

MOVILIDAD INTERNACIONAL DE CAPITALES E INTEGRACIÓN FINANCIERA DE LA ECONOMÍA ESPAÑOLA*

JOSÉ GARCÍA SOLANES

FRANCISCO I. SANCHO

Universidad de Murcia

En este trabajo realizamos contrastes estadísticos y econométricos con datos diarios de los mercados interbancarios y de eurodepósitos, que confirman una movilidad de capitales muy elevada en Japón, Francia, Alemania y España, como mínimo desde principios de los noventa. Además, demostramos que España ha alcanzado un grado de integración financiera con el exterior muy elevado, y que el diferencial de tipos de interés internos de España y Alemania ha seguido una dinámica de convergencia a lo largo de toda la muestra (enero de 1985 a marzo de 1997). Encontramos que la causación predominante en este proceso es la que procede de las variaciones de los tipos de interés alemanes, al menos desde el momento en que se completó la liberalización de los flujos de capitales en nuestro país.

Palabras clave: movilidad de capitales, controles de capitales, integración financiera, convergencia de los tipos de interés.

Clasificación JEL: G15.

Desde mediados de los años ochenta el proceso de integración financiera se ha acelerado fuertemente en los países occidentales, gracias a las medidas liberalizadoras y a las innovaciones técnicas introducidas en los mercados¹. En el presente trabajo realizamos diversos contrastes para valorar el grado de movilidad internacional de capitales y de integración financiera de la economía española en el curso de las dos últimas décadas.

(*) Agradecemos la ayuda de M. Isabel González Martínez y de Arielle Beyaert en la realización e interpretación de algunos contrastes econométricos, y los valiosos comentarios de dos evaluadores anónimos, que han contribuido a mejorar este trabajo. Los errores que en él subsistan son de nuestra exclusiva responsabilidad. Agradecemos, asimismo, la ayuda del Ministerio de Educación y Ciencia, en virtud del proyecto de investigación PB97-1057.

(1) Frankel (1993) llegó a la conclusión de que en 1988 los mercados financieros de los países industrializados ya habían logrado un elevado nivel de integración. Con ello, restablecía la validez de la tesis de elevada movilidad internacional de los capitales, que se había cuestionado seriamente en el contexto de los años setenta, a raíz de la publicación de los resultados de Feldstein y Horioka (1980) y Feldstein (1983). Para una panorámica de los estudios sobre movilidad internacional de capitales, véase Obstfeld (1995).

En el análisis de la movilidad de capitales, que es el que realizamos en primer lugar, el estudio del caso español se acompaña, a efectos de comparación, con el de otros países que han seguido pautas y velocidades de liberalización diferentes a España, como son Alemania, Japón y Francia. Para cada uno de estos países estudiamos las relaciones que mantiene el tipo de interés del mercado interbancario interno, a tres meses, con el tipo de interés, del mismo vencimiento, del mercado de la eurodivisa correspondiente. Utilizamos datos diarios del período que va desde el 1 de enero de 1985 (1 de agosto de 1986 en el caso de España) hasta el 31 de marzo de 1997, y realizamos un contraste de hipótesis para averiguar hasta qué punto se igualan, en cada caso, los tipos de interés interno y externo. Esto constituye un contraste de movilidad *efectiva* de capitales en la línea de Giavazzi y Giovannini (1989), Viñals (1992), Frankel (1992), (1993) y García Solanes (1995), entre otros.

Para el caso de los dos países con procesos de liberalización financiera más lentos (Francia y España), hemos dividido la muestra total en dos subperíodos, tomando como criterio de separación, en cada uno de ellos, el momento en el que, según las versiones oficiales, quedó completado el desmantelamiento de todos los controles de cambios.

Estos contrastes demuestran que hubo controles efectivos sobre la entrada de capitales en el primer subperíodo de España, y sobre la salida de capitales en el primer subperíodo de Francia. Los resultados también indican que, para los restantes casos, se acepta la hipótesis de movilidad plena.

En el análisis de integración financiera realizamos dos clases de contrastes. La primera se refiere a test de raíces unitarias y de cointegración aplicados a los tipos de interés internos y externos de la peseta. Con ellos demostramos que el mercado interbancario español ha alcanzado un grado de convergencia y de integración muy elevado con el mercado de eurodepósitos en pesetas.

La segunda clase de contrastes aborda la convergencia y causalidad entre los tipos de interés internos de Alemania y España. Demostramos que ha habido un claro proceso de convergencia gradual entre los tipos de interés españoles y alemanes, y que, desde el momento en que la liberalización de los flujos de capitales es total en ambos países a la vez (febrero de 1992), los impulsos principales y más significativos proceden de las variaciones de los tipos de interés alemanes.

A la hora de valorar los resultados de este trabajo conviene tener presente que los mercados interbancarios y de eurodivisas constituyen escenarios muy apropiados para la realización de los contrastes que proponemos y realizamos aquí. En ambos casos se trata de mercados ágiles, transparentes y profundos, donde los niveles de contratación han alcanzado volúmenes muy elevados en los últimos años. Además, los operadores principales en los mismos, que son los bancos, demuestran un comportamiento racional, guiado por pautas de competencia y de información actualizada².

(2) Un aspecto importante de estas características, para el caso del mercado interbancario español, es que la estructura temporal de los tipos de interés de sus depósitos se ajusta a lo que establece la teoría de las expectativas, tal como se demuestra en Prats y Beyaert (1998). Además, en el trabajo

Nuestro trabajo se estructura de la manera siguiente. En la sección 1 realizamos contrastes de hipótesis de una versión particular de la paridad de intereses cubierta, aplicado a cada uno de los cuatro países. En la sección 2 llevamos a cabo los contrastes de convergencia y de integración financiera de España con el mercado de europesetas, y en la sección 3 los test de convergencia y de causalidad en el ámbito de España, y Alemania. La sección 4 presenta una recapitulación de los resultados principales, y deriva algunas implicaciones de política económica.

1. MOVILIDAD INTERNACIONAL DE CAPITALES

La paridad de intereses cubierta se puede presentar así:

$$(R_t - R_t^*) \frac{1}{4} = \left(\frac{F_t - S_t}{S_t} \right) 100 \quad [1]$$

donde R_t y R_t^* son los tipos de interés, de vencimiento a tres meses, del mercado interno y externo, respectivamente, expresados ambos en porcentaje anual; S_t es el tipo de cambio al contado de la moneda nacional con respecto a la moneda a la que se refiere el tipo de interés extranjero; y F_t es el tipo de cambio a plazo de tres meses, referido a las mismas monedas.

En el caso particular en que el tipo de interés extranjero se refiere a los depósitos del mercado de eurodivisas de la misma moneda, los dos tipos de cambio, al contado y a plazo son iguales, y valen la unidad. En esas circunstancias, la condición de paridad de intereses se convierte en:

$$R_t = R_t^* \quad [2]$$

A efectos de determinar si existen o no controles de capitales, contrastaremos la hipótesis nula de que la diferencia entre R_t y R_t^* (que denominaremos δ) supera los márgenes de $\pm 0'5\%$ anual, que son los valores comúnmente aceptados para medir los costes operativos en la actividad de arbitraje, frente a la hipótesis alternativa de que tal diferencia se encuentra dentro de los mencionados márgenes.

Nuestro enfoque permite detectar los controles sobre movimientos internacionales de capitales en las dos direcciones: hacia adentro y hacia fuera del país. Cuando δ es positivo y está por encima del umbral de $0'5\%$, encontramos un margen de beneficio neto a favor de los depósitos del mercado interno, que no es aprovechado por los arbitrajistas. Esto es una prueba de que existen controles sobre la *entrada* de capitales en el país. Por el contrario, cuando δ es negativo y mayor que $-0'5\%$, en valor absoluto, y tenemos, en consecuencia, que hay un margen de beneficio neto no aprovechado, a favor de los depósitos del euromercado, disponemos de evidencia de controles sobre la *salida* de capitales.

de Martín y Pérez de Villarreal (1990), en donde también hay indicios del cumplimiento de esa teoría, se pone de manifiesto un aspecto relevante para lo que demostramos en este trabajo, como es el hecho de que la estructura temporal de tipos de interés del mercado interbancario español está marcado por las pautas de los mercados internacionales, según la hipótesis débil de exogénesis.

Los datos de nuestro análisis proceden del Servicio de Estudios del Banco de España. Como regla general, hemos procurado que la muestra empiece el uno de enero de 1985, por el hecho de que es a partir de entonces cuando, de acuerdo con muchos expertos, se inicia un proceso de cambios institucionales importantes en el contexto internacional, que aceleran las pautas de integración en los países occidentales. El ejemplo más claro está en los países de la Unión Europea, que, en ese año, dieron luz verde a la ampliación de la CEE, aprobaron el Acta Única, e iniciaron el proyecto de creación del Mercado Único³. En el caso de España, el inicio de la muestra (1 de agosto de 1986) viene impuesto por la primera fecha en que disponemos, simultáneamente, de datos de tipos de interés del mercado interbancario y del mercado de eurodepósitos en pesetas.

Hemos dividido en dos las muestras de Francia y España, tomando como fecha de separación el momento en el que las autoridades de los respectivos países reconocen haber suprimido totalmente los controles sobre los flujos internacionales de capitales (enero de 1988 en Francia, y febrero de 1992 en España). De esa manera, podremos averiguar si la situación de controles, declarada oficialmente, se corresponde con la realidad empírica. Para Japón y Alemania no ha sido necesario hacer ninguna subdivisión temporal, dado que, en esos países, la liberalización total de los movimientos de capitales se produjo antes del inicio de la muestra. De hecho, de acuerdo con el informe de la OCDE (1993), en Japón los controles sobre las salidas de capitales se suprimieron totalmente en 1980, y los impedimentos a la entrada de capitales fueron abolidos en 1978, mientras que en Alemania los respectivos desmantelamientos tuvieron lugar en 1958 y 1975.

El antecedente más claro de esta clase de análisis aplicado a la economía española es Viñals (1992). Con respecto al mismo, en esta primera parte de nuestro trabajo aportamos cuatro elementos de valor añadido. En primer lugar, utilizamos datos diarios, en lugar de semanales, lo cual nos permite estudiar con más precisión el diferencial de intereses. En segundo lugar, hacemos uso de una muestra mucho más larga que se prolonga hasta el 31 de marzo de 1997. En tercer lugar, aplicamos el análisis a España y a tres países más. Finalmente, realizamos un test estadístico de hipótesis, además del análisis gráfico y descriptivo semejante al que realiza Viñals, lo cual hace que nuestro análisis gane en rigor.

Teniendo en cuenta que trabajamos con un número de observaciones muy elevado, y haciendo uso del teorema central del límite, resulta razonable suponer que los valores del diferencial de intereses tienden a distribuirse normalmente en cada uno de los países. Los cuadros 1 y 2 presentan los resultados de un contraste de hipótesis sobre la existencia de controles a la entrada y a la salida de capitales, respectivamente, en cada uno de los cuatro países de nuestro estudio, mientras que los gráficos 1 a 4 ofrecen una confirmación visual de los resultados. Trabajamos al 5% de significación.

El cuadro 1 ofrece los resultados del contraste sobre controles a la *entrada* de capitales. Como puede comprobarse, solamente se acepta la hipótesis de controles

(3) El año 1985 es, además, un año de justificada calma en los mercados financieros, por el hecho de que, de acuerdo con muchos analistas, los tipos de cambio de los países europeos se encontraban muy cerca de los valores supuestamente de equilibrio.

en el primer subperíodo de España (de agosto de 1986 a enero de 1992). En los demás casos, la hipótesis se rechaza con un amplio margen. Esto concuerda con lo que podíamos esperar a priori, si tenemos en cuenta que las medidas para restringir las entradas de capitales en nuestro país fueron especialmente profundas entre 1987 y finales de 1989. Con ellas, el Banco de España pretendía seguir administrando correctamente la oferta monetaria en unos momentos en los que una combinación inadecuada de políticas económicas había generado elevaciones importantes de los tipos de interés internos, y entradas masivas de capitales de corto vencimiento⁴.

Cuadro 1: TEST DE HIPÓTESIS SOBRE LA EXISTENCIA DE CONTROLES
A LA ENTRADA DE CAPITALES

País	Estadístico <i>t</i>	Valor crítico	Conclusión
Japón	-266,4	-1,645	RH ₀
Alemania	-317,3	-1,645	RH ₀
Francia 1	-19,26	-1,645	RH ₀
Francia 2	-119,3	-1,645	RH ₀
España 1	15,307	-1,645	AH ₀
España 2	-141,1	-1,645	RH ₀

H₀: $\delta \geq 0,5$ H_A: $\delta < 0,5$.

Nivel de significación: 5%.

Regla de rechazo: RH₀ si $t <$ valor crítico.

	Período a los que se refieren los contrastes	Número de observaciones
Japón:	Enero 1985 – Marzo 1997	2927
Alemania:	Enero 1985 – Marzo 1997	2968
Francia 1:	Enero 1985 – Diciembre 1987	332
Francia 2:	Enero 1988 – Marzo 1997	2636
España 1:	Agosto 1986 – Enero 1992	1324
España 2:	Febrero 1992 – Marzo 1997	1253

A partir de finales de 1989, nuestro país inició un proceso de reducción de los impedimentos a la entrada de capitales, que se prolongó hasta febrero de 1992, diez meses antes del tope permitido por las reglas del Mercado Único Europeo.

(4) Para un comentario de estas medidas, véase Viñals (1992, págs. 440-441). Los controles fueron variados y se adoptaron de manera gradual. Entre otras cosas, se obligó a los bancos a que respetaran coeficientes de reservas por la aceptación de nuevas posiciones en pesetas convertibles (marzo y abril de 1987), y se impusieron límites a los no residentes para las compras de títulos públicos a plazo, o con pacto de recompra (julio de 1987). Otra medida importante fue imponer a los tomadores de préstamos en el exterior la obligación de constituir depósitos no remunerados en el Banco de España, por un montante del 30 por ciento de los fondos obtenidos, o del 20 por ciento en el caso de los incrementos de las posiciones cortas en divisas del sistema bancario (febrero de 1989).

En lo que respecta a Francia, los resultados del contraste indican que las restricciones sobre la entrada de capitales no fueron efectivas durante los años de la primera etapa en los que estuvieron vigentes. Como es lógico, la evidencia en este mismo sentido es más concluyente en la segunda etapa, cuando las restricciones oficiales estaban totalmente ausentes.

El cuadro 2 presenta los resultados del test sobre controles a la salida de capitales en cada uno de los cuatro países. Se han utilizado los mismos períodos y el mismo número de observaciones que en el caso anterior. Se acepta la existencia de controles solamente en Francia durante el primer subperíodo (enero 1985 a diciembre de 1987). En realidad esos controles están concentrados en los meses que van de enero de 1985 a febrero de 1987 (véase el gráfico 3), y coinciden, en parte, con los que detectaron Giavazzi y Giovannini (1989) en una primera parte de ese período, que en su trabajo termina en noviembre de 1985.

Cuadro 2: TEST DE HIPÓTESIS SOBRE LA EXISTENCIA DE CONTROLES A LA SALIDA DE CAPITALES

País	Estadístico t	Valor crítico	Conclusión
Japón	291,8	1,645	RH_0
Alemania	391,9	1,645	RH_0
Francia 1	-9,8	1,645	AH_0
Francia 2	75,5	1,645	RH_0
España 1	47,9	1,645	RH_0
España 2	150,5	1,645	RH_0

$H_0: \delta \geq -0,5$ $H_A: \delta < -0,5$.

Nivel de significación: 5%.

Regla de rechazo: RH_0 si $t <$ valor crítico.

Los gráficos 1 a 4 representan el valor del diferencial de intereses cubierto (DIC, que es equivalente a δ) de cada uno de los cuatro países a lo largo de los mismos períodos totales que se han considerado en los contrastes de hipótesis. Un valor positivo del diferencial, por encima del umbral aceptable, indica controles a la entrada de capitales, mientras que un valor negativo (por debajo del umbral aceptable) refleja controles a la salida. En correspondencia con los resultados comentados anteriormente, en Japón y Alemania los valores del DIC oscilan alrededor de una media cercana a cero (0,02 y 0,05 por ciento anual, respectivamente), y con una desviación típica muy reducida (0,097 y 0,023, respectivamente). Dado que, además, los valores del diferencial no sobrepasan las bandas del $\pm 0,5$ en ningún momento, de los gráficos también se deduce que en estos dos países no existieron controles efectivos a lo largo de todo el período.

Gráfico 1: DIFERENCIA ENTRE EL TIPO DE INTERÉS DEL MERCADO INTERBANCARIO INTERNO Y EL TIPO DE INTERÉS DEL EURODEPÓSITO EN YENES. ENERO 1985 A MARZO 1997

Observaciones diarias. Vencimiento a tres meses. Valores en % anual

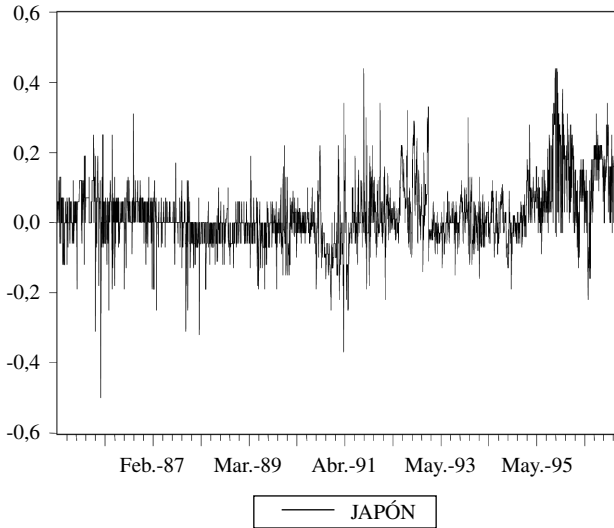


Gráfico 2: DIFERENCIA ENTRE EL TIPO DE INTERÉS DEL MERCADO INTERBANCARIO INTERNO Y EL TIPO DE INTERÉS DEL EURODEPÓSITO EN MARCOS ALEMANES. ENERO 1985 A MARZO 1997

Observaciones diarias. Vencimiento a tres meses. Valores en % anual

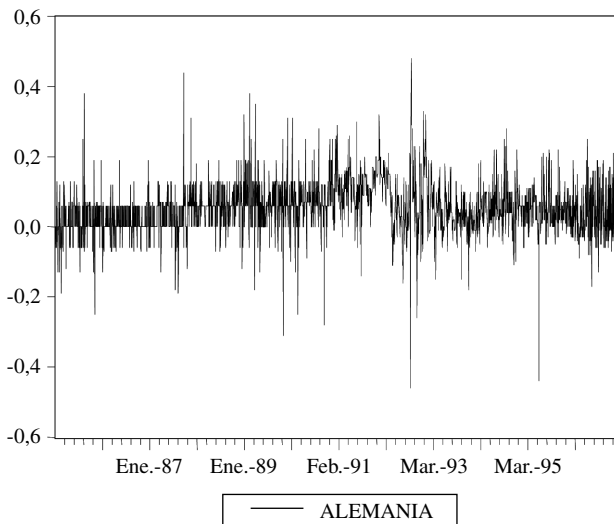


Gráfico 3: DIFERENCIA ENTRE EL TIPO DE INTERÉS DEL MERCADO INTERBANCARIO INTERNO Y EL TIPO DE INTERÉS DEL EURODEPÓSITO EN FRANCO FRANCÉS. ENERO 1985 A MARZO 1997
Observaciones diarias. Vencimiento a tres meses. Valores en % anual

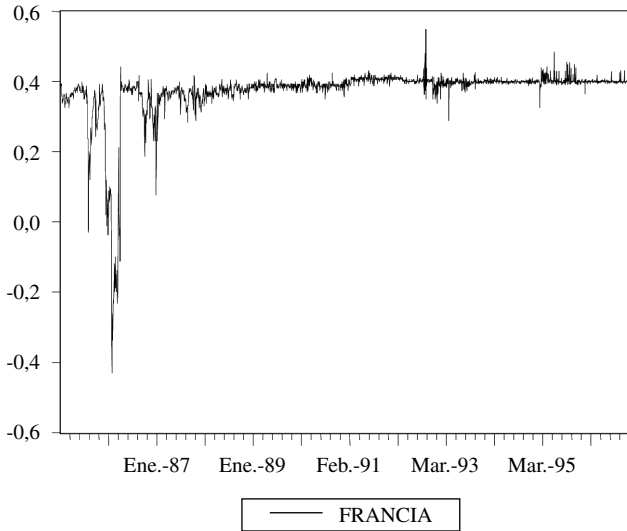
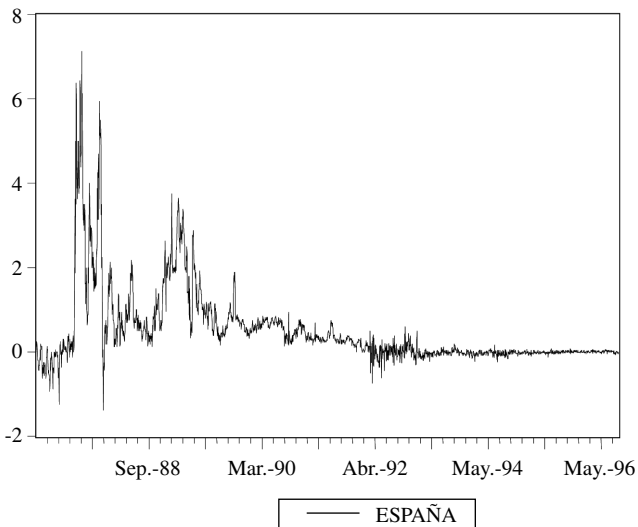


Gráfico 4: DIFERENCIA ENTRE EL TIPO DE INTERÉS DEL MERCADO INTERBANCARIO INTERNO Y EL TIPO DE INTERÉS DEL EURODEPÓSITO EN PESETAS. AGOSTO 1986 A MARZO 1997
Observaciones diarias. Vencimiento a tres meses. Valores en % anual



Los casos de Francia y España son muy diferentes de los anteriores. En Francia el DIC adopta valores negativos importantes durante una gran parte de los meses anteriores a diciembre de 1986, con una cifra negativa máxima de $-8,31\%$ a finales de 1985, lo cual ratifica la existencia de controles a la salida de capitales a lo largo de esos meses. A partir de enero de 1987 los valores del DIC presentan oscilaciones reducidas alrededor de una media muy cercana a cero. Esta circunstancia indica que desde entonces los capitales han podido moverse con plena libertad.

En nuestro país, la existencia de controles a la entrada aparece nítida en el primer subperíodo, pues el DIC presenta valores positivos muy significativos a lo largo de una gran parte del mismo. Esto concuerda con los resultados del test de hipótesis. En el segundo subperíodo, se aprecian controles efectivos, pero esporádicos, en el último cuatrimestre de 1992, que no quedan patentes en el test de hipótesis, debido a que éste valora los resultados generales de todos los años en conjunto de ese subperíodo. A pesar de ello, vale la pena analizar con cierto detalle estos últimos controles, por el interés que ha despertado en algunos especialistas en este campo. Para ello, nos ayudamos del gráfico 5, en el que se representa el valor del DIC en España en cada uno de los años, por separado, del segundo subperíodo⁵.

La crisis que se desató en el SME en septiembre de 1992 provocó una primera devaluación del tipo central de la peseta frente al Ecu por el valor de 5% el 17 de ese mes. Algunos días más tarde, el Banco de España adoptó medidas para dificultar la obtención de préstamos en pesetas por parte de extranjeros, pues se sabe que el método más utilizado para atacar una moneda a corto plazo consiste en tomar préstamos denominados en esa moneda y vender inmediatamente los montantes obtenidos en el mercado a plazo. Y, dado que esos préstamos suelen materializarse en operaciones *swap*, consistentes en comprar pesetas al contado y venderlas a plazo, las autoridades españolas optaron por penalizar las operaciones de esta clase que fueran realizadas por no residentes, a través de bancos españoles. Así, impuso a estos últimos la obligación de constituir depósitos no remunerados en el Banco de España por los montantes implicados en esas operaciones⁶.

Además, el Banco de España estableció techos en las transacciones en divisas entre bancos situados en España y sucursales en el extranjero. Las medidas estuvieron vigentes entre el 5 de octubre y el 23 de noviembre de 1992.

Este requisito de depósito no remunerado no es un control típico de capitales en forma de autorización administrativa, o de limitación cuantitativa, sino más bien un impuesto implícito de la clase que propone Tobin. Penalización que en el

(5) En el reciente trabajo de García Solanes (1999) se encuentra un análisis detallado de los movimientos internacionales de capitales (de vencimientos muy diversos) en la economía española desde la entrada de nuestro país en la CEE, así como el estudio de las respuestas oficiales frente a estos movimientos, y las implicaciones de política económica de tales flujos financieros.

(6) Los detalles acerca de estas medidas y la valoración de sus efectos se encuentran en Linde (1993).

Gráfico 5: DIFERENCIA ENTRE EL TIPO DE INTERÉS DEL MERCADO INTERBANCARIO INTERNO Y EL TIPO DE INTERÉS DEL EURODEPÓSITO EN PESETAS. AÑO 1992

Observaciones diarias. Vencimiento a tres meses. Valores en % anual

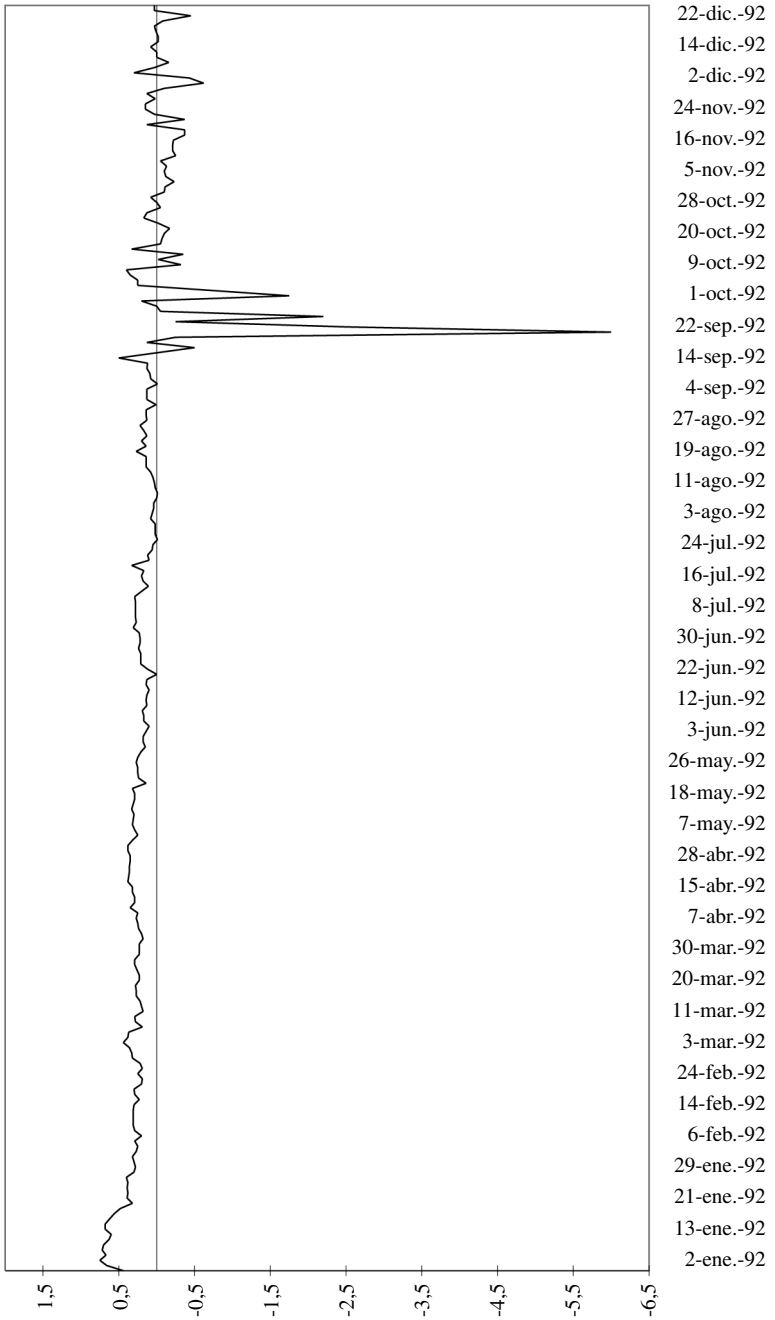


Gráfico 5 (continuación): DIFERENCIA ENTRE EL TIPO DE INTERÉS DEL MERCADO INTERBANCARIO INTERNO Y EL TIPO DE INTERÉS DEL EURODEPÓSITO EN PESETAS. AÑO 1993
 Observaciones diarias. Vencimiento a tres meses. Valores en % anual

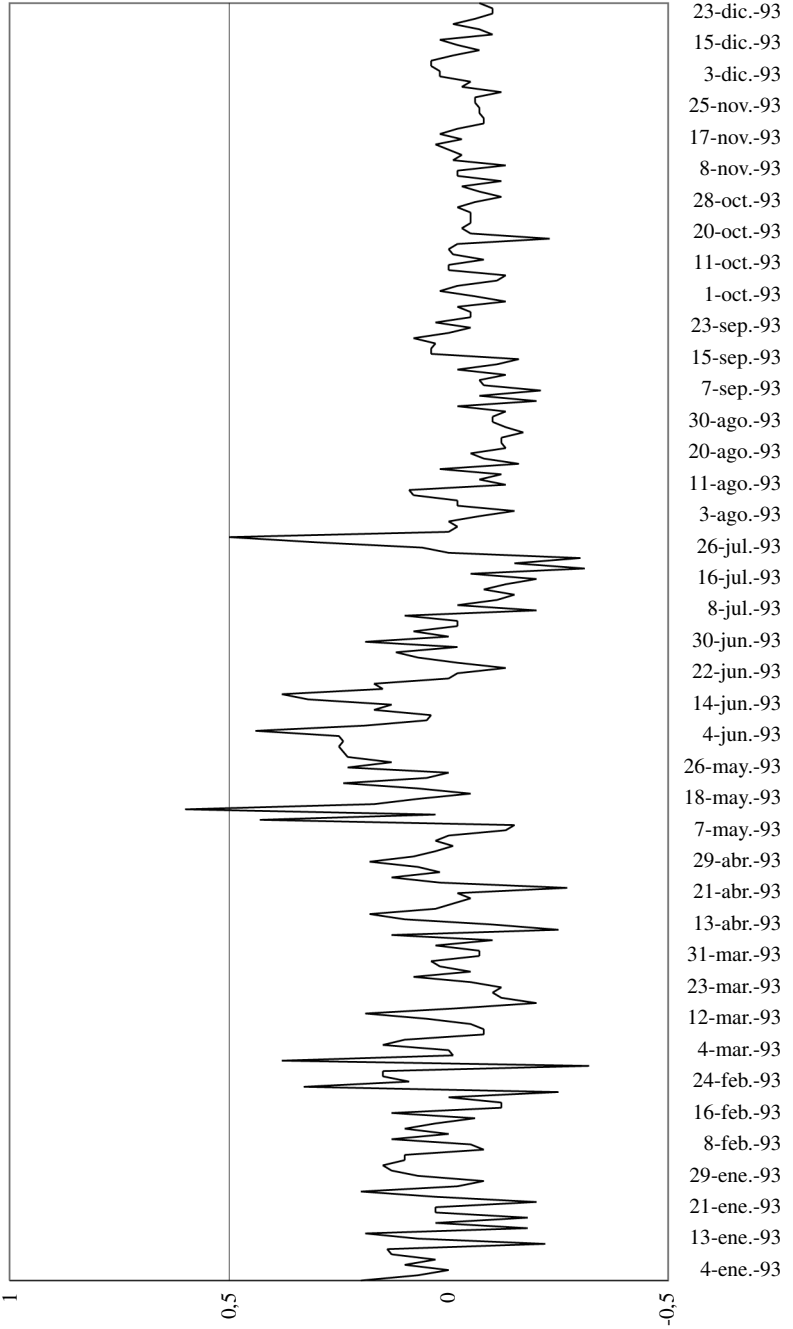


Gráfico 5 (continuación): DIFERENCIA ENTRE EL TIPO DE INTERÉS DEL MERCADO INTERBANCARIO INTERNO Y EL TIPO DE INTERÉS DEL EURODEPÓSITO EN PESETAS. AÑOS 1994-1995

Observaciones diarias. Vencimiento a tres meses. Valores en % anual

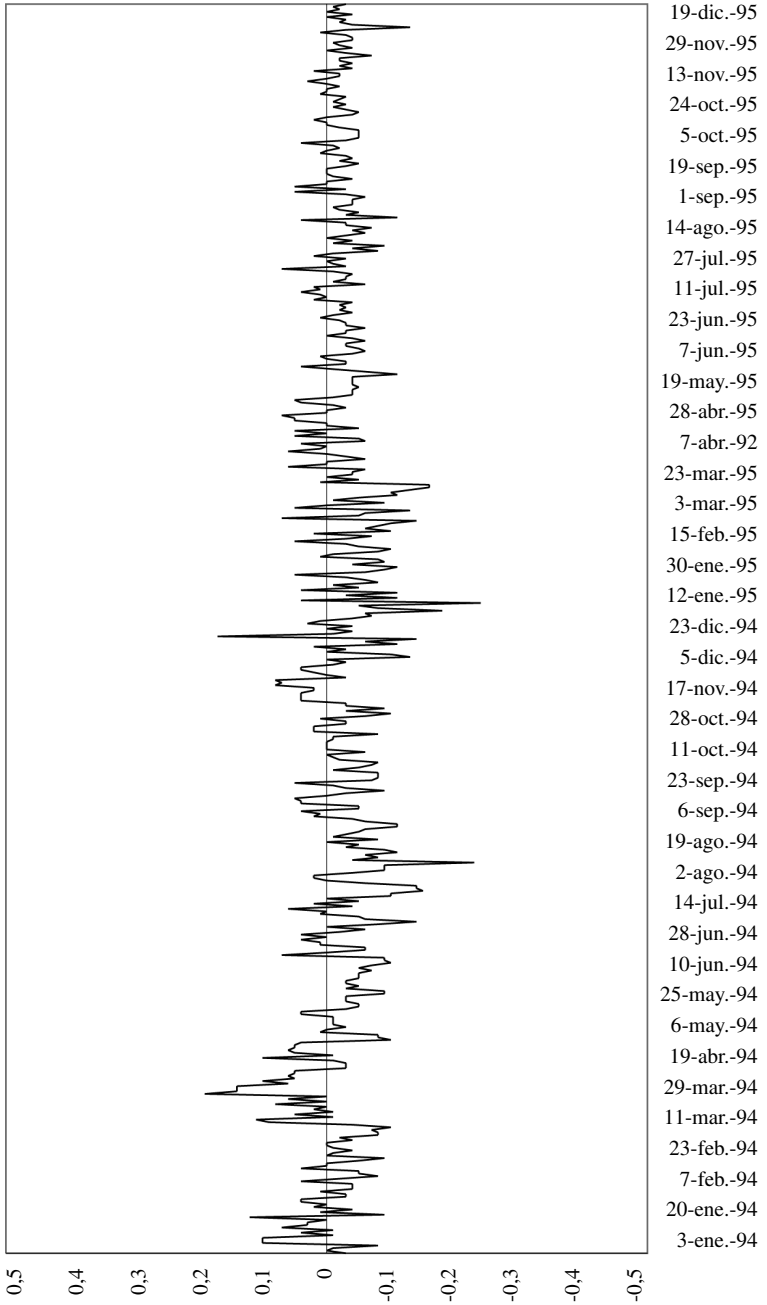
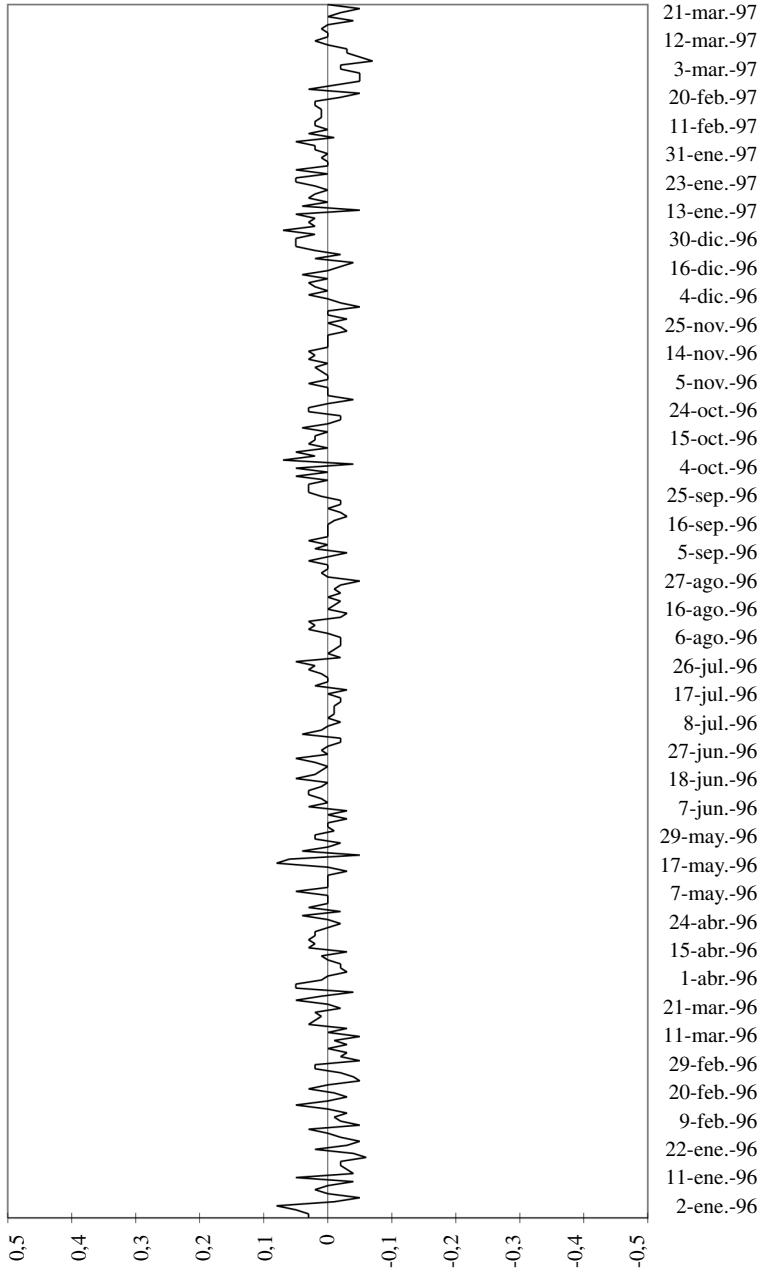


Gráfico 5 (continuación): DIFERENCIA ENTRE EL TIPO DE INTERÉS DEL MERCADO INTERBANCARIO INTERNO Y EL TIPO DE INTERÉS DEL EURODEPÓSITO EN PESETAS. AÑOS 1996-1997
 Observaciones diarias. Vencimiento a tres meses. Valores en % anual



caso que analizamos recayó sobre el incremento que registraron las posiciones bancarias implicadas.

Dado que estas medidas afectaban a la financiación por vía *swap* que podían obtener los no residentes, su efecto más directo fue crear un diferencial entre los tipos de interés interno y externo de *swaps* en pesetas durante el período de vigencia de las mismas. Tal como ilustra Linde (1993), ese diferencial adquirió los valores más elevados en los momentos de mayor presión especulativa, que fueron las primeras dos semanas después de la entrada en vigor de las medidas y los días inmediatamente anteriores a la fecha en que la peseta sufrió la segunda devaluación inducida por la crisis del SME (22 de noviembre). Esto demuestra que las medidas fueron efectivas para frenar parcialmente los movimientos especulativos de muy corto vencimiento.

Los efectos de estas restricciones quedan reflejados, en parte, en el gráfico 5. En él observamos, en efecto, que el DIC se situó en valores negativos en casi todos los días de vigencia de las medidas, sobrepasando el margen de -5% en los primeros días de octubre. Las separaciones no se corresponden con las comentadas anteriormente para los tipos *swap*, principalmente por tratarse de vencimientos superiores a los de estos últimos⁷.

El mecanismo encarecedor y disuasor de los movimientos especulativos de corta duración que acabamos de comentar fué propuesto por Eichengreen y Wyplosz (1993), y por Eichengreen, Rose y Wyplosz (1995) a los países que participaban en el mecanismo de cambios e intervención del SME, para facilitar su transición hacia la unión monetaria en Europa, por las ventajas que ofrece con respecto a otras clases de impedimentos más tradicionales⁸.

Para terminar con la visión general de los controles efectivos de capitales en España a lo largo de todo el período de análisis, en el cuadro 3 presentamos los valores medios y las desviaciones típicas del DIC de las observaciones diarias correspondientes a cada uno de los doce años en los que se centra este trabajo (los cálculos de 1986 se refieren a los días que van de 1-VIII a 31-XII; y los de 1997 a los días comprendidos entre 1-I y 31-III). En esa tabla se observa que los controles efectivos sobre la entrada de capitales en España fueron importantes, en términos medios, en los años 1987 a 1990.

(7) Tal como argumenta Linde (1993), el diferencial de tipos con vencimiento superior a una semana fue atenuado por las operaciones de arbitraje que se realizaron a través de las filiales de los bancos españoles situadas en Londres.

(8) Esos autores destacan tres clases de ventajas. La primera es que el coste de oportunidad de los especuladores aumenta automáticamente en los momentos en los que los ataques especulativos son más intensos, pues es entonces cuando los tipos de interés de los depósitos alcanzan los niveles más elevados. La segunda es que, tal como hemos visto, esta medida influye poco sobre los movimientos de capitales de largo plazo, que son los menos implicados en la actividad especuladora. La tercera ventaja consiste en que, al inducir un coste adicional para los no residentes, la venta de pesetas al contado supone para éstos obtener una menor cantidad de monedas fuertes, lo cual equivale a una ampliación implícita de la banda de depreciación de la peseta permitida por el mecanismo de cambio e intervención del SME. Esto hace que la política monetaria goce de una mayor autonomía.

Cuadro 3: MEDIA Y DESVIACIÓN TÍPICA DEL DIFERENCIAL DE TIPOS DE INTERÉS A TRES MESES DE LOS DEPÓSITOS EN PESETAS
Observaciones diarias. Valores en % anual

Años	Media	Desviación típica
1986	-0,2287	0,2570
1987	1,8493	1,8954
1988	0,8255	0,4141
1989	1,5760	0,8772
1990	0,6876	0,2433
1991	0,4293	0,1747
1992	0,1134	0,5189
1993	0,0010	0,1364
1994	-0,0160	0,0604
1995	-0,0275	0,0449
1996	0,0026	0,0269
1997	0,0011	0,0302

Las cifras de 1986 se han obtenido con las observaciones de los meses agosto a diciembre.

Las cifras de 1997 se han obtenido con las observaciones de los meses enero a marzo.

Los porcentajes medios, en valor anual, de beneficios no aprovechables por los arbitrajistas fueron especialmente altos en los años 1987 (1,85%) y 1989 (1,58%). El signo positivo de los mismos denota, como se ha comentado anteriormente, controles a la entrada. La variabilidad de esos porcentajes, medida por la desviación típica en el curso del año, también fue más elevada en esos dos años. Se aprecia, asimismo, que a partir de 1992 los controles efectivos desaparecieron prácticamente. Como se ha resaltado más arriba, los controles sobre las salidas que se impusieron a finales de 1992 no se aprecian en ese cuadro, porque resultan compensados por los valores del DIC del resto del año.

2. CONVERGENCIA E INTEGRACIÓN FINANCIERA A LARGO PLAZO

En un contexto en el que no cabe contemplar variaciones de los tipos de cambio, como en los casos examinados en la sección anterior (comparamos depósitos denominados en la misma moneda en cada uno de los cuatro países), la eliminación de los controles sobre los movimientos internacionales de capitales debe conducir a la igualación de los tipos de interés interno y externo en términos estadísticos. En consecuencia, es lógico que, en tales casos, los contrastes de cointegración revelen que los tipos de interés implicados mantengan una estrecha relación de largo plazo. En esta sección contrastamos esta circunstancia para el caso de los depósitos denominados en pesetas.

En primer lugar, y con el fin de analizar el grado de integración de las series, realizamos contrastes de raíces unitarias de las dos variables, aplicando el test de Dickey-Fuller aumentado. Cabe esperar que estos contrastes sean muy potentes, gracias al elevado número de observaciones con el que trabajamos (2581 datos). El cuadro 4 presenta los resultados que se obtienen con el procedimiento que desciende de lo más general a lo más particular. Se concluye que las dos series son I(1) sin deriva.

A continuación, procede realizar contrastes de cointegración para determinar la relación que existe entre estas dos variables no estacionarias. Utilizamos dos tipos de contrastes distintos pero complementarios. El primero se apoya en el procedimiento de estimación plenamente modificado de Phillips y Hansen (1990). Se trata de un método de estimación uniecuacional, asintóticamente equivalente a máxima verosimilitud.

Cuadro 4: TEST DE RAÍCES UNITARIAS DE LOS TIPOS DE INTERÉS DE LOS DEPÓSITOS EN PESETAS

Tipo de interés del mercado interbancario español a tres meses
Retardos en la ecuación de Dickey-Fuller: 12

	Estadístico	Valor crítico	Resultado	Conclusión
τ_t	-2,3659	-3,41	AH ₀	I(1) quizá con deriva
ϕ_3	3,50	6,25	AH ₀	I(1) quizá con deriva
ϕ_2	2,5115	4,68	AH ₀	I(1) sin deriva
τ_μ	-0,6948	-2,86	AH ₀	I(1) sin deriva
ϕ_1	0,507	4,59	AH ₀	I(1) sin deriva
τ	-0,8797	-1,95	AH ₀	I(1) sin deriva

Tipo de interés del mercado de eurodepósitos en pesetas a tres meses
Retardos en la ecuación de Dickey-Fuller: 24

	Estadístico	Valor crítico	Resultado	Conclusión
τ_t	-2,10	-3,41	AH ₀	I(1) quizá con deriva
ϕ_3	2,97	6,25	AH ₀	I(1) quizá con deriva
ϕ_2	-2,17	4,68	AH ₀	I(1) sin deriva
τ_μ	-0,65	-2,86	AH ₀	I(1) sin deriva
ϕ_1	0,50	4,59	AH ₀	I(1) sin deriva
τ	-0,88	-1,95	AH ₀	I(1) sin deriva

En este primer contraste de cointegración examinamos el estadístico de Dickey y Fuller Aumentado (ADF_{CR}) aplicado a la serie de residuos de la ecuación estimada. El rechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria implica la existencia de un vector de cointegración entre los dos tipos de interés. El estadístico ADF_{CR} no tiene una distribución estándar, y el valor crítico se obtiene de la tabulación de Mackinnon (1991) para un sistema de seis variables. Este contraste tiene el inconveniente de tener escasa potencia para detectar cointegración cuando está presente un cambio estructural en la relación de largo plazo. Esto podría ser, en principio, importante, dado que en la relativa larga muestra temporal con la que trabajamos se produjeron cambios institucionales relevantes, susceptibles de alterar dicha relación.

Para subsanar la deficiencia reseñada en el párrafo anterior, recurrimos al segundo contraste de cointegración, propuesto por Gregory y Hansen (1996) (ADF(X)). En este contraste, la hipótesis nula es la misma que en el caso anterior (ausencia de cointegración), pero la hipótesis alternativa es más amplia, pues evita que aceptemos la hipótesis nula cuando la aceptación se debe a la ruptura de la relación de largo plazo en un punto desconocido de la muestra. Además, este test informa del punto en el que pudiera producirse la mencionada ruptura. La tabulación de los valores críticos se encuentra en Gregory y Hansen (1996).

El examen simultáneo de los dos contrastes abre las posibilidades siguientes: A) los dos rechazan la hipótesis nula. Aceptaremos cointegración, pero sin argumentos suficientes para asegurar un cambio estructural, pues el test ADF_{CR} es solo un caso particular del test ADF(X). B) ADF_{CR} rechaza, mientras que ADF(X) acepta la hipótesis nula. Concluiremos que existe un vector de cointegración estable para toda la muestra, dado que en este caso el primero de los contrastes es más potente que el segundo. C) ADF_{CR} acepta la hipótesis nula, mientras que ADF(X) la rechaza. Deduciremos que existe cointegración con cambio estructural.

En la primera y segunda columna del cuadro 5 se presentan la estimación de la ecuación de cointegración, y los resultados de los dos contrastes, respectivamente. Los datos de la columna tercera informan del grado en que se cumple la restricción que supone la igualación de los dos tipos de interés (interno y externo) de los depósitos en pesetas.

Los resultados ponen de manifiesto que R^* es altamente significativo, y que existe una gran evidencia de cointegración entre los dos tipos de interés implicados en el análisis, puesto que el valor del estadístico ADF_{CR} permite rechazar, con holgura, la hipótesis nula de ausencia de cointegración. Siendo así que el estadístico ADF(X) apunta en el mismo sentido, debemos concluir que no hay indicios suficientes para hablar de una ruptura en la relación de largo plazo.

Ahora bien, dado que el estadístico ADF(X) informa que en caso de que haya una ruptura, ésta se produce en el momento que corresponde a la observación 717, hemos considerado oportuno realizar un contraste de cointegración, por el método de Phillips y Hansen, introduciendo dos ficticias en la relación de cointegración, una aditiva y otra multiplicativa, con valores diferentes de cero a partir de la observación 718. Obtuvimos que solamente la variable ficticia multiplicativa era significativa. Por eso, a continuación realizamos un nuevo contraste incluyen-

Cuadro 5: COINTEGRACIÓN ENTRE LOS TIPOS DE INTERÉS DEL MERCADO INTERBANCARIO Y DE LOS EURODEPÓSITOS EN PESETAS (1 DE AGOSTO 1986 A 31 DE MARZO DE 1997)

Ecuación de cointegración	Contrastes $H_0: \varepsilon_t \sim I(1)$	Restricciones $H_0: \alpha = 0, \beta = 1$	Resultado
$R_t = \alpha + \beta R_t^* + \varepsilon_t$			
$R = -0,879 + 1,119R^*$ (-3,42) (754,21)	$ADF_{CR}(14) = -5,82$ $ADF(X) = -8,68$	$F = 27,84$	<i>Hay cointegración sin cambio estructural</i>
	<i>Punto de ruptura: 717</i>		<i>No aceptamos las restricciones</i>

Notas: Los números entre paréntesis de la ecuación de cointegración corresponden al estadístico de Wald sobre significatividad individual de los parámetros. Bajo la hipótesis nula se distribuye como una $\xi^2(1)$, con un valor crítico de 3,84 al 5% de significación. Los estadísticos F corresponden al estadístico de Wald para el contraste de la hipótesis conjunta: $\alpha = 0, \beta = 1$. *Bajo la hipótesis nula se distribuye como una $\chi^2(2)$.* Los números entre paréntesis junto al estadístico ADFCR indican el número de retardos de la ecuación de Dickey-Fuller aumentada.

do únicamente la ficticia multiplicativa (variable l). Conseguimos los resultados siguientes:

$$R = -0,75 + 1,17R^* - \lambda R^*$$

$$(4,63) (1497,74) (37,36)$$

$$\lambda = 0, \text{ para las observaciones 1 a 717;}$$

$$= 0,090, \text{ para las obsevaciones 718 a 2.581}$$

$$ADF_{CR}(9) = -8,18$$

Aunque la modelización del cambio estructural no es necesario para confirmar la existencia de cointegración entre los dos tipos de interés de los depósitos en pesetas, lo cierto es que la incorporación de la ficticia multiplicativa a partir de la observación 718 contribuye a acercar mucho más el coeficiente de R^* a la unidad. En efecto, ese coeficiente se convierte en 1,07, lo cual indica que en la segunda parte de la muestra los dos tipos de interés tienden a igualarse estadísticamente⁹. La observación 717 está localizada en un día de mediados de febrero de

(9) Esto también se demuestra comprobando que el diferencial de tipos de interés en pesetas es una variable $I(0)$. Nosotros hemos aplicado un test de raíz unitaria al diferencial de tipos de interés en pesetas con los datos de la segunda parte de la muestra, y hemos obtenido que, efectivamente, ese diferencial es una serie estacionaria alrededor de una tendencia lineal.

1989. Teniendo en cuenta que esa fecha coincide o está muy cerca del momento en el que se completaron las medidas para dificultar las entradas de capitales de corto plazo en España (véase nota de pie de página número 4), el hecho de que a partir de entonces es cuando los dos tipos de interés tienden a igualarse podría deberse a la eliminación progresiva de dichos controles que ha tenido lugar en los momentos posteriores.

3. CONVERGENCIA Y CAUSALIDAD

Hasta ahora nos hemos ocupado de relaciones entre tipos de interés en las que no son posibles modificaciones de los tipos de cambio. En esta sección analizamos las relaciones entre los tipos de interés español (R) y alemán (R^{DM}), que sí están intermediadas por el riesgo cambiario.

3.1. Convergencia

Ante todo, nos interesa averiguar el grado en que la integración financiera de ambos países con el exterior, evidenciada en las secciones anteriores, se ha traducido en convergencia de los dos tipos de interés nacionales. Para ello, en primer lugar, realizamos un análisis de cointegración, aplicando los dos contrastes que se han descrito y utilizado en la sección anterior. Los resultados se presentan en el cuadro 6.

Los estadísticos de significación individual de la ecuación de Phillips y Hansen indican que ninguna de las dos variables (α y β) de la ecuación es significativa. Es lo que cabe esperar cuando no hay cointegración entre los dos tipos de interés, circunstancia que queda demostrada por los valores relativamente bajos, en signo negativo, de los estadísticos ADFCR y ADF(X). En estas condiciones, carece de sentido indagar si se cumplen o no las restricciones de la tercera columna del cuadro.

Cuadro 6: ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN ENTRE LOS TIPOS DE INTERÉS INTERBANCARIOS ALEMÁN Y ESPAÑOL (1 DE AGOSTO DE 1986 A 31 DE MARZO DE 1997)

Ecuación de cointegración	Contrastes $H_0: \varepsilon_t \sim I(1)$	Restricciones $H_0: \alpha = 0, \beta = 1$	Resultado
$R_t = \alpha + \beta R_t^{DM} + \varepsilon_t$			
$R = 6,35 - 1,01R^{DM}$ (2,10) (2,23)	$ADFCR(12) = -1,33$ $ADF(X) = -3,23$	$F = 17,96$	No hay cointegración
	Punto de ruptura: 1700		No aceptamos las restricciones

Notas: La misma explicación que en el cuadro 5.

En trabajos previos en los que se analizaban las relaciones entre los tipos de interés de varios países del SME, por un lado, y el tipo de interés de Alemania, por otro, Karfakis and Moschos (1990) y Katsimbris and Miller (1993) también llegaron a una conclusión semejante. Estos autores aplicaron contrastes de raíces unitarias a las diferencias entre los tipos de interés de aquellos países del SME y el tipo de interés alemán, y obtuvieron que tales diferenciales eran no estacionarios. Se extrañaron de ese resultado porque, en contra de lo que dicen el sentido común y la inspección somera de las estadísticas, podría indicar que no ha existido convergencia financiera entre Alemania y los otros países del SME.

Caporale y Pittis (1995), y Caporale, Kalyvitis y Pittis (1996) aportaron una explicación satisfactoria de esta contradicción, distinguiendo entre un *estado* de convergencia, ya logrado, y un *proceso* de convergencia que todavía está en curso. Solamente en el primer caso el diferencial de tipos es constante, y, por tanto, sólo en esas circunstancias cabe esperar que exista una relación estable de largo plazo en los tipos de interés.

Una vez comprobado que los tipos de interés alemán y español no han alcanzado el *estado* de convergencia final del período de la muestra, conviene que analicemos si, a lo largo del mismo, ha existido o no un *proceso* de convergencia, es decir, si el diferencial de tipos de interés ha tendido a disminuir de manera sostenida y gradual en el curso de los años de estudio. Para esta tarea, Caporale y Pittis (1995) y Caporale, Kalyvitis y Pittis (1996) sugieren el procedimiento siguiente: se seleccionan los tipos de interés de varios países del SME, para los que se observa una tendencia global semejante (presumiblemente de acercamiento), con respecto al tipo de interés alemán a lo largo de la muestra, se calculan los diferenciales individuales con respecto a este último, y se analiza si esos diferenciales están cointegrados. Nosotros hemos operado con los diferenciales de España y de Francia con respecto a Alemania (DIFE y DIFF, respectivamente) del período 1 de agosto de 1986 (primer dato disponible para España) a 31 de marzo de 1997.

Antes de proceder al análisis de cointegración de esos dos diferenciales, debemos cerciorarnos de que el tipo de interés francés ha seguido una evolución, en comparación con el tipo de interés alemán, semejante al tipo de interés español. Para ello, en primer lugar, comprobamos que el tipo de interés a tres meses, del mercado interbancario de Francia, tienen una raíz unitaria (cuadro 7), y, en segundo lugar, aplicamos los contrastes de cointegración de Phillips y Hansen y de Gregory y Hansen a los datos de los mercados interbancarios de Francia y Alemania, correspondientes a la muestra entera. Los resultados se presentan en el cuadro 8.

Los contrastes de significatividad individual indican que los parámetros a y b son claramente significativos, pero, igual que lo que sucede en el caso español, el estadístico ADFCR indica que no hay cointegración entre los dos tipos de interés implicados cuando no se contemplan rupturas en la muestra. Sin embargo, en el caso que nos ocupa ahora, al introducir la posibilidad de cambio estructural, aceptamos cointegración al 10% de significación. Además, el estadístico ADF(X) nos dice que la ruptura tiene lugar en la observación 1649, que se sitúa en la última semana de 1989, aproximadamente dos años después de que quedaran eliminados todos los controles sobre los movimientos internacionales de capitales en Francia. Esto viene a indicar que, dentro de una tendencia común con la de los tipos espa-

**Cuadro 7: TEST DE RAÍCES UNITARIAS DE LOS TIPOS DE INTERÉS
DE LOS DEPÓSITOS INTERNOS EN FRANCOS FRANCESES**

Tipo de interés del mercado interbancario a tres meses Retardos en la ecuación de Dickey-Fuller: 10				
	Estadístico	Valor crítico	Resultado	Conclusión
τ_t	-1,94	-3,41	AH ₀	I(1) quizá con deriva
ϕ_3	2,93	6,25	AH ₀	I(1) quizá con deriva
ϕ_2	2,06	4,68	AH ₀	I(1) sin deriva
τ_μ	-0,81	-2,86	AH ₀	I(1) sin deriva
ϕ_1	0,49	4,59	AH ₀	I(1) sin deriva
τ	-0,75	-1,95	AH ₀	I(1) sin deriva

**Cuadro 8: ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN ENTRE LOS TIPOS
DE INTERÉS INTERBANCARIOS FRANCÉS Y ALEMÁN
(1 DE ENERO DE 1985 A 31 DE MARZO DE 1997)**

Ecuación de de cointegración	Contrastes $H_0: \varepsilon_t \sim I(1)$	Restricciones $H_0: \alpha = 0, \beta = 1$	Resultado
$R_t^F = \alpha + \beta R_t^{DM} + \varepsilon_t$			
$R^F = 3,90 - 0,64R^{DM}$ (10,83) (12,22)	$ADFCR(12) = -2,90$ $ADF(X) = -4,86$	$F = 20,93$	<i>Evidencia débil de cointegración con cambio estructural</i>
	<i>Punto de ruptura: 1649</i>		<i>No aceptamos las restricciones</i>

Notas: La misma explicación que en el cuadro 5.

ñoles, es probable que los tipos de interés franceses se encuentren en una fase un poco más adelantada que los españoles en el proceso de acercamiento a los tipos de interés alemanes.

Por todo ello, procede, en la línea de lo que proponen Caporale y Pittis (1995) y Caporale, Kalyvitis y Pittis (1996), realizar contrastes de cointegración entre el diferencial de tipos de interés entre Francia y de Alemania, por un lado, y entre España y Alemania, por otro, utilizando los datos del período muestral común de las series de tipos de interés implicadas (empieza el 1 de agosto de 1986). Pero, antes de realizar este contraste debemos cerciorarnos de que las dos series son I(1). Los contrastes de raíz unitaria que presentamos en el cuadro 9 confirman esta circunstancia. En el cuadro 10 presentamos los resultados de cointegración de los dos diferenciales.

Cuadro 9: TEST DE RAÍCES UNITARIAS DE LOS TIPOS DE INTERÉS DE ESPAÑA Y DE FRANCIA CON RESPECTO A ALEMANIA

Diferencial España-Alemania (DIFE)
Retardos en la ecuación de Dickey-Fuller: 12

	Estadístico	Valor crítico	Resultado	Conclusión
τ_t	-2,43	-3,41	AH ₀	I(1) quizá con deriva
ϕ_3	2,99	6,25	AH ₀	I(1) quizá con deriva
ϕ_2	2,10	4,68	AH ₀	I(1) sin deriva
τ_μ	-1,48	-2,86	AH ₀	I(1) sin deriva
ϕ_1	1,26	4,59	AH ₀	I(1) sin deriva
τ	-1,15	-1,95	AH ₀	I(1) sin deriva

Diferencial Francia-Alemania (DIFF)
Retardos en la ecuación de Dickey-Fuller: 8

	Estadístico	Valor crítico	Resultado	Conclusión
τ_t	-3,13	-3,41	AH ₀	I(1) quizá con deriva
ϕ_3	5,13	6,25	AH ₀	I(1) quizá con deriva
ϕ_2	3,44	4,68	AH ₀	I(1) sin deriva
τ_μ	-2,17	-2,86	AH ₀	I(1) sin deriva
ϕ_1	2,57	4,59	AH ₀	I(1) sin deriva
τ	-1,65	-1,95	AH ₀	I(1) sin deriva

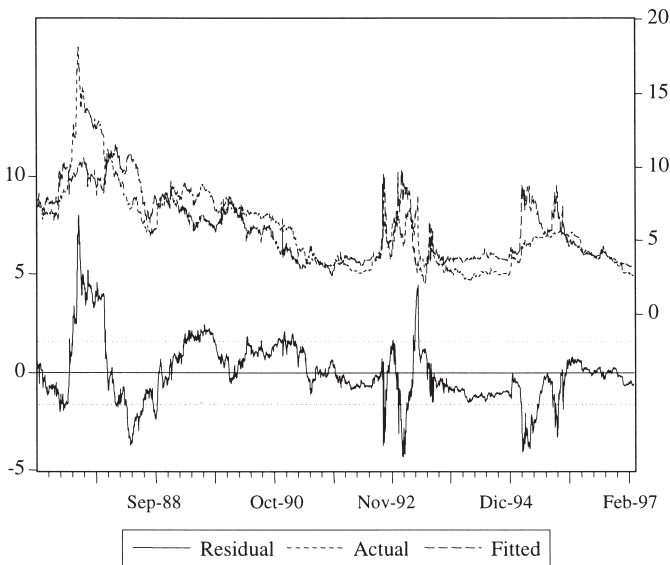
Cuadro 10: ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN ENTRE LOS DIFERENCIALES DE TIPOS DE INTERÉS DE ESPAÑA Y DE FRANCIA CON RESPECTO A ALEMANIA (DIFE Y DIFF) (1 DE AGOSTO DE 1986 A 31 DE MARZO DE 1997)

Ecuación de de cointegración	Contrastes $H_0: \varepsilon_t \sim I(1)$	Restricciones $H_0: \alpha = 0, \beta = 1$	Resultado
$DIFE_t = \alpha + \beta DIFF_t + \varepsilon_t$			
$DIFE = 2,72 - 1,83DIFF$ (20,23) (43,01)	$ADF_{CR}(12) = -4,09$ $ADF(X) = -4,49$	$F = 20,93$	<i>Hay cointegración sin evidencia de cambio estructural</i>
	<i>Punto de ruptura: 1562</i>		<i>No aceptamos las restricciones</i>

Notas: La misma explicación que en el cuadro 5.

Como puede verse, los dos parámetros α y β son altamente significativos, y aceptamos cointegración entre los dos diferenciales, sin evidencia de ninguna ruptura en la relación de largo plazo. Además, rechazamos las restricciones sobre los dos parámetros, indicadas en la columna tercera. El gráfico 6 ofrece tanto los valores de DIFE observados como los ajustados por la ecuación de cointegración, así como los valores de los residuos de la regresión.

Gráfico 6 : REGRESIÓN DE COINTEGRACIÓN DEL DIFERENCIAL DE TIPOS DE INTERÉS ESPAÑA-ALEMANIA (DIFE) SOBRE EL DIFERENCIAL DE TIPOS DE INTERÉS FRANCIA-ALEMANIA (DIFF). VALORES OBSERVADO Y AJUSTADO, Y VALORES DE LOS RESIDUOS
Período completo. Observaciones diarias



A efectos de reforzar estas conclusiones, hemos ajustado una tendencia lineal al diferencial de España con respecto a Alemania, regresando esta variable con respecto al tiempo a lo largo de toda la muestra. Los resultados de la regresión se presentan en el cuadro 11. El gráfico 7 ofrece la serie observada, la tendencia y el valor de los residuos de la regresión. Como puede verse, la variable tiempo es muy significativa y tiene signo negativo. En conclusión, todos los resultados indican que la diferencia entre el tipo de interés español y alemán ha disminuido de manera sostenida a lo largo del período completo del análisis y que, en consecuencia, las dos variables han estado implicadas en un *proceso* dinámico de convergencia, aunque sin haber alcanzado el *estado* de convergencia.

Cuadro 11: REGRESIÓN DE LA DIFERENCIA DE LOS TIPOS DE INTERÉS DE ESPAÑA Y DE ALEMANIA CON RESPECTO AL TIEMPO

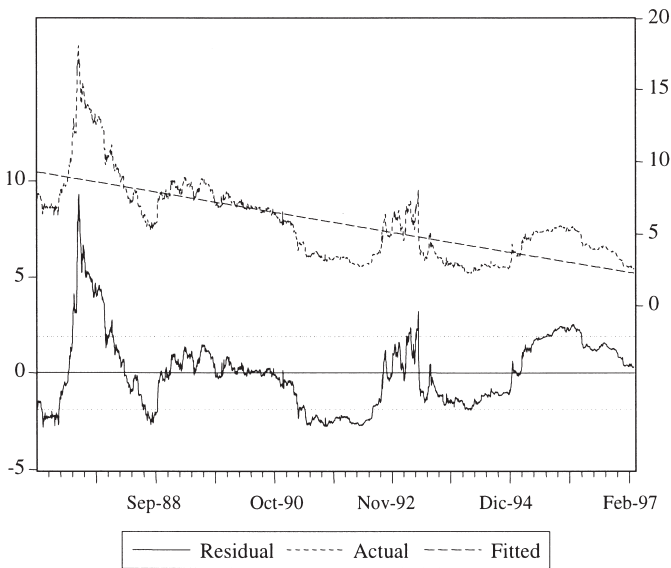
Variable	Coefficiente	Estadístico t
<i>C</i>	9,29	123,21
<i>T</i>	-0,0028	-53,51

Variable dependiente: DIFE.

Período completo. Número de observaciones: 2.521.

R² ajustado = 0,53.

Gráfico 7 : REGRESIÓN DEL DIFERENCIAL DE TIPOS DE INTERÉS ESPAÑA-ALEMANIA (DIFE) CON RESPECTO AL TIEMPO
Período completo. Observaciones diarias



3.2. Causalidad

Una vez comprobado que existe una trayectoria de convergencia, procede investigar si ese proceso está guiado por impulsos que nacen de uno de los dos países, o si las influencias son recíprocas. Para ello, llevamos a cabo un análisis de causalidad en el sentido de Granger, y un estudio de impulso respuesta. El análisis de causalidad se compone de dos tipos de contrastes. El primero, es una regresión

de las primeras diferencias retardadas de los tipos españoles (DE) sobre las primeras diferencias retardadas de los tipos alemanes (DA), con objeto de determinar la significatividad individual. Trabajamos en diferencias de los tipos de interés de cada país, porque se trata de variables no estacionarias. El segundo es un test de significatividad conjunta. Este tipo de análisis requiere justificar el número de retardos que se emplean en las ecuaciones, y también la posible división de la muestra temporal en submuestras.

Para resolver el problema de los retardos, hemos montado un modelo VAR en diferencias, dado que las series son no estacionarias y no están cointegradas. Hemos determinado el orden del VAR atendiendo tanto al blanqueo de los residuos del modelo bivalente, como al criterio AIC. El resultado fue un modelo VAR(40); por eso, el número de retardos que escogemos para el análisis de causalidad entre las variables DE y DA es 40.

En lo que respecta a la división de la muestra, aplicamos un razonamiento teórico y un criterio estadístico para justificar una separación temporal en febrero de 1992. El argumento teórico es que, como se sabe, en ese mes se completó la liberalización de los flujos de capitales en España, iniciándose entonces un período de plena movilidad (oficial y efectiva) de capitales entre Alemania y España. Esta circunstancia, más el hecho de que tanto el marco alemán como la peseta debían respetar la disciplina del mecanismo de cambios e intervención del SME, podría generar influencias causales entre las políticas monetarias de los dos países.

El criterio estadístico se deduce de la aplicación de un contraste de estabilidad estructural de Chow a cada una de las ecuaciones, para la fecha del el primer día de febrero de 1992. Los resultados se presentan en el cuadro 12.

Cuadro 12: CONTRASTE DE ESTABILIDAD ESTRUCTURAL DE CHOW

Ecuación de Alemania

Estadístico F:	1,003059	Probabilidad:	0,472475
Ratio del Log de verosimilitud:	84,32870	Probabilidad:	0,348737

Ecuación de España

Estadístico F:	2,762963	Probabilidad:	0,000000
Ratio del Log de verosimilitud:	225,6926	Probabilidad:	0,000000

Test de ruptura: 1302.

Como puede verse, para la ecuación de Alemania se acepta la hipótesis nula de estabilidad estructural, pero no para la ecuación de España. Por consiguiente, la división muestral en febrero de 1992 queda justificada desde ambos puntos de vista, teórico y estadístico.

Los resultados del análisis de causalidad se presentan en el cuadro 13, y ponen de manifiesto los puntos siguientes. Primero, para la muestra completa no se detecta causalidad, pues el período no contiene ningún retardo individualmente significativo; tampoco se aprecia significatividad conjunta en ninguno de los dos sentidos. Segundo, en el primer subperíodo solamente hay un retardo significativo al 4,61%, y ausencia de significatividad conjunta en los dos sentidos. Tercero, en el segundo subperíodo el contraste de significatividad conjunta revela que existe causalidad recíproca, si bien, a tenor de lo que valen el estadístico F y la probabilidad de aceptación de la hipótesis nula, la que procede de Alemania es mucho más significativa. El test de significatividad individual confirma la causalidad desde el tipo de interés alemán al español, dado que encontramos hasta siete valores retardados de DA que son individualmente significativos (retardos de uno, dos, seis, once, veinticinco y treinta y tres observaciones)¹⁰.

Completamos el análisis de causalidad estudiando las funciones de impulso respuesta de las variables DA y DE ante una perturbación que tiene su origen, alternativamente, en Alemania y España. En el gráfico 8 se representan las funciones de respuesta, a continuación del impulso de una desviación estándar en cada uno de los dos países, y las bandas de confianza de más menos dos veces el error estándar (lo cual define un margen de significatividad del 5%). Contemplamos la muestra completa y cada una de las dos submuestras que se han considerado en los párrafos anteriores.

En el período completo, no se observan respuestas significativas en ninguno de los dos sentidos, puesto que, en todo el horizonte de respuesta, la banda de confianza incluye el valor cero. En la primera submuestra, tampoco se observan respuestas significativas en ninguno de los dos sentidos. Finalmente, en la segunda submuestra, obtenemos dos respuestas significativas cuando el impulso se produce en España (períodos 4 y 9), y cuatro respuestas significativamente distintas de cero cuando el impulso nace en Alemania (períodos 2, 3, 4 y 6). Como puede verse, estos resultados son perfectamente consecuentes con el análisis de causalidad realizado más arriba. Además, el hecho de que el número de respuestas significativas sea mayor cuando los impulsos nacen en Alemania, y que encontremos en ellos los casos en los que la banda de confianza está más lejos de cero, demuestra, por otra vía, que la causalidad Alemania-España, es más importante y significativa que la que se da en sentido opuesto.

(10) Nosotros también hemos realizado el mismo análisis de causalidad utilizando los tipos de interés de los eurodepósitos en pesetas y en marcos alemanes, y hemos obtenido resultados prácticamente idénticos a los que presentamos en el texto del artículo. Esos resultados están disponibles para cualquier interesado que nos los solicite.

Cuadro 13: ANÁLISIS DE CAUSALIDAD DE LOS TIPOS DE INTERÉS ALEMANES A LOS ESPAÑOLES

Análisis de la significatividad individual

Muestra (ajustada): de 22 a 2.521

Observaciones incluidas: 2.480

Variable	Coeficiente	Error estándar	Estadístico t	Probabilidad
DA(-i)	No se observa ningún retardo significativo			

Análisis de la significatividad conjunta

Muestra: de 1 a 2.521

Observaciones incluidas: 2.480

Hipótesis nula	Estadístico F	Probabilidad
DE no causa Granger a DA	0,8336	0,7612
DA no causa Granger a DE	0,5521	0,9900

Período completo: Agosto 1986-Marzo 1997.

La variable dependiente es DE.

Número de retardos: 40.

Análisis de la significatividad individual

Muestra (ajustada): de 42 a 1.302

Observaciones incluidas: 1.261

Retardos significativos	Coeficiente	Error estándar	Estadístico t	Probabilidad
DA(-12)	-0,097409	0,048791	-1,996468	0,0461

Análisis de la significatividad conjunta

Muestra: de 42 a 1.302

Observaciones incluidas: 1.261

Hipótesis nula	Estadístico F	Probabilidad
DE no causa Granger a DA	0,67011	0,94332
DA no causa Granger a DE	0,70164	0,91973

Primer subperíodo: Agosto 1986-Marzo 1992.

La variable dependiente es DE.

Número de retardos: 40.

Cuadro 13: ANÁLISIS DE CAUSALIDAD DE LOS TIPOS DE INTERÉS ALEMANES A LOS ESPAÑOLES (continuación)

Análisis de la significatividad individual

Muestra: de 1.303 a 2.521
Observaciones incluidas: 1.219

Retardos significativos	Coeficiente	Error estándar	Estadístico t	Probabilidad
DA(-1)	0,246700	0,109488	2,253219	0,0244
DA(-2)	-0,436116	0,109665	-3,976786	0,0001
DA(-6)	-0,231260	0,112643	-2,053037	0,0403
DA(-11)	0,2773444	0,111736	2,48232	0,0132
DA(-25)	0,338661	0,109534	3,091836	0,0020
DA(-33)	-0,425726	0,109657	-3,882437	0,0001

Análisis de la significatividad conjunta

Muestra: de 1.303 a 2.521
Observaciones incluidas: 1.219

Hipótesis nula	Estadístico F	Probabilidad
DE no causa Granger a DA	1,65910	0,00658
DA no causa Granger a DE	2,71470	8,4E-08

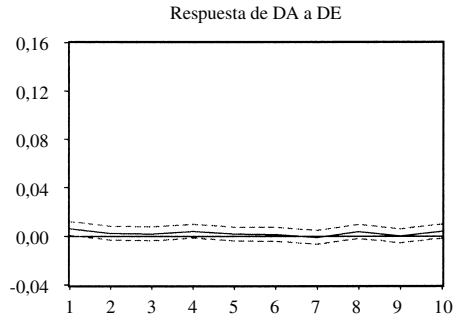
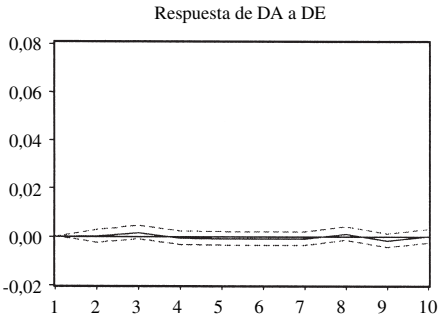
Primer subperíodo: Febrero 1992-Marzo 1997.

La variable dependiente es DE.

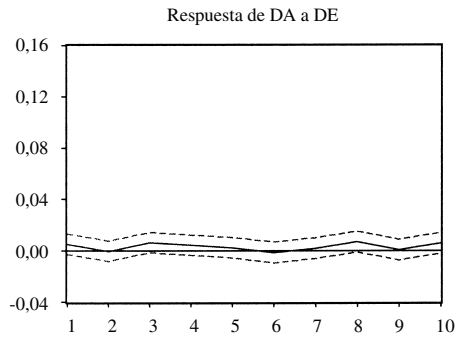
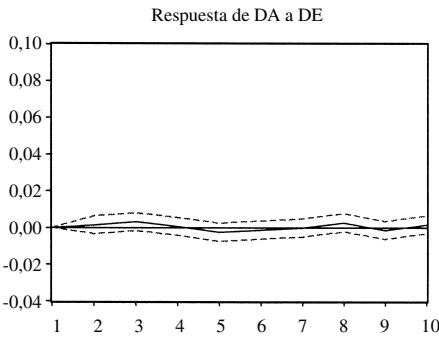
Número de retardos: 40.

Gráfico 8: RESPUESTA A LA INNOVACIÓN DE UNA D.E. ± 2 E.E.

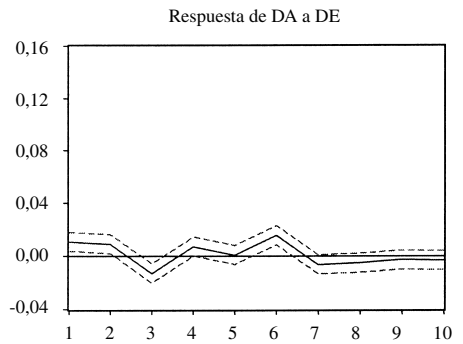
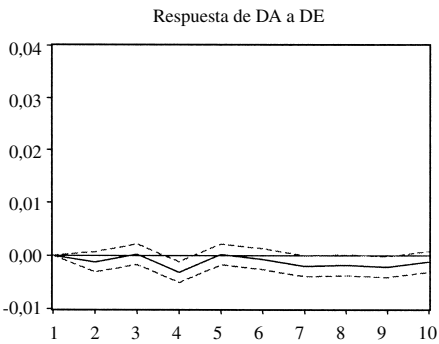
I. Período completo



II. Período: agosto 1986 a enero 1992



III. Período: febrero 1992 a marzo 1997



4. CONCLUSIONES

Los contrastes estadísticos y econométricos realizados en este trabajo ponen de relieve cuatro rasgos importantes de los mercados de depósitos interbancarios y de eurodivisas de España y de otros tres países occidentales que han avanzado a ritmos distintos en el proceso de liberalización financiera. El primero es que, desde hace ya varios años, en esas cuatro economías impera una movilidad *efectiva* de capitales muy elevada entre los mercados internos y externos, tanto en lo que se refiere a las entradas como a las salidas. Alemania y Japón gozan de esta prerrogativa en todo el período que cubre nuestra muestra (enero 1985 a marzo 1997), mientras que Francia y España se incorporan plenamente a ella en el segundo subperíodo que empieza a finales de 1987 en Francia, y en febrero de 1992 en España. En el primer subperíodo de estos países se aprecian controles, que recaen sobre las salidas en Francia, y sobre las entradas en España.

El segundo rasgo es que los mercados interno y externo de los depósitos en pesetas han conseguido un grado de integración muy elevada, hasta el punto de que los tipos de interés de los respectivos depósitos *onshore* y *offshore* son estadísticamente iguales (este fenómeno también se da en las otras tres monedas, aunque no lo presentemos explícitamente en el trabajo). La tercera característica es que en el curso del período completo que analizamos, existe un proceso de convergencia entre los tipos de interés internos español y alemán.

El cuarto y último rasgo es que, desde el momento en que se consiguió la plena liberalización de los movimientos internacionales de capitales en España, la convergencia reseñada está fundamentalmente liderada por las variaciones del tipo de interés interno alemán, porque, si bien las variaciones del tipo español también causan las del alemán, estas últimas influencias son menos intensas y de menor significación.

Esto no es un fenómeno sorprendente si tenemos en cuenta que la elevada movilidad internacional de capitales, combinada con una flexibilidad muy limitada en la práctica del tipo de cambio de la peseta con respecto al marco alemán, acentúa el papel de líder que, en política monetaria, ha ostentado el Bundesbank frente a las restantes monedas que han participado en el SME.

Estos resultados dan pie a dos consideraciones de política económica. En primer lugar, el elevado grado de movilidad internacional de capitales y de integración financiera que se observa en estos cuatro países permite que la hipótesis de perfecta movilidad se pueda incorporar a los modelos macroeconómicos de economías abiertas aplicados a estas economías. En segundo lugar, el sentido predominante de causalidad de variaciones de tipos de interés, que ha perdurado hasta la culminación del proceso de unificación monetaria europea, indica que, en la práctica, ya hace varios años que el Banco de España ha perdido una parte importante de su autonomía en política monetaria.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Caporale, G. M. and N. Pittis (1995): "Interest rate linkages within the European Monetary System: an alternative interpretation", *Applied Economics Letters*, 2, págs. 45-47.
- Caporale, G. M., Kalyvitis, S. and N. Pittis (1996): "Interest rate convergence, capital controls, risk premia, and foreign exchange market efficiency in the E.M.S.", *Journal of Macroeconomics*, 18, págs. 693-714.
- Eichengreen. B. and C. Wyplosz (1993): "The unstable EMS", *Brookings Papers on Economic Activity*, n° 1, págs. 51-143.
- Eichengreen. B., Rose, A. K., and C. Wyplosz (1995): "Is there a Safe Passage to EMU?. Evidence on Capital Controls and a Proposal", Working Paper n° C95-047, CIDER, University of California, Berkeley.
- Feldstein, M. (1983): "Domestic saving and international capital movements in the long run and the short run", *European Economic Review* 21, págs. 129-151.
- Feldstein, M. and C. Horioka (1980): "Domestic Saving and International Capital Flows", *Economic Journal*, n° 90, junio, págs. 314-329.
- Frankel, J. A. (1992): "Measuring international capital mobility: a review", *American Economic Review, Papers and Proceedings*, vol. 82, págs. 197-202.
- Frankel, J. (1993): "Quantifying International Capital Mobility in the 1980s", en J. Frankel: *On Exchange Rates*, Cambridge Mass., MIT Press.
- García Solanes, J. (1995): "Movilidad Internacional de Capitales en la Unión Europea", *Pensamiento Iberoamericano* n° 27, págs. 235-290.
- García Solanes, J. (1999): "International Capital Flows in the Spanish Economy. Lessons from the Experience of the Last Ten Years", en Z. Drábek, and S. Griffith-Jones.: *Managing Capital Flows in Turbulent Times. The Experience of Europe's Emerging Market Economies in Global Perspective*, cap. 9. Londres.
- Giavazzi, F. and A. Giovannini (1989): *Limiting Exchange Rate Flexibility: the European Monetary System*, Cambridge Mass., MIT Press.
- Gregory, A. W. and B. E. Hansen (1996): "Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts", *Journal of Econometrics*, 70, págs. 99-126.
- Karfakis, C. J. and D. Moschos (1990): "Interest rate linkages within the European Monetary System: a time series analysis", *Journal of Money, Credit and Banking*, 4, (22), págs. 388-394.
- Katsimbris, G. M. and S. M. Miller (1993): "Interest rate linkages within the European Monetary System: further analysis", *Journal of Money, Credit and Banking*, 4, (25), págs. 771-779.
- Linde, L. M. (1993): "Las medidas del Banco de España de septiembre y octubre de 1992 penalizando la especulación cambiaria", *Papeles de Economía Española*, n° 54, págs. 301-308.
- MacKinnon, J. (1991): "Critical values for cointegration tests", en Robert F. Engle y Clive W. J. Granger (ed), *Long-Run Economic Relationships*, Oxford, Oxford University Press.
- Martin y Pérez de Villarreal (1990): "La estructura temporal de los tipos de interés: el mercado español de depósitos interbancarios", *Moneda y Crédito*, n°191, págs. 173-193
- Obstfeld, M. (1995): "International Capital Mobility in the 1990s", en Peter B. Kenen (ed): *Understanding interdependence: The macroeconomics of the open economy*, Princeton University Press, Princeton, págs. 201-261.
- OECD (1993): *Exchange Control Policy*, Paris.

- Prats, M. A. and A. Beyaert (1998): "Testing the expectations theory in a market of short-term financial assets", *Applied Financial Economics*, 8, págs. 101-109.
- Phillips, P. C. B., and B. E. Hansen (1990): "Statistical inference in instrumental variable regression with I(1) processes", *Review of Economic Studies*, 57, págs. 99-125.
- Viñals, J. (1992): "Del control de cambios a la libre circulación de capitales", en J. Viñals ed.: *La economía española ante el Mercado Único Europeo. Las claves del proceso de integración*, cap. 7. Alianza Economía, Madrid.

Fecha de recepción del original: agosto, 1998

Versión final: junio, 1999

ABSTRACT

In this paper we carry out statistical and econometric tests, using daily data from the interbank and Eurocurrency markets, that reveal a very high capital mobility in Japan, France, Germany and Spain, at least since the beginning of the 1990's. Furthermore, we show that Spain has achieved a high degree of integration with the external markets, and that the interest-rate differential between Spain and Germany has followed a convergent path along the whole sample period (January 1985 to March 1997). The interest-rate changes emanating from Germany have been the most relevant causality interactions, mainly since the moment when the process of capital liberalisation in Spain was completely accomplished.

Keywords: capital mobility, capital controls, financial integration, convergence of interest rates.

JEL classification: G15.