355
España	0,2529	0,0234	0,2216	0,0220	0,0313	0,0028	0,2313	0,0162	0,2068	0,0223	0,0245	0,0236

*Ceuta y Melilla no se incluyen en el análisis posterior.

Fuente: Elaboración propia.

4. Estimaciones de β

Con el objeto de dotar al análisis de cierta coherencia temporal y debido también a las limitaciones de los datos disponibles, hemos decidido realizar nuestras estimaciones siguiendo las diversas generaciones de métodos econométricos mencionadas en el segundo apartado.

En la tabla 3 se ofrecen las estimaciones de la ecuación de F-H para las Comunidades Autónomas con datos anuales. El cuadro recoge las β de esa estimación, conocidas como

Tabla 3 Estimaciones de Sección cruzada

Var, Dependiente	FBKt	FBKpriv	FBKpub
Var, Independiente	SBt	SBpriv	SBpub
1995	-0,302 (3,46) ^a	-0,496 (2,76) ^b	-0,113 (4,26) ^a
1996	-0,321 (3,70) ^a	-0,417 (2,45) ^b	-0,093 (4,00) ^a
1997	-0,317 (3,81) ^a	-0,448 (2,42) ^b	-0,098 (4,17) ^a
1998	-0,373 (4,14) ^a	-0,529 (2,45) ^b	-0,099 (3,92) ^a
1999	-0,435 (4,84) ^a	-0,536 (2,22) ^b	-0,109 (4,43) ^a
2000	-0,439 (4,92) ^a	-0,378 (4,15) ^a	-0,106 (4,15) ^a
2001	-0,411 (4,39) ^a	-0,412 (4,15) ^a	-0,105 (3,96) ^a
2002	-0,42 (4,09) ^a	-0,38 (4,28) ^a	-0,105 (3,62) ^a
2003	-0,371 (4,32) ^a	-0,361 (4,28) ^a	-0,104 (4,46) ^a
2004	-0,321 (3,65) ^a	-0,333 (4,22) ^a	-0,106 (4,26) ^a
2005	-0,201 -0,84	0,744 (4,79) ^a	-0,141 (7,00) ^a
2006	-0,307 (2,52) ^b	-0,084 (4,56) ^a	-0,117 (4,56) ^a

^aSignificativo al 1%.

^bSignificativo al 5%.

"coeficiente de retención del ahorro", calculadas para la relación entre las Tasas de Inversión y Ahorro Totales, Privadas y Públicas. La columna central muestra la relación entre las tasas de FBK y SB privadas entre 1995 y 2006. Esta relación es negativa y significativa entre 1995 y 1999, con una β bastante estable. A partir de ese año, la relación deja de ser significativa, excepto en el año 2005, que aparece como una anomalía. La relación entre inversión y ahorro público es negativa y significativa, con valor de β muy estable durante todo el período de estudio. Una relación similar aparece entre las tasas de FBK y SB totales.

En la tabla 4 se ofrecen las estimaciones utilizando las medias correspondientes a todo el período, a la etapa 1995-2000 y a la etapa 2001-2006. Los resultados son coherentes con los de la utilización de datos anuales.

De estos resultados pueden deducirse algunas conclusiones con carácter meramente indicativo:

- La relación entre las tasas de ahorro e inversión privadas apunta hacia un mercado muy integrado. El ahorro fluye hacia las regiones donde más se invierte. Después de 1999 no existe relación entre las tasas de ahorro e inversión de las CCAA. La integración financiera del mercado español se mantiene pero ha irrumpido un nuevo proceso. Tal vez, esto pudiera interpretarse como un indicio de una mayor integración internacional, debida a la incorporación a la Unión Económica y Monetaria y al creciente recurso al ahorro externo por parte de la economía española.
- La relación entre tasas de ahorro e inversión públicas resulta negativa, significativa y muy estable, lo que parecen apuntar hacia un proceso de redistribución territorial.
- La relación entre tasas de ahorro e inversión totales es coherente con ambos procesos.

A continuación, seguimos el análisis introduciendo la dimensión temporal en las estimaciones y corrigiendo la tendencia de las series en niveles. Como se puede comprobar en la tabla 5, los paneles de todas las variables transformadas en primeras diferencias son estacionarios. Con ellas es posible utilizar los métodos de panel estándar.

Seguidamente, se realiza la estimación de una regresión de panel con efectos fijos. Los resultados se ofrecen en la tabla 6.

Tabla 4 Estimación en medias del período

Período	1995-2000			2001-2006			1995-2006			
	Variables	FBKt	FBKpriv	FBKpub	FBKt	FBKpriv	FBKpub	FBKt	FBKpriv	FBKpub
SBt	-0,37 (4,51) ^a				-0,398 (3,88) ^a			-0,4 (4,79) ^a		
SBpriv		-0,505 (2,52) ^b				-0,004			-0,308	
SBpub			-0,104 (4,35) ^a			-0,02			-1,26	
Constante	0,325 (17,14) ^a	0,326 (6,97) ^a	0,033 (20,63) ^a	0,37 (15,44) ^a	0,244 (4,31) ^a	0,04 (21,22) ^a	0,351 (18,09) ^a	0,294 (5,43) ^a	0,037 (21,87) ^a	

^aSignificativo al 1%.

^bSignificativo al 5%.

Tabla 5 Estacionariedad de panel (primeras diferencias)

Estadístico	FBKt		SBt		FBKpriv		SBpriv		FBKpub		SBpub	
	Coef	P	Coef	P	Coef	P	Coef	P	Coef	P	Coef	P
Levin, Lin & Chu t*	-11,62	0,00	-15,17	0,00	-9,90	0,00	-6,53	0,00	-15,17	0,00	-14,07	0,00
Im, Pesaran and Shin W-stat	-8,30	0,00	-12,46	0,00	-6,98	0,00	-6,28	0,00	-11,14	0,00	-10,48	0,00
ADF - Fisher Chi-square	123,39	0,00	172,89	0,00	106,88	0,00	99,15	0,00	159,40	0,00	142,92	0,00
PP - Fisher Chi-square	134,62	0,00	179,77	0,00	117,26	0,00	118,36	0,00	221,20	0,00	159,62	0,00
Breitung t-stat	-3,47	0,00	0,05	0,52	-4,36	0,00	1,99	0,98	-3,47	0,00	-0,21	0,42
Hadri z-stat	34,19	0,00	3,37	0,00	29,26	0,00	28,75	0,00	33,26	0,00	12,95	0,00

N = 17.

Número de observaciones: Levin, Lin & Chu t*, Im, Pesaran and Shin W-stat, ADF - Fisher Chi-square = 166, PP - Fisher Chi-square = 170, Breitung t-stat = 147, Hadri z-stat = 187.

Tabla 6 Efectos fijos (en diferencias)

	FBKtdif	FBKprivdif	FBKpubdif
SBtdif	0,048 (0,64)		
SBprivdif		0,168 (2,27) ^a	
SBpubdif			-0,080 (8,11) ^b
Constant	0,000 (0,08)	0,000 (0,12)	0,000 (0,01)

^aSignificativo al 5%.^bSignificativo al 1%.

Estos parecen corroborar los primeros indicios obtenidos en las estimaciones de sección cruzada. Teniendo en cuenta que no está muy claro el significado teórico de las estimaciones en diferencias podemos, no obstante, extraer alguna conclusión relevante. La relación entre las tasas de ahorro e inversión públicas es negativa y significativa, aunque de pequeña dimensión, y desaparece la relación entre las tasas de ahorro e inversión totales. Sin embargo, las tasas de ahorro e inversión privadas muestran una relación positiva y significativa.

Esto no contradice los resultados obtenidos hasta aquí ya que, por un lado, el tamaño de β es pequeño, lejos del que suele considerarse como síntoma de fragmentación del mercado y además, dada la utilización de los datos en

Tabla 7 Estacionariedad (ADF)

Comunidad	FBKt	SBt	FBKpriv	SBpriv	FBKpub	SBpub
Andalucía	0,06	-1,141	-0,619	-2,880 ^a	-2,448	-2,347
Aragón	-1,44	-3,128 ^b	-1,539	-1,183	-0,855	-2,114
Asturias	-1,008	-0,024	-1,8	-0,111	-1,213	-1,829
Baleares	-3,443 ^c	-3,853 ^c	-3,214 ^a	-1,569	-5,081 ^c	-0,878
Canarias	-2,442	-3,003 ^c	-2,444	-3,988 ^c	-2,486	-3,971 ^c
Cantabria	-1,1	0,175	-2,34	-0,494	-0,191	-6,023 ^c
Castilla-La Mancha	1,111	-2,181	0,591	-2,632 [*]	0,074	-2,018
Castilla y León	0,454	-2,006	-0,003	-1,382	0,019	-3,253 ^b
Cataluña	-0,679	-1,957	-0,788	-0,413	-0,367	-1,522
C. Valenciana	0,901	-1,637	0,643	-2,04	-0,503	-1,423
Extremadura	-0,184	-2,486	-0,906	-2,245	-0,713	-3,054
Galicia	0,263	-2,338	-0,121	-0,839	-0,695	-1,943
Madrid	-1,305	-0,754	-1,382	0,552	-1,277	1,528
Murcia	-1,415	-0,631	-1,665	-1,298	-2,744 ^a	-1,842
Navarra	0,668	-3,228 ^b	0,253	1,425	-1,602	-2,282
País Vasco	-1,286	-2,711 ^a	-0,983	-0,749	-3,597 ^c	-0,733
La Rioja	0,394	-2,799 ^a	-0,019	-1,74	-1,934	-2,034
España	-0,973	-1,65	-1,219	-0,175	-0,353	-1,117

^aSe rechaza la hipótesis nula al 10%; ^bse rechaza la hipótesis nula al 5%; ^cse rechaza la hipótesis nula al 1%.

Test ADF: Hipótesis nula: No estacionariedad.

diferencias, este resultado podría interpretarse como un coeficiente de retención de los cambios no permanentes en el ahorro (Sarno y Taylor, 1998), no indicando, por tanto, fricciones en la integración del mercado.

En la tabla 7 se muestran los test de raíces unitarias de las series para cada una de las Comunidades Autónomas. En las series de FBK total, privado y público se puede rechazar la hipótesis nula en el caso de Baleares, y para el País Vasco en la de FBK público.

El caso de las series de SB, la hipótesis nula se rechaza en unos pocos casos. Se puede considerar que, en general, estas series tienden a ser no estacionarias.

En la tabla 8 se ofrecen los test de cointegración entre las series de FBK y SB. Se deben tomar con cautela los resultados obtenidos para algunas comunidades autónomas en relación a la estacionariedad de los pares de series (tabla 7).

Tabla 8 Cointegración

Comunidad	FBKt-SBt	FBKpriv-Sbpriv	FBKpub-SBpub
Andalucía	-0,225	-2,31	-1,685
Aragón	-0,426	-2,749 ^a	-1,937
Asturias	-1,924	-2,885 ^b	-1,295
Baleares	-1,719	-4,836 ^c	-4,633 ^c
Canarias	-0,515	-0,1	0,004
Cantabria	-2,399	-2,399	-0,342
Castilla-La Mancha	-0,667	-1,492	-0,536
Castilla y León	0,108	-2,399	-0,435
Cataluña	-1,077	-2,468	-2,723*
C. Valenciana	-0,174	-1,753	-1,458
Extremadura	-0,297	-2,355	-0,142
Galicia	-0,399	-1,892	-0,703
Madrid	-1,249	-1,1	-3,341 ^b
Murcia	-1,738	-2,175	-2,447
Navarra	1,369	-2,591 ^a	-2,621 ^a
País Vasco	-0,957	-0,868	-3,103 ^b
La Rioja	0,328	-1,897	-2,539
España	-1,11	-2,912 ^b	-2,593 ^a

^aSe rechaza la hipótesis nula al 10%; ^bse rechaza la hipótesis nula al 5%; ^cse rechaza la hipótesis nula al 1%.

Hipótesis nula: No estacionariedad de los residuos (no cointegración).

Dado el corto período que abarcan estas series, estos test tienen una escasa validez pese a que algunos trabajos empíricos han utilizado períodos similares (i.e. Kalyoncu, 2007; Nell y Santos, 2008, y Miller, 1988).

Tomados como simples indicios, estos resultados parecen apuntar en la misma dirección de los anteriores, es decir, hacia un mercado plenamente integrado.

Siguiendo la cuarta generación de estimaciones, en la tabla 9 se muestran los test de estacionariedad de panel relativos a todas las variables estudiadas. Se comprueba que la variable FBKt no es estacionaria, mientras que sí parece serlo el SBt.

Resultados similares aparecen para las variables FBKpub y SBpub. Éstos pueden interpretarse como indicador de que no existe relación entre ambos pares de variables. Es decir, la inversión total y la inversión pública en las Comunidades Autónomas son independientes de los efectos del ahorro bruto total y público.

Sin embargo, la inversión privada y el ahorro privado son series no estacionarias. Para comprobar si existe relación entre ellas es necesario realizar un test de cointegración de panel. Entre los más utilizados figuran Pedroni (1995) y Kao (1999). En la tabla 10 se ofrecen los resultados de esta prueba que parecen apuntar hacia la existencia

Tabla 10 Test de cointegración de panel (tasas de ahorro e inversión privadas)

	Estadístico	Prob.
<i>Pedroni:</i>		
Hipótesis alternativa: AR común		
Panel v-Statistic	1,190206	0,1965
Panel rho-Statistic	-0,868093	0,2737
Panel PP-Statistic	-2,448625	0,0199
Panel ADF-Statistic	1,752051	0,0860
Hipótesis alternativa: AR individual		
Group rho-Statistic	1,187889	0,1970
Group PP-Statistic	-2,130152	0,0413
Group ADF-Statistic	-1,447951	0,1398
<i>Kao:</i>		
ADF	2,082628	0,0186
Hipótesis nula: No cointegración.		

Tabla 9 Estacionariedad de panel

Estadístico	FBKt		SBt		FBKpriv		SBpriv		FBKpub		SBpub	
	Coef	P	Coef	P	Coef	P	Coef	P	Coef	P	Coef	P
Levin, Lin & Chu t*	1,74	0,96	-4,32	0,00	-0,45	0,33	-0,47	0,32	-0,70	0,24	-4,58	0,00
Im, Pesaran and Shin W-stat	4,94	1,00	-2,85	0,00	2,46	0,99	1,47	0,93	-0,24	0,41	-2,49	0,01
ADF - Fisher Chi-square	8,18	1,00	68,01	0,00	20,58	0,97	34,41	0,45	41,04	0,19	63,04	0,00
PP - Fisher Chi-square	14,89	1,00	76,25	0,00	23,43	0,91	41,46	0,18	43,98	0,12	68,52	0,00
Breitung t-stat	-0,67	0,25	0,75	0,77	-2,05	0,02	0,06	0,53	2,14	0,98	1,25	0,89
Hadri z-stat	8,47	0,00	8,59	0,00	13,45	0,00	14,80	0,00	9,55	0,00	6,50	0,00

N = 17.

Número de Observaciones: Levin, Lin & Chu t*, Im, Pesaran and Shin W-stat, ADF - Fisher Chi-square = 183, PP - Fisher Chi-square = 187, Breitung t-stat = 161, Hadri z-stat = 204.

Tabla 11 Fully modified least squares (tasas ahorro e inversión privadas)

Unidad	Coef-OLS	Tst-OLS	P-val-OLS	Coef-FM	Tst-FM	P-val-FM
Panel	-0,052400	-0,622913	0,534104	-0,282399	-2,328725	0,019874

de no cointegración entre ambas variables, aunque con importantes contradicciones entre los diferentes test.

En el caso de paneles cointegrados, el cálculo del valor de β se ha realizado por diferentes métodos (DOLS, FMOLS, MG) (Kim et al., 2005; Bahmami-Oskooee y Chakrabarti, 2005; Adedeji y Thornton, 2008, y Coakley et al., 2004). Hemos utilizado el método FMOLS debido a que se considera que tiene un buen comportamiento en muestras pequeñas (Pedroni, 1995, 2000).

El resultado se muestra en la tabla 11. El signo negativo y el valor de β estimado son consistentes con los cálculos de sección cruzada comentados anteriormente y apuntan hacia un mercado integrado.

Así pues, más allá de las implicaciones políticas de la descentralización, la gestión autonómica de determinados servicios públicos y las competencias regionales en materia fiscal y de regulación económica, la interpretación de estos resultados nos lleva a descartar que, en términos financieros, este proceso esté provocando una fragmentación del mercado español. Por el contrario, podemos afirmar que nos encontramos ante un mercado interno plenamente integrado y con alta movilidad de capital entre las diferentes regiones, donde el ahorro fluye hacia aquellas comunidades en las que más se invierte y donde, en términos de ahorro e inversión públicos, se observa un proceso esperado de redistribución territorial.

5. Conclusiones

El debate sobre la modificación del sistema de financiación de las Comunidades Autónomas ha suscitado la preocupación sobre la integración del mercado interior español. Este trabajo trata de comprobar si existen indicios empíricos sobre la posible fragmentación del mercado interior.

Una forma de llevar a cabo esta tarea consiste en utilizar el enfoque de Feldstein y Horioka. Según estos autores, la movilidad perfecta del capital, es decir, la plena integración financiera, implicaría que no existe relación entre la tasa de ahorro e inversión de los países o, en nuestro caso, de las Comunidades Autónomas.

El enfoque de F-H ha estado sometido a numerosas críticas, tanto desde el punto de vista de su significado teórico como desde la pertinencia y adecuación de los test empíricos. Sin embargo, de la amplia literatura que este "puzzle" ha generado se desprende que, aunque con precaución, este enfoque aporta información sobre la integración financiera de los mercados, en especial en el nivel intranacional (Van Wincoop, 2000).

Las contrastaciones empíricas de las hipótesis de F-H han evolucionado con los cambios en las técnicas estadísticas, aunque los resultados más recientes no han permitido llegar a conclusiones más sólidas. Por ello, y debido también al período relativamente corto de los datos disponibles, se han realizado los cálculos del "coeficiente de retención

del ahorro" utilizando cuatro generaciones de técnicas estadísticas: OLS con datos de sección transversal, regresión de panel con datos en primeras diferencias; cointegración de las series correspondientes a cada una de las Comunidades Autónomas y cointegración de panel.

Todos estos cálculos deben ser tomados como indicios. Sin embargo, todos apuntan hacia una elevada movilidad del capital dentro del mercado español y, por tanto, una integración financiera plena.

Esta integración del mercado está acompañada por una elevada redistribución espacial llevada a cabo por el sector público, a través de la FBK pública y, sobre todo, del SB público.

Por otro lado, en este trabajo se realiza una revisión de las aplicaciones empíricas del enfoque de F-H para diversos países (Apéndice III). Aún teniendo en cuenta la diversidad de datos y de métodos de estimación utilizados, los resultados obtenidos en este trabajo son coherentes con la literatura existente, para países que se consideran centralizados o con mercados internos plenamente integrados (Reino Unido, Japón, EE. UU.).

Bibliografía

- Abbott, A.J., De Vita, G., 2002. Are saving and investment cointegrated? An ARDL bounds testing approach. *Economics Letters* 77, 293-299.
- Abbott, A.J., De Vita, G., 2003. Another piece in the Feldstein-Horioka puzzle. *Scottish Journal of Political Economy* 50, 69-89.
- Adedeji, O., Thornton, J., 2008. International capital mobility: evidence from panel cointegration tests. *Economics Letters* 99, 349-352.
- Apergis, N., Tsoumas, C., 2009. A survey of the Feldstein-Horioka puzzle: what has been done and where we stand. *Research in Economics* 63, 64-76.
- Bahmami-Oskooee, M., Chakrabarti, A., 2005. Openness, size, and the saving-investment relationship. *Economic System* 29, 283-293.
- Bayoumi, T., Rose, A., 1993. Domestic savings and intra-national capital flows. *European Economic Review* 37, 1197-1202.
- Coakley, J., Fuertes, A.M., Spagnolo, F., 2004. Is the Feldstein-Horioka puzzle history? *The Manchester School* 72, 569-590.
- Coakley, J., Kulasi, F., Smith, R., 1996. Current account solvency and the Feldstein-Horioka puzzle. *The Economic Journal* 106, 620-627.
- Coakley, J., Kulasi, F., Smith, R., 1998. The Feldstein-Horioka puzzle and capital mobility: a review. *International Journal of Finance and Economics* 3, 169-188.
- De Vicente, S., Pérez, J.L., Vicente, M.R., 2009. ¿Se está rompiendo el mercado español? Una aplicación del enfoque de Feldstein-Horioka. Documento de trabajo Funcas n.º 461.
- Dekle, R., 1996. Saving-investment associations and capital mobility. *Journal of International Economics* 41, 53-72.
- Dooley, M., Frankel, J., Mathieson, D.J., 1987. International capital mobility. What do saving-investment correlation tell us? *IMF Staff Papers* 34, 503-530.

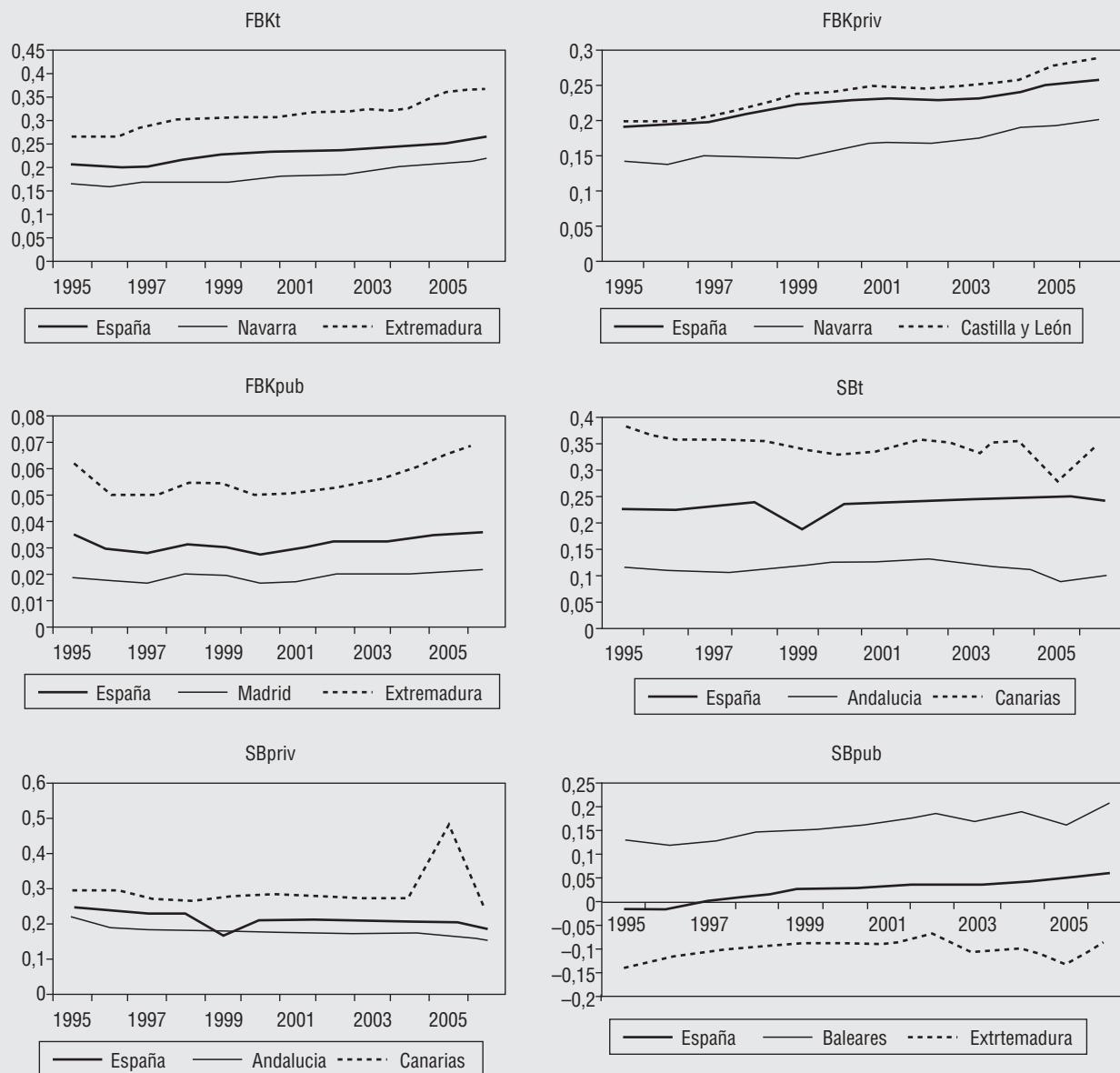
- Feldstein, M., Bacchetta, P., 1989. National saving and international investment". National Bureau of Economic Research, 1-29. NBER Working Paper No. 3164.
- Feldstein, M., Horioka, C., 1980. Domestic saving and international capital flows. *The Economic Journal* 90, 314-329.
- Giannone, D., Lenza, M., 2008. The Feldstein-Horioka fact. ECB Working Paper No. 873.
- Harberger, A.C., 1980. Vignettes on the world capital market. *American Economic Review Papers and Proceedings* 70, 331-337.
- Hellywell, J.F., McKittrick, R., 1999. Comparing capital mobility across provincial and national borders. *Canadian Journal of Economics* 32, 1165-1173.
- Hericourt, J., Maurel, M., 2005a. Another brick in the Feldstein-Horioka wall: an analysis on European regional data. University of Paris Working Papers.
- Hericourt, J., Maurel, M., 2005b. The Felsdtein-Horioka puzzle revisited: an 'European-regional' perspective. William Davidson Institute Working Paper No. 763.
- Ho, T.W., 2002. The Feldstein-Horioka puzzle revisited. *Journal of International Money and Finance* 21, 555-564.
- Iwamoto, Y., Van Wincoop, E., 2000. Do borders matter? Evidence from Japanese regional net capital flows. *International Economic Review* 41, 241-269.
- Jansen, W.J., 1998. Interpreting saving-investment correlations. *Open Economic Review* 9, 205-217.
- Jansen, W.J., Schulze, G.G., 1996. Theory-based measurement of the saving-investment correlation with and application to Norway. *Economic Inquiry* 34, 116-132. Western Economic Association International.
- Kalyoncu, H., 2007. Saving-investment correlations and capital mobility in OECD countries: an error correction analysis. *Applied Economics Letters* 14, 567-601.
- Kao, C., 1999. Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of Econometrics* 90, 1-44.
- Kim, H., Oh, K.Y., Jeong, C.W., 2005. Panel cointegration results on international capital mobility in Asian economies. *Journal of International Money and Finance* 24, 71-82.
- Levy, D., 2004. Is the Feldstein-Horioka puzzle really a puzzle? Bar-Ilan University and Emory Universit Working Papers.
- López-Bazo, E., Del Barrio, T., Artís, M., 2002. La distribución provincial del desempleo en España, *Papeles de Economía Española* 93, 195-209.
- López i Casasnovas, G., Pons Novell, Y., 2005. Análisis de la redistribución entre las comunidades autónomas: criterios de evaluación y propuesta de nuevos principios básicos. Universitat Autònoma de Barcelona.
- Miller, S.M., 1988. Are saving and investment co-integrated? *Economics Letters* 27, 31-34.
- Ministerio de Economía y Hacienda, 2008. Balanzas fiscales.
- Murphy, R.G., 1984. Capital mobility and the relationship between saving and investment rates in OECD countries. *Journal of International Money and Finance* 3, 327-342.
- Murthy, V., 2007. Panel cointegration analysis: an empirical example. En: Rao (Ed.), *Cointegration for applied economist*. p. 222-243.
- Nell, K.S., Santos, L.D., 2008. The Feldstein-Horioka hypothesis versus the long-run solvency constraint model: a critical assessment. *Economics Letters*, 1-5.
- Obstfeld, M., 1985. Capital Mobility in the world economy: theory and measurement. NBER Working Paper No. 1692.
- Obstfeld, M., 1993. International capital mobility in the 1990s. NBER Working Paper No. 4534.
- Obstfeld, M., Rogoff, K., 2000. The six major puzzles in the international macroeconomics: is there a common cause. NBER Working Paper No. 7777.
- Obstfeld, M., Taylor, A.M., 2004. Global capital markets. Integration, crisis, and growth. Cambridge University Press.
- Pedroni, P., 1995. Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. Indiana University Working Papers in Economics.
- Pedroni, P., 2000. Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels. *Panel Cointegration and Dynamic Panels* 15, 93-130.
- Sarno, L., Taylor, M.T., 1998. Saving-investment correlations: transitory vs permanent. *The Manchester School Supplement* 25, 17-38.
- Sinn, S., 1992. Saving-investment correlations and capital mobility: on the evidence from annual data. *The Economic Journal* 102, 1162-1170.
- Tesar, L., 1991. Savings, investment and international capital flows. *Journal of International Economics* 31, 55-78.
- Thomas, A.H., 1993. Saving, investment, and the regional current account: an analysis of Canadian, British and German regions. IMF Working paper No. 62.
- Van Wincoop, E., 2000. Intranational versus international saving-investment comovements. En: Hess, Van Wincoop (Eds.), *Intranational macroeconomics*.
- Yamori, N., 1995. The relationship between domestic savings and investment: the Felsdtein-Horioka test using Japanese regional data. *Economics Letters* 48, 361-366.

Anexo I. Enfoque intranacional

Autor	País	Método	Muestra	
Sinn (1992)	USA	Sección cruzada	1953	-0,11
		Sección cruzada	1957	-0,06
Bayoumi y Rose (1993)	UK	Panel	1971-1975	-0,48*
		OLS	1976-1980	0,24
			1981-1985	0,01
Thomas (1993)	UK Canadá	Panel	1971-1987	-0,56*
		Panel	1961-1989	-0,10*
Yamori (1995)	Japón	OLS	1970-1974	-0,26*
		Media período	1975-1979	0,36*
			1980-1985	0,29*
Dekle (1996)	Japón	OLS	1975-1988	-0,36*
		Media período	1975-1979	-0,44*
			1980-1984	-0,32*
			1985-1988	-0,24*
Iwamoto y Van Wincoop (2000)	Japón	OLS. Media período	1975-1980	0,26*
			1980-1985	0,43*
			1985-1990	0,40*
		Series temporales	1975-1990	0,31*
Hellywell y Mckitrick (1999)	Canadá	OLS	1961-1993	No significativo
		Media período	1961-1971	No significativo
			1983-1993	No significativo
Van Wincoop (2000)	Japón	Panel	1970-1990	0,31*
		OLS. Media período	1975-1980	0,21*
			1980-1985	0,32
			1985-1990	0,21*
		Media correlación de las series temporales	1975-1990	0,31
Hericourt y Maurel (2005)	UE-9	Mínimos cuadrados 2 etapas	1995-2000	0,09
	Bélgica	Mínimos cuadrados 2 etapas	1995-2001	0,17
	Alemania	Mínimos cuadrados 2 etapas	1995-2002	0,24
	Grecia	Mínimos cuadrados 2 etapas	1995-2003	0,14*
	Francia	Mínimos cuadrados 2 etapas	1995-2004	0,09
	Italia	Mínimos cuadrados 2 etapas	1995-2005	0,02
	Holanda	Mínimos cuadrados 2 etapas	1995-2006	-0,29
	Austria	Mínimos cuadrados 2 etapas	1995-2007	0,34
	Portugal	Mínimos cuadrados 2 etapas	1995-2008	-1,24*
	Suecia	Mínimos cuadrados 2 etapas	1995-2009	0,54*

*Significativo al 5%.

Anexo II. Evolución temporal de las variables



(Se presentan los valores de cada variable para España, así como los de las comunidades que se sitúan en los extremos máximo y mínimo).

Anexo III. Correlaciones

	FBKt	FBKpriv	FBKpub	SBt	SBpriv	SBpub	PIBpc
FBKt	1						
FBKpriv	0,9819	1					
FBKpub	0,5731	0,4073	1				
SBt	-0,6198	-0,5939	-0,4191	1			
SBpriv	-0,0078	-0,0024	-0,0276	-0,0494	1		
SBpub	-0,5586	-0,5371	-0,3693	0,9248	-0,4257	1	
PIBpc	-0,0954	-0,0462	-0,2599	0,434	-0,2991	0,5071	1