



Departamento de Economía Aplicada
Universidad de Oviedo

DPAE/09/06

Discussion Papers on Applied Economics.

Department of Applied Economics. University of Oviedo.

Movilidad del Capital e Integración Financiera: El Caso Español

Saúl De Vicente Queijeiro (vicentesaul@uniovi.es)

José Luis Pérez Rivero (jrivero@uniovi.es)

María Rosalía Vicente Cuervo (mrosaliavicente@uniovi.es)

Nuria Hernández Nanclares (nhernan@uniovi.es)

Avenida del Cristo s/n. Facultad de CC. Económicas y Empresariales. Departamento de Economía Aplicada. Universidad de Oviedo, 33006, Oviedo.

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 cuasi-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.

Código JEL: F21, F32

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., 2005) 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.

Feldstein y Horioka (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 Bachetta, 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), Obstfeld y Rogoff (2000), y Bahmami-Oskooee y Chakrabarti (2005) 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 predominan los siguientes argumentos: un primer grupo de autores elaboró modelos teóricos que incorporan movilidad perfecta del capital y en la que la elevada correlación entre las tasas de ahorro e inversión son el producto de shocks transitorios en la productividad (Obstfeld, 1986) y la consideración de bienes no comercializables (Tesar, 1991; Wong, 1990).

Un segundo grupo, en el que destaca Frankel (1990, 1992), señala que, en realidad, el elevado valor de β revela el incumplimiento de algunas de las condiciones implícitas en la definición de movilidad internacional del capital (como la paridad de intereses reales), y no la falta de movilidad.

Sin embargo, un tercer grupo de autores resalta que la relación entre las tasas de ahorro e inversión se debe a la presencia de endogeneidad debida a factores como el

tamaño de la economía (Harberger, 1980; Murphy, 1984) o las políticas del gobierno orientadas al equilibrio de la cuenta corriente (Westphal, 1983; Bayoumi, 1990).

Un cuarto grupo de autores considera que la elevada correlación entre las tasas de ahorro e inversión es un resultado esperable a largo plazo debido a la restricción de solvencia intertemporal de la cuenta corriente. Ello implicaría que las tasas de ahorro e inversión deberían estar cointegradas, y, por lo tanto, el valor de β no estaría relacionado con la movilidad del capital (Miller, 1988; Coakley et al. 1996). Por último, un quinto grupo (Levy, 2004) considera que no existe ningún enigma en un valor elevado de β puesto que los modelos de crecimiento neoclásicos predicen que en el estado estacionario las tasas de ahorro e inversión se moverán conjuntamente.

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, pudiéndose distinguir cuatro generaciones de estimaciones. La primera generación de estimaciones se basa en datos de corte transversal y en la utilización del método OLS (Ordinary Least Squares). Felstein y Horioka (1980) y Bayoumi (1990) utilizaron las medias de los periodos entre 5 y 10 años de las tasas de ahorro e inversión, con objeto de evitar la influencia del ciclo económico. Sin embargo, Sinn (1992) indicó que esta forma de proceder sesga el valor de β al alza, debido al ajuste a largo plazo de la cuenta. Por ello, recomienda utilizar datos anuales, aunque, en la práctica, obtuvo unos valores de β muy inestables.

La segunda generación de estimaciones de la ecuación de F-H trató de incluir la dimensión temporal de los datos utilizando técnicas de panel. Sin embargo, la no estacionariedad de la mayoría de las series y paneles (Ho, 2002) obligó a buscar un método que permitiera estimaciones consistentes. Esto se logró transformando los datos y utilizando las primeras diferencias de las series (Sarno y Taylor, 1998).

Una forma alternativa de estimación, que da lugar a la tercera generación, parte del enfoque intertemporal de la cuenta corriente (Miller, 1988; Sinn, 1992; Jansen 1997; Coakley et al., 1996, 1998). En su versión menos matizada, la existencia de cointegración entre las series de las tasas de ahorro e inversión de un mismo país o región debido al ajuste a largo plazo de la cuenta corriente explicaría los elevados valores de las β . Por otro lado, la no existencia de cointegración podría interpretarse como una fuerte integración financiera o, lo que es lo mismo, una alta movilidad internacional del capital. Varios autores han utilizado este método para comprobar la hipótesis de F-H (Coakley y Kulasi, 1997; Barkoulas et al. 1996; Bajo, 1998; Coiteaux y Olivier, 2000; Kim, 2001, Slavov 2007; Nell y Santos, 2008) para países y periodos diferentes con resultados diversos.

Por otro lado, Jansen (1998) y Jansen y Schulze (1996) consideran que el Método de Corrección de Error (ECM) es el que mejor se adapta al planteamiento teórico de la restricción intertemporal de la cuenta corriente, al permitir reconciliar la movilidad internacional del capital y el equilibrio a largo plazo de la cuenta corriente.

Sin embargo, las estimaciones de series temporales chocan con los problemas de la longitud de las series utilizadas y la potencia de los test de estacionariedad y cointegración, haciendo desigual determinar en muchos casos la existencia o no de relación a largo plazo entre las series de la tasa de ahorro e inversión (Abbott y De Vita, 2002).

De esta forma, surge la cuarta generación de contrastes de hipótesis de F-H con el objeto de solventar estos problemas e incrementar la solidez de las estimaciones, utilizando técnicas de panel. Hay que destacar el reciente trabajo de Murthy (2007), así como Kim et al. (2005), Adedeji y Thornton (2008), Bahmami-Oskooee y Chakrabarti (2005), Coakley et al. (2003). Sin embargo, Kroll (1996), Coiteaux y Olivier (2000) y Jansen (2000) encuentran valores muy diferentes de β . Además, aparecen aquí nuevos problemas. Ho (2003) indica la importancia de la estacionariedad de los paneles utilizados y resalta los diferentes resultados de los test utilizados para determinarla. En esta línea, Coakley et al. (2003) utilizan el método de Median Group (MG) para estimar β en paneles no estacionarios, mientras que Ho (2002) y Kim et al. (2005) utilizan Fully Modified Ordinary Least Squares (FMOLS) y Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS). Nuevamente los resultados difieren considerablemente según el método de estimación empleado.

Por último, algunos autores han señalado la existencia de problemas adicionales como las rupturas en las series (Cardoret, 2001; Özmen y Parmaksiz, 2003); la posibilidad de que la tasa de ahorro sea la variable endógena (Schmidt, 2003); o la existencia de dependencia transversal en las series cuando se utilizan datos de panel (Banerjee y Zanghieri, 2003).

A pesar de los problemas tanto técnicos 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, en primer lugar, los resultados de F-H han sido confirmados a lo largo del tiempo utilizando técnicas, muestras de países y períodos muy diferentes. El propio Feldstein (1983) convalida los resultados de F-H utilizando medias de diversos períodos y algunas variables independientes, mientras que Bayoumi (1990) llega a un resultado similar utilizando variables instrumentales, al igual que Oh et al. (1999), que se decanta por técnicas de cointegración de panel. Sinn (1992) y Kim (2001) obtienen valores de β relativamente elevados, utilizando datos anuales en el caso del primero y con metodología de panel y teniendo en cuenta diversos tipos de shocks que podrían ser comunes a las tasas de ahorro e inversión, en el caso del segundo. Sarno y Taylor (1998) identifican los shocks temporales y permanentes a la tasa de ahorro e inversión mediante la técnica de Blanchard y Quah y hallan también una β relativamente elevada, aunque mayor en el caso de los shocks temporales. Hay que destacar el trabajo de Jansen y Schulze (1996), que encuentran una baja movilidad de capital en Noruega durante el periodo de Bretton Woods y un incremento de la movilidad de capital en la etapa posterior, utilizando el método ECM. Abbott y De Vita (2002) utilizan un test ARDL para datos del Reino Unido y encuentran que β se reduce en los periodos de liberalización de la cuenta de capital. Por otro lado, Bahmami-Oskooee y Chakrabarti (2005) estiman β con técnicas de cointegración con datos de panel y obtienen también un β elevado, mientras que Kim et al. (2005), con las mismas técnicas, obtiene un resultado similar para los países asiáticos.

En segundo lugar, muchas de las posibles explicaciones alternativas no han encontrado un respaldo empírico suficiente. Además, β muestra una evolución temporal acorde con los procesos de liberalización de los movimientos internacionales de capitales (Obstfeld y Taylor, 2004); los cálculos de β también registran los procesos de integración financiera entre países (Blanchard y Giavazzi, 2002) y β muestra unos valores muy reducidos cuando se calcula utilizando datos de las regiones de un mismo país (Sinn, 1992).

Por último, la existencia de un sesgo país (Home Bias) en las carteras de inversiones avala los hallazgos de F-H (Feldstein, 1994; Georgopoulos y Hejazi, 2005).

En tercer lugar, existe una amplia línea de trabajo que ha utilizado este enfoque para medir el grado de integración financiera intranacional. En el Anexo III 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 (1994) 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 Deckle (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 Laurel (2005) 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 (Abbot 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; 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 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.

El cuadro 1 muestra las fuentes empleadas:

Cuadro 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)

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 el Cuadro 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 los gráficos 1-4 del Anexo I. Asimismo, las correlaciones se presentan en la tabla 1 del Anexo II. 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.

Cuadro 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
ANDALUCIA	0,2528	0,0192	0,2183	0,0187	0,0345	0,0027	0,1217	0,0366	0,1856	0,0379	-0,0638	0,0187
ARAGON	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
PAIS 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 el cuadro 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 "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.

Cuadro 3. Estimaciones de Sección cruzada

Var. Dependiente Var. Independiente	FBKt SBt	FBKpriv SBpriv	FBKpub SBpub
1995	-0.302 (-3.46)***	-0.496 (2.76)**	-0.113 (4.26)***
1996	-0.321 (-3.70)***	-0.417 (2.45)**	-0.093 (4.00)***
1997	-0.317 (-3.81)***	-0.448 (2.42)**	-0.098 (4.17)***
1998	-0.373 (-4.14)***	-0.529 (2.45)**	-0.099 (3.92)***
1999	-0.435 (-4.84)***	-0.536 (2.22)**	-0.109 (4.43)***
2000	-0.439 (-4.92)***	-0.378 (-1.51)	-0.106 (4.15)***
2001	-0.411 (-4.39)***	-0.412 (-1.59)	-0.105 (3.96)***
2002	-0.42 (-4.09)***	-0.38 (-1.41)	-0.105 (3.62)***
2003	-0.371 (-4.32)***	-0.361 (-1.28)	-0.104 (4.46)***
2004	-0.321 (-3.65)***	-0.333 (-1.22)	-0.106 (4.26)***
2005	-0.201 (-0.84)	0.744 (4.79)***	-0.141 (7.00)***
2006	-0.307 (-2.52)**	-0.084 (-0.22)	-0.117 (4.56)***

** Significativo al 5%

*** Significativo al 1%

En el cuadro 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.

Cuadro 4. Estimación en medias del período

Periodo variables	1995-2000			2001-2006			1995-2006		
	FBKt	FBKpriv	FBKpub	FBKt	FBKpriv	FBKpub	FBKt	FBKpriv	FBKpub
SBt	-0.37 (-4.51)***			-0.398 (-3.88)***			-0.4 (-4.79)***		
SBpriv		-0.505 (-2.52)**			-0.004 (-0.02)			-0.308 (-1.26)	
SBpub			-0.104 (-4.35)***			-0.115 (-4.91)***			-0.11 (-4.77)***
Constante	0.325 (17.14)***	0.326 (6.97)***	0.033 (20.63)***	0.37 (15.44)***	0.244 (4.31)***	0.04 (21.22)***	0.351 (18.09)***	0.294 (5.43)***	0.037 (21.87)***

** Significativo al 5%

*** Significativo al 1%

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 el cuadro 5, los paneles de todas las variables transformadas en primeras diferencias son estacionarios. Con ellas es posible utilizar los métodos de panel estándar.

Cuadro 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.

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

Cuadro 6. Efectos fijos (en diferencias)

	FBKtdif	FBKprivdif	FBKpubdif
SBtdif	0.048 (0.64)		
SBprivdif		0.168 (2.27)**	
SBpubdif			-0.080 (-8.11)***
Constant	0.000 (0.08)	0.000 (0.12)	0.000 (0.01)

**Significativo al 5%

*** Significativo 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 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 el cuadro 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.

Cuadro 7. Estacionariedad (ADF)

COMUNIDAD	FBKt	SBt	FBKpriv	SBpriv	FBKpub	SBpub
ANDALUCIA	0.06	-1.141	-0.619	-2.880**	-2.448	-2.347
ARAGON	-1.44	-3.128**	-1.539	-1.183	-0.855	-2.114
ASTURIAS	-1.008	-0.024	-1.8	-0.111	-1.213	-1.829
BALEARES	-3.443***	-3.853***	-3.214**	-1.569	-5.081***	-0.878
CANARIAS	-2.442	-3.003***	-2.444	-3.988***	-2.486	-3.971***
CANTABRIA	-1.1	0.175	-2.34	-0.494	-0.191	-6.023***
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**
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*	-1.842
NAVARRA	0.668	-3.228**	0.253	1.425	-1.602	-2.282
PAIS VASCO	-1.286	-2.711*	-0.983	-0.749	-3.597***	-0.733
LA RIOJA	0.394	-2.799*	-0.019	-1.74	-1.934	-2.034
ESPAÑA	-0.973	-1.65	-1.219	-0.175	-0.353	-1.117

* Se rechaza la hipótesis nula al 10%; ** Se rechaza la hipótesis nula al 5%; *** Se rechaza la hipótesis nula al 1%
Test ADF: Hipótesis nula: No estacionariedad

En el cuadro 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 (cuadro 7).

Cuadro 8. Cointegración

COMUNIDAD	FBKt-SBt	FBKpriv-Sbpriv	FBKpub-SBpub
ANDALUCIA	-0.225	-2.31	-1.685
ARAGON	-0.426	-2.749*	-1.937
ASTURIAS	-1.924	-2.885**	-1.295
BALEARES	-1.719	-4.836***	-4.633***
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**
MURCIA	-1.738	-2.175	-2.447
NAVARRA	1.369	-2.591*	-2.621*
PAIS VASCO	-0.957	-0.868	-3.103**
LA RIOJA	0.328	-1.897	-2.539
ESPAÑA	-1.11	-2.912**	-2.593*

Se rechaza la hipótesis nula al 10%; ** Se rechaza la hipótesis nula al 5%; *** Se 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; 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 el cuadro 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.

Cuadro 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.

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 el cuadro 10 se ofrecen los resultados de esta prueba que parecen apuntar hacia la existencia de no cointegración, en cuyo caso, se confirmaría una vez más la movilidad del capital.

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

Pedroni:		
Hipótesis alternativa: AR común		
	<u>Estadístico</u>	<u>Prob.</u>
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		
	<u>Estadístico</u>	<u>Prob.</u>
Group rho-Statistic	1.187889	0.1970
Group PP-Statistic	-2.130152	0.0413
Group ADF-Statistic	-1.447951	0.1398
Kao:		
ADF	2.082628	0.0186
Hipótesis nula: No cointegración		

Sin embargo, los test anteriores muestran cierta ambigüedad o incluso resultados contradictorios. Por ello, parece conveniente llevar a cabo la estimación de β ante la posibilidad de que los paneles estén cointegrados.

En este caso, el cálculo del valor de β se ha realizado por diferentes métodos (DOLS, FMOLS, MG) (Kim et al., 2005; -Oskooee y Chakrabarti, 2005; Adedeji y Thornton, 2008; 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, 2002).

El resultado se muestra en el cuadro 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.

Cuadro 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

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 las 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 econométricas, 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 econométricas: 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 completa 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 (UK, Japón, USA).

Referencias

- ABBOTT, A.J., DE VITA, G. (2003): "Another piece in the Feldstein-Horioka Puzzle". *Scottish Journal of Political Economy*, vol. 50, pp. 69-89.
- ABBOTT, A.J., DE VITA, G. (2002): "Are saving and investment cointegrated? An ARDL bounds testing approach". *Economics Letters*, vol. 77, pp. 293-299.
- ADEDEJI, O., THORNTON, J. (2008): "International capital mobility: Evidence from panel cointegration tests". *Economics Letters*, vol. 99, pp. 349-352.
- BAHMAMI-OSKOOEE, M., CHAKRABARTI, A., (2005): "Openness, size, and the saving-investment relationship". *Economic System*, vol. 29, pp. 283-293.
- BAJO-RUBIO, O. (1998): "The saving-investment correlation revisited: the case of Spain, 1964-1994". *Applied Economics Letters*, vol. 5, pp. 769-772.
- BANERJEE, A., ZANGHERI, P. (2003): "A New Look at the Feldstein-Horioka puzzle using an Integrated Panel". CEPII Working Paper No. 22.
- BARKOULAS, J., FILIZETKIN, A., MURPHY, R. (1996): "Time series evidence on the saving-investment relationship". *Applied Economics Letters*, vol. 3, pp. 77-80.
- BAYOUMI, T. (1990): "Saving- Investment Correlations". *IMF Staff Papers*, vol. 37, pp. 360-387.
- BAYOUMI, T., ROSE, A. (1993): "Domestic savings and intra-national capital flows". *European Economic Review*, Vol.37, pp 1197-1202.
- BLANCHARD, O., GIAVAZZI, F. (2002): "Current Account Deficits in the Euro Area: The End of the Feldstein- Horioka Puzzle?". *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 2, pp. 147-187.
- CADORET, I. (2001): "The Saving Investment relation: A panel data approach". *Applied Economics Letters*, vol. 8, pp. 517-520.
- COAKLEY, J., FUERTES, A.M., SPAGNOLO, F. (2004): "Is the Feldstein-Horioka puzzle history?". *The Manchester school*, vol.72, no. 5, pp. 569-590.
- COAKLEY, J., FUERTES, A.M., SPAGNOLO, F. (2003): "The Feldstein-Horioka puzzle is not as bad as you think". Department of Accounting, Finance and Management. University of Essex Working paper.
- COAKLEY, J., KULASI, F., SMITH,R. (1998): "The Feldstein- Horioka Puzzle and Capital Mobility: A Review". *International Journal of Finance and Economics*, vol. 3, pp. 169-188.
- COAKLEY, J., KULASI, F. (1997): "Cointegration of long span saving and investment". *Economics Letters*, vol. 54, pp. 1-6.
- COAKLEY, J., KULASI, F., SMITH,R. (1996): "Current Account solvency and the Feldstein-Horioka Puzzle". *The Economic Journal*, vol. 106, pp. 620-627.
- COITEUX, M., OLIVIER, S. (2000): "The saving retention coefficient in the long run and in the short run: evidence from panel data". *Journal of International Money and Finance*, vol. 19, pp. 535-548.

- DEKLE, R. (1996): "Saving-investment associations and capital mobility". *Journal of International Economics*, Vol.41, pp. 53-72.
- FELDSTEIN, M. (1994): "Tax Policy and International Capital Flows". *Review of World Economics*, vol. 130, No. 4, pp. 675-697.
- FELDSTEIN, M., BACCHETTA, P. (1989): "National Saving and International Investment". *National Bureau of Economic Research*, pp. 1-29. NBER Working Paper No. 3164.
- FELDSTEIN, M. (1983): "Domestic Saving and International Capital Movements in the long run and the short run". *European Economic Review*, vol. 21, pp. 129-151.
- FELDSTEIN, M., HORIOKA, C. (1980): "Domestic saving and international capital flows". *The Economic Journal*, vol. 90, pp. 314-329.
- FRANKEL, J. A. (1992): "Measuring International Capital Mobility: A Review". *American Economic Review Papers and Proceedings*, vol. 82, pp. 197-202.
- FRANKEL, J. A. (1990): "Quantifying International Capital Mobility in the 1980s." NBER Working paper 2856.
- GEORGOPOULOS, G.J., HEJAZI, W. (2005): "Feldstein-Horioka Meets a time trend". *Economics letters*, vol. 86, pp. 353-357.
- HARBERGER, A. C. (1980): "Vignettes on the World Capital Market". *American Economic Review Papers and Proceedings*, vol. 70, pp. 331-337.
- HELLYIWELL, J.F., MCKITRICK, R. (1999): "Comparing capital mobility across provincial and national borders". *Canadian Journal of Economics*, vol. 32, pp. 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 Feldstein-Horioka puzzle revisited: An 'European-Regional' perspective". *William Davidson Institute Working Paper No. 763*
- HESS, G.D., VAN WINCOOP, E. (2000): *Intranational Macroeconomics*. Cambridge University Press.
- HO, T.W. (2003): "The saving retention coefficient and country-size: The Feldstein-Horioka puzzle reconsidered". *Journal of Macroeconomics*, vol. 25, pp. 387-396.
- HO, T.W. (2002): "The Feldstein-Horioka puzzle revisited". *Journal of International Money and Finance*, vol. 21, pp. 555-564.
- IWAMOTO, Y., VAN WINCOOP, E. (2000): "Do Borders Matter? Evidence from Japanese Regional Net Capital Flows". *International Economic Review*, Vol. 41, pp. 241-269.
- JANSEN, W. J. (2000): "International capital mobility: evidence from panel data". *Journal of International Money and Finance*, vol. 19, pp. 507-511
- JANSEN, W.J. (1998): "Interpreting Saving- Investment Correlations". *Open Economic Review*, vol. 9, pp.205-217.

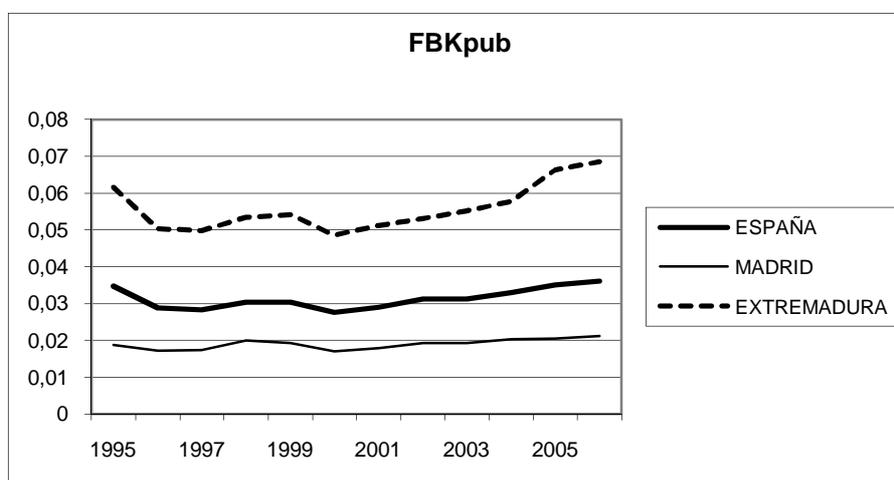
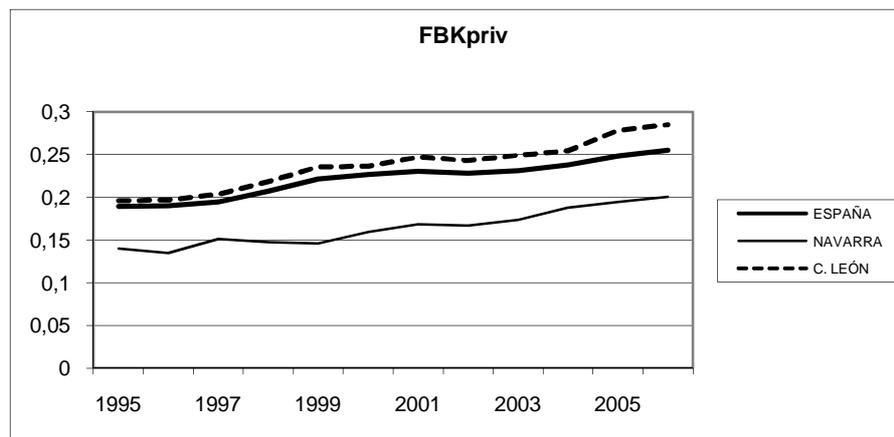
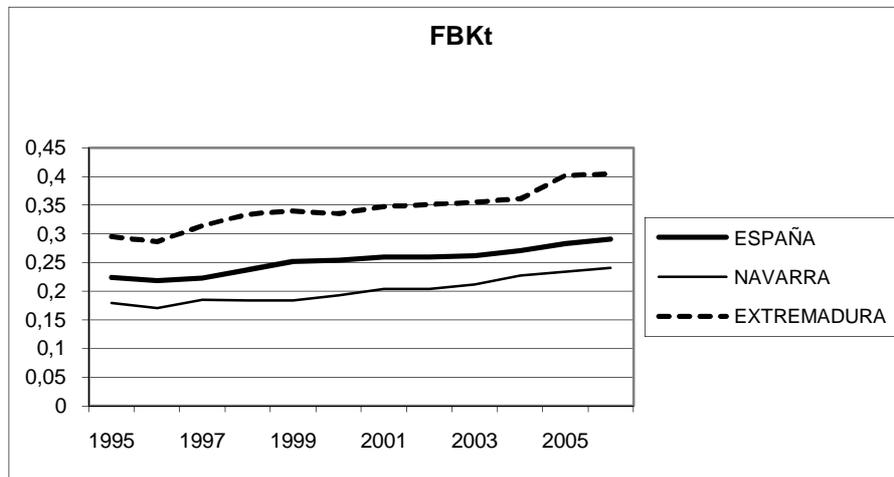
- JANSEN, W. J. (1997): "Can the intertemporal budget constraint explain the Feldstein-Horioka Puzzle?". *Economics Letters*, vol. 56, pp. 77-83.
- JANSEN, W.J., SCHULZE, G.G. (1996): "Theory-based Measurement of the Saving-Investment correlation with and application to Norway". *Economic Inquiry*, vol 34, pp. 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*, vol.14, pp. 567-601.
- KAO, C. (1999): "Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data". *Journal of Econometrics* 90, pp. 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*, vol.24, pp. 71-82.
- KIM, H., (2001): "The saving-investment correlation puzzle is still a puzzle". *Journal of International Money and Finance*. Vol. 20, pp. 1017-1034.
- KROLL, R. (1996): "International Capital Mobility. Evidence from Panel Data". *Journal of International Money and Finance*, vol.15, pp. 467-474.
- LEVY, D. (2004): "Is the Feldstein-Horioka puzzle really a puzzle?" *Bar-Ilan University and Emory University Working Papers*.
- LAGO-PEÑAS, S., MARTINEZ-LÓPEZ, D. (2005): "Convergence and public investment: Regional policies revisited". Documentos de trabajo (Centro de Estudios Andaluces), Serie 1, N° 5.
- 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.
- LÓPEZ-BAZO, E., DEL BARRIO, T., AND ARTÍS, M. (2002). "La distribución provincial del desempleo en España", *Papeles de Economía Española*, No. 93, pp. 195-209.
- MILLER, S.M. (1988): "Are Saving and Investment Co-integrated? *Economics Letters*, 27, pp. 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*, vol. 3, pp. 327-342.
- MURTHY, V., (2007): "Panel Cointegration Analysis: An Empirical Example", en Rao ed. *Cointegration for Applied Economist*, pp 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*, pp. 1-5.
- OBSTFELD M., TAYLOR, A.M. (2004): *Global Capital Markets. Integration, Crisis, and Growth*. Cambridge University Press.

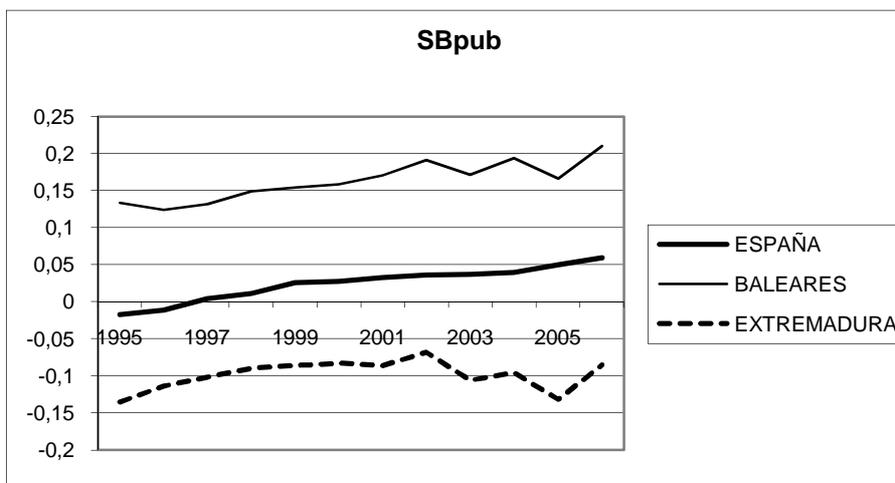
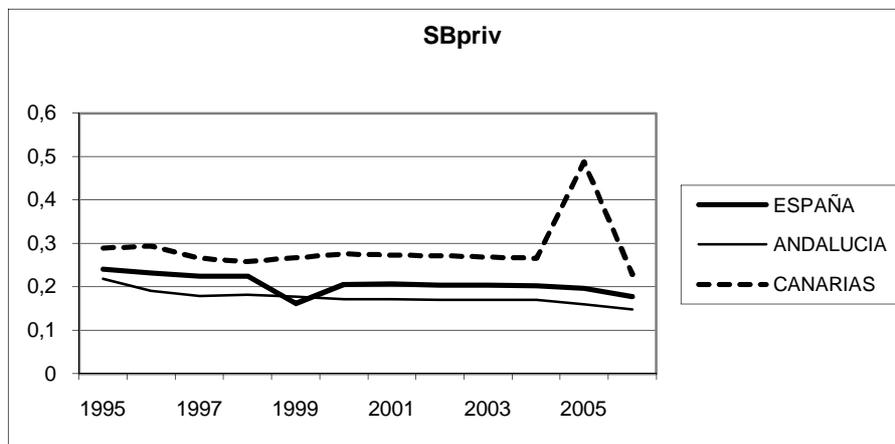
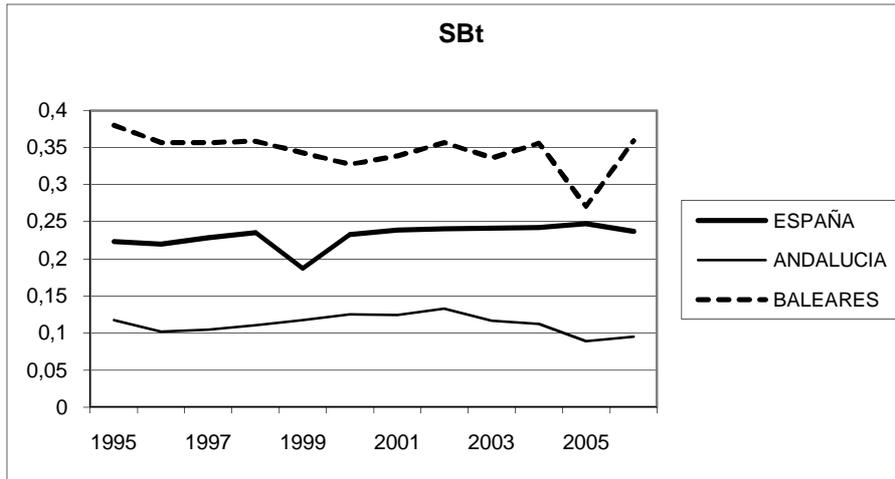
- OBSTFELD, M., ROGOFF, K. (2000): "The six major puzzles in the international macroeconomics: is there a common cause". NBER Working Paper No. 7777.
- OBSTFELD M. (1993): "International Capital Mobility in the 1990s". NBER Working Paper No. 4534.
- OBSTFELD M. (1985): "Capital Mobility in the World Economy: Theory and measurement". NBER Working Paper No. 1692.
- OH, K., KIM, B., KIM., H., HAN, B. (1999): "Saving-investment cointegration in panel data". *Applied Economics Letters*, vol. 6, pp. 477-480.
- ÖZMEN, E., PARMAKSIZ, K. (2003): "Exchange rate regimes and the Feldstein-Horioka Puzzle: the French evidence". *Applied Economics*, vol. 35, pp. 217-222.
- PEDRONI, P. (2000): "Fully Modified OLS for heterogeneous cointegrated panels". *Panel cointegration and dynamic panels*, vol. 15, pp. 93-130.
- 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.
- SARNO, L., TAYLOR, M.T. (1998): "Saving-investment Correlations: transitory Vs Permanent". *The Manchester School Supplement*, vol. 25, pp. 17-38.
- SINN, S. (1992): "Saving- Investment correlations and capital mobility: on the evidence from annual data". *The Economic Journal*, vol.102, pp. 1162-1170.
- SLAVOV, S. T. (2007): "Do common Currencies Facilitate the net Flow of Capital Among Countries?". Stanford center for International Development. Working Paper No. 337.
- TAYLOR, M., (1992): *Money and Financial Markets*. Blackwell. Oxford, pp. 297-307.
- TESAR, L. (1991): "Savings, Investment and International Capital Flows". *Journal of International Economics*, vol. 31, pp. 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 and Van Wincoop ed., *Intranational Macroeconomics*.
- WESTPHAL, U. (1983): Comments: "Domestic Saving and International Capital Movements in the Long Run and the Short Run" by Feldstein. *European Economic Review*, vol. 21, pp. 157-159.
- WONG, D.Y. (1990): "What do saving investment relationships tell us about capital mobility?". *Journal of International Money and Finance*, vol. 9, pp. 60-64.
- YAMORI, N. (1995): "The relationship between domestic savings and investment: the Felsdtein-Horioka test using Japanese regional data". *Economics letters*, vol. 48, pp. 361-366.

ANEXO 1.

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 II. CORRELACIONES

Tabla 1. 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

ANEXO III. Enfoque intranacional

Autor	País	Método	Muestra	β
Sinn (1992)	USA	Sección cruzada	1953	-0,11
		Sección cruzada	1957	-0,06
Bayoumi y Rose (1993)	U.K	Panel	1971-1975	-0,48*
		OLS	1976-1980	0,24
			1981-1985	0,01
Thomas (1993)	UK	Panel	1971-1987	-0,56*
	Canadá	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*
Helliwell 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	Minimos cuadrados 2 etapas	1995-2000	0,09
	Bélgica	Minimos cuadrados 2 etapas	1995-2001	0,17
	Alemania	Minimos cuadrados 2 etapas	1995-2002	0,24
	Grecia	Minimos cuadrados 2 etapas	1995-2003	0,14*
	Francia	Minimos cuadrados 2 etapas	1995-2004	0,09
	Italia	Minimos cuadrados 2 etapas	1995-2005	0,02
	Holanda	Minimos cuadrados 2 etapas	1995-2006	-0,29
	Austria	Minimos cuadrados 2 etapas	1995-2007	0,34
	Portugal	Minimos cuadrados 2 etapas	1995-2008	-1,24*
	Suecia	Minimos cuadrados 2 etapas	1995-2009	0,54*
Lago-Peñas y Martínez-López	España	Panel	1991-1998	0,10*

*Significativo al 5%.