

TIPO DE INTERES REAL DE LA UME: ¿QUE PAIS NO EUROPEO LO CONDUCE?

*Fernando Pérez de Gracia Hidalgo**
*Juncal Cuñado Eizaguirre***

El objetivo de este trabajo es analizar el grado de integración financiera dentro de la Unión Monetaria Europea a partir de las relaciones entre los tipos de interés reales de los países miembros. Además, con objeto de determinar el grado de interdependencia económica entre Estados Unidos, Japón y la Unión Económica y Monetaria, se estudian las relaciones entre los tipos de interés de estas tres grandes áreas económicas durante el período 1990-1997. Para ello, en primer lugar, se estima el tipo de interés real para el espacio europeo mediante diversas técnicas estadísticas. Una vez estimado el tipo de interés conjunto, se lleva a cabo un análisis de convergencia para determinar hasta qué punto las estimaciones realizadas recogen el comportamiento conjunto de los tipos de interés de la UME. Finalmente, se estudia qué país no europeo —Estados Unidos o Japón— determina el comportamiento del tipo de interés asociado a la UME.

Palabras clave: *sistema financiero internacional, integración europea, tipos de interés, convergencia económica, UEM, UE, Estados Unidos, Japón, 1990-1997.*

Clasificación JEL: *E43, F36.*

1. Introducción

Los mercados financieros internacionales se han visto inmersos, en las últimas dos décadas, en unos cambios profundos entre los que destaca la progresiva liberalización —tanto de los tipos de interés, como de los mercados de capitales—, la globalización y la desintermediación financiera. Dicha evolución ha

dado como resultado una mayor disponibilidad de los instrumentos financieros, un aumento de la eficiencia asignativa de los recursos financieros y, por último, una reducción de la autonomía de la política monetaria.

Dentro de este proceso de internacionalización de los mercados financieros, una pieza clave ha sido la creación de la Unión Monetaria Europea (UME). El proyecto de la UME supone avanzar, aún más, en el proceso de internacionalización financiera en Europa, reforzando las interrelaciones de los distintos mercados financieros. La aparición de la UME plantea la creación de un espacio financiero europeo totalmente integrado y, por lo tanto, de un tipo de interés europeo. En este trabajo nos vamos a centrar en el estudio de los tipos de interés reales, en

* Departamento de Economía. Universidad de Navarra.

** Departamento de Métodos Cuantitativos. Universidad de Navarra.

Una versión preliminar de este trabajo ha sido presentada en el II Encuentro de Economía Aplicada, en las VI Jornadas de Economía Internacional y en el VII Foro de Finanzas. Los autores agradecen los comentarios y sugerencias recibidos de sus participantes.

cuanto que esta variable constituye uno de los mecanismos de transmisión de los *shocks* entre los distintos países.

Según la literatura económica, bajo el supuesto de libre circulación de bienes y capitales, el tipo de interés tenderá a igualarse en los distintos países. Sin embargo, la evidencia empírica nos muestra cómo la existencia de barreras al comercio, la existencia de bienes no comercializables, los costes de transacción y el distinto grado de riesgo de los países, conducen a desviaciones de la paridad de los tipos de interés, al menos temporalmente.

El objetivo de este trabajo es analizar el grado de integración financiera dentro de la UME a partir de las relaciones entre los tipos de interés reales de los países miembros. Además, y con objeto de determinar el grado de interdependencia económica entre las zonas de los EE UU, Japón y la UME, estudiamos también las relaciones entre los tipos de interés de estas tres áreas económicas durante el período 1990-1997. Para ello, en primer lugar, se estima el tipo de interés real para el espacio europeo mediante distintas técnicas (datos de panel, componentes principales y cointegración múltiple), y se estudia hasta qué punto cada estimación realizada sirve para recoger el comportamiento conjunto de todos los tipos de interés de la UME, ya que si éstos muestran un comportamiento muy dispar difícilmente podrá una única variable recoger la evolución de todos ellos. Una vez estimado el tipo de interés conjunto, se analiza qué economía de otras dos áreas financieras —EE UU o Japón— conduce a este tipo de interés europeo.

La estructura del trabajo es la siguiente: en primer lugar se repasa la literatura sobre la estimación de un tipo de interés real «global». A continuación, se describen los principales hechos estilizados de los tipos de interés reales para los países miembros de la UME, EE UU y Japón. En el cuarto apartado, se lleva a cabo el análisis empírico. Finalmente, se exponen las principales conclusiones del estudio.

2. Estimación de un tipo de interés global

En este apartado se repasan las distintas técnicas que se han empleado en la literatura económica para estimar un tipo de

interés «global»¹. El trabajo pionero de Barro y Sala-i-Martin (1990) estima el tipo de interés global en términos reales a partir de un modelo de oferta y demanda de fondos prestables. En la misma línea que el modelo de Barro y Sala-i-Martin (1990) y Barro (1992), Koedijk *et al.* (1994) lo aplican a un conjunto de países de la OCDE para estimar el tipo de interés a corto y a largo plazo en el período 1974-1990. Recientemente, la primera estimación del tipo de interés para los países europeos la ha llevado a cabo Knot (1995), que emplea el mismo modelo de fondos prestables para estimar el tipo de interés real europeo en el período 1959-1990².

Brunner y Kaminsky (1994) y Helbling y Wescott (1995) definen el tipo de interés global como la tendencia común que se obtiene a partir de la relación de cointegración entre los distintos tipos de interés nacionales³.

Un método estadístico distinto es el planteado por Gagnon y Unferth (1995). Estos autores estiman el tipo de interés mundial mediante datos de panel. Esta técnica les permite diferenciar entre los efectos nacionales y los efectos temporales, obteniendo el tipo de interés mundial para cada período como la suma de una constante y del efecto temporal correspondiente. Aplicando esta metodología e identificando los efectos nacionales con las primas de cada uno de los países y la variabilidad explicada por los efectos temporales como la variabilidad común de los distintos tipos de interés (la debida a *shocks* comu-

¹ El tipo de interés real «global» se puede derivar como una tasa de rendimiento implícita a partir de un modelo de valoración de activos (véase HELBLING y WESCOTT, 1995).

² Hay numerosos trabajos en la literatura que estudian el proceso de convergencia de los tipos de interés dentro del Mecanismo de Cambios del Sistema Monetario Europeo (DE GRAUWE, 1989; KARFAKIS y MOSCHOS, 1990; KATSIMBRIS y MILLER, 1993; KOEDIJK y KOOL, 1992; HOLMES y PENTECOST, 1996; ARTIS y ZHANG, 1998) o en la contrastación de la Hipótesis de Dominio Alemán (FRATIANNI y VON HAGEN, 1990, 1992; KIRCHGÄSSNER y WOLTERS, 1995).

³ THROOP (1994) emplea una relación de cointegración bivalente para explicar la relación entre los tipos de interés a corto entre los EE UU, Japón, Alemania y Reino Unido. Recientemente, PAIN y THOMAS (1997) estudian la existencia de tendencias comunes y ciclos comunes en el comportamiento de los tipos de interés reales. Los resultados que obtienen apoyan el cumplimiento de la Hipótesis de Dominio Alemán en la zona europea.

nes), podríamos utilizar los residuos que se obtienen como aproximaciones de las desviaciones específicas de cada uno de los tipos de interés al tipo global (las debidas a *shocks* específicos), una vez descontadas las primas (o efectos-país).

Una propuesta alternativa para la estimación del tipo de interés global la encontramos en Ford y Laxton (1995) y Helbling y Wescott (1995). Según estos autores, el tipo de interés global se puede aproximar mediante la primera componente principal de los distintos tipos de interés nacionales. La técnica de las componentes principales permite sintetizar en una sola variable el comportamiento común de un conjunto de variables.

3. Evolución de los tipos de interés reales: algunos hechos estilizados

En el Gráfico 1 se recoge la evolución del tipo de interés para los distintos países de la UME, EE UU y Japón durante el período 1990-1997. En dicho gráfico se observa una tendencia a la baja de los tipos de interés en la mayoría de los países, mientras que Japón presenta un comportamiento diferenciado con una tendencia segmentada.

Esta tendencia a la baja en los tipos de interés reales viene explicada por la incidencia de varios factores. En primer lugar, la caída de las tasas de inflación y su estabilización a niveles históricamente reducidos, y el descenso de las expectativas de inflación, viene explicado por la concesión de mayores grados de autonomía a los bancos centrales en el diseño y ejecución de la política monetaria, y la orientación de la misma hacia el objetivo de la estabilidad de precios. En el caso de los países de la Unión Europea, la reducción del riesgo cambiario de las monedas con tipos de interés más elevados ha sido fruto del proceso de convergencia nominal con otros países centrales y de la estabilidad generalizada de las cotizaciones de sus divisas.

En segundo lugar, el descenso paulatino de los déficit del sector público en los países analizados, a partir de 1993, ejerce una menor presión sobre los tipos de interés. En los países de la Unión Europea la reducción del desequilibrio presu-

puentario ha sido notable, y se espera que continúe el proceso de consolidación fiscal. La mayor disciplina fiscal tiene un impacto directo sobre la demanda de fondos y sobre las expectativas de inflación, y contribuye, a través de una combinación de políticas más equilibradas, al descenso de los tipos de interés.

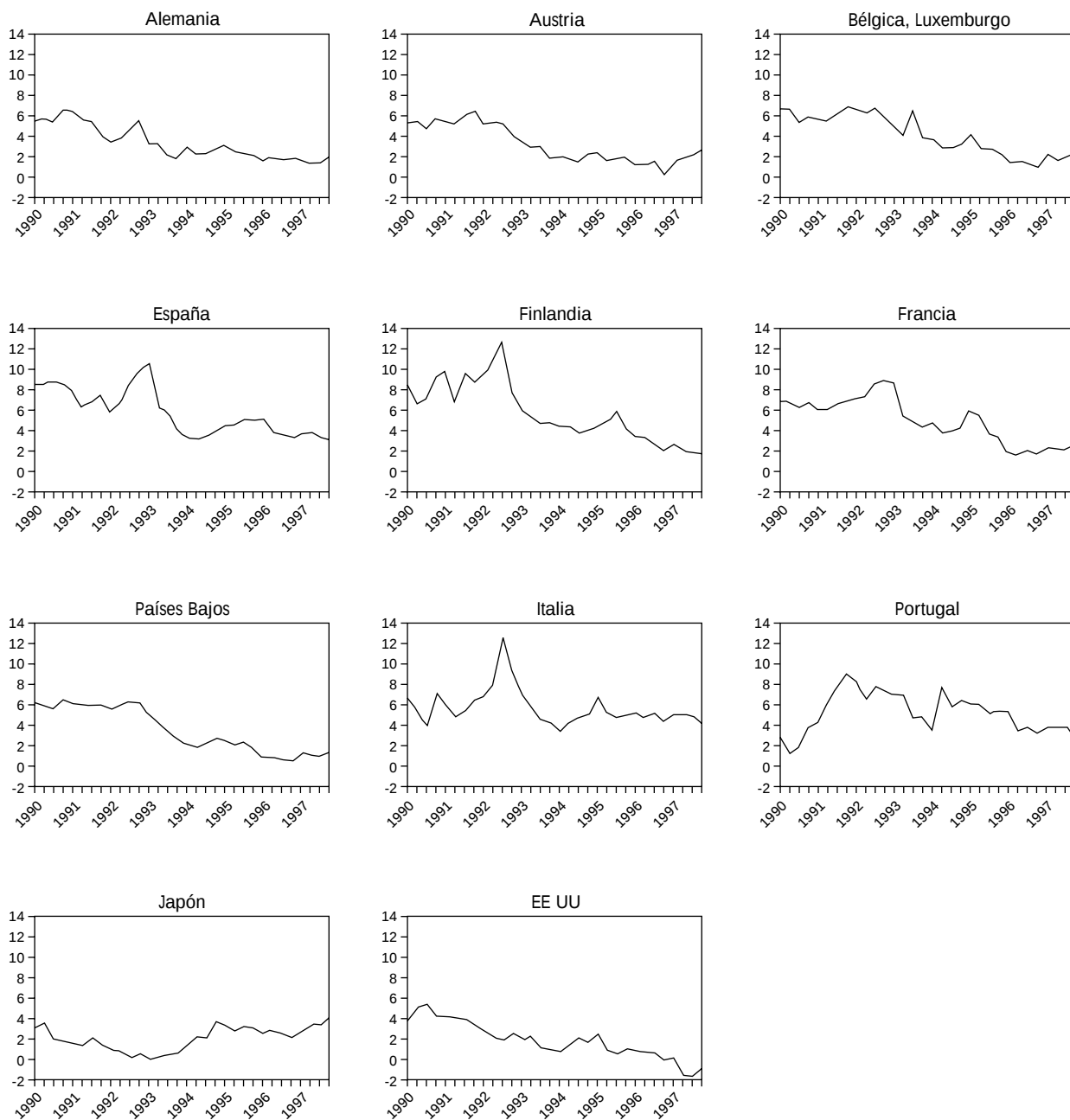
Por último, la libre circulación de capitales y la consiguiente globalización de los mercados financieros parece haber propiciado una tendencia hacia una mayor sincronía en los movimientos de los tipos de interés en el conjunto de los países analizados. Esta apertura, junto con la incorporación de nuevas tecnologías, ha incrementado la interdependencia de los mercados financieros y reducido las primas de liquidez de manera generalizada.

Como hemos señalado, hay una clara tendencia a la baja en el tipo de interés real en el período 1990-1997. Sin embargo, la crisis del Mecanismo de Cambios del Sistema Monetario Europeo hizo que el tipo de interés repuntara al alza en la mayoría de los países europeos a partir del tercer trimestre de 1992. Así, el período comprendido entre septiembre y finales de 1992 se caracteriza por una elevada volatilidad en los mercados cambiarios y un alza generalizada en los tipos de interés. Otro hecho que llevó a un alza puntual de los tipos de interés en algunos países europeos (España, Italia y Portugal) fue la crisis del mercado de bonos en el año 1994, que tuvo un impacto sobre el tipo de interés a distintos vencimientos.

El Cuadro 1 recoge los estadísticos básicos que resumen el comportamiento de los tipos de interés reales *ex post* en el período 1990-1997. Según estos datos se comprueba, en primer lugar, que el tipo de interés real presenta valores superiores al 5 por 100 en España, Finlandia, Italia y Portugal, mientras que toma valores en torno al 2 por 100 en los EE UU y Japón. En segundo lugar, la volatilidad es elevada en el caso español y finlandés, siendo muy reducida en el caso japonés. Finalmente, en la cuarta columna se presenta el orden de integración de cada uno de los tipos de interés. Los resultados nos indican que se puede suponer que todos los tipos de interés presentan un comportamiento no estacionario.

GRAFICO 1

**TIPOS DE INTERES REALES EX POST, 1990-1997
(Datos trimestrales)**



FUENTE: Elaboración propia a partir de los datos del Fondo Monetario Internacional.

CUADRO 1

**TIPOS DE INTERES REALES: ESTADISTICOS
BASICOS Y ANALISIS UNIVARIANTE**

	Media	Varianza	Contraste ADF
Alemania	3,30	2,78	-2,11 ^b
Austria	3,30	3,35	-1,27 ^a
Bélgica, Luxemburgo	4,18	4,01	-1,47 ^a
España	5,63	5,14	-1,35 ^a
Finlandia	5,71	8,60	-1,19 ^a
Francia	4,93	4,90	-1,23 ^a
Países Bajos	3,56	4,76	-0,20 ^a
Italia	5,67	3,19	-0,98 ^a
Portugal	5,20	3,86	-0,70 ^a
Japón	2,01	1,39	-0,29 ^a
EE UU	1,83	3,44	-1,43 ^a

NOTAS:

Valores críticos de los contrastes ADF al 10 por 100:

^a Modelo sin constante y sin tendencia determinística: -1,62.

^b Modelo con constante y sin tendencia determinística: -2,57.

4. Análisis empírico

El objetivo de este trabajo es comprobar qué país no europeo y con peso económico en el contexto internacional —EE UU o Japón— conduce el tipo de interés de la UME. Para ello, estimamos en primer lugar el tipo de interés real de la UME mediante tres técnicas ya utilizadas en la literatura económica: datos de panel (Gagnon y Unferth, 1995), la técnica de componentes principales (Ford y Laxton, 1995; Helbling y Wescott, 1995) y cointegración múltiple (Brunner y Kaminsky, 1994; Helbling y Wescott, 1995). En segundo lugar, nos preguntamos hasta qué punto este tipo de interés caracteriza el comportamiento conjunto de los distintos tipos de interés, y finalmente, comprobamos qué país no europeo determina su comportamiento.

Base de datos

El período de estudio está comprendido entre 1990 y 1997 y la periodicidad de las series es trimestral. Los tipos de interés nominales a tres meses en el mercado interbancario y el

índice de precios al consumo se han obtenido de las cifras que ofrece el Fondo Monetario Internacional (Estadísticas Financieras Internacionales). La muestra está formada por diez países de la UME (Alemania, Austria, Bélgica, Luxemburgo, España, Finlandia, Francia, Países Bajos, Italia, Portugal), Estados Unidos y Japón. No se ha incluido Irlanda en el análisis ya que no se dispone de datos para la totalidad del período analizado. De la misma forma, se ha unificado el comportamiento de Bélgica y Luxemburgo por cuestiones de disponibilidad de datos.

El tipo de interés real *ex post* se ha calculado como:

$$r_t^a = i_t^a - (\Delta p_{t+1})^a \quad [1]$$

donde r_t^a es el tipo de interés *ex post* a tres meses anualizado en el período t —trimestre t —, i_t^a es el tipo de interés nominal a tres meses anualizado, y Δp_{t+1}^a es el cambio en el logaritmo del índice de precios al consumo a tres meses anualizado.

Estimación del tipo de interés real de la UME

En este apartado se estima el tipo de interés europeo mediante tres técnicas: datos de panel, componentes principales y cointegración múltiple. Al igual que otros trabajos previos (por ejemplo, Gagnon y Unferth, 1995) se utilizarán los tipos de interés reales *ex post*⁴.

Datos de panel

La estimación del modelo de datos de panel para el tipo de interés real *ex post* tiene la siguiente forma:

$$r_{it} = \mu + \alpha_i + \rho_t + \varepsilon_{it} \quad [2]$$

⁴ Puede ser interesante emplear tipos de interés *ex ante* desde un punto de vista teórico, pero los resultados que se obtienen con tipos *ex ante* y *ex post* son muy similares: Véanse BARRO y SALA-I-MARTIN (1990); BARRO (1992); GAGNON y UNFERTH (1995); y HELBLING y WESCOTT (1995).

donde el subíndice i hace referencia a los países y t a los períodos. Así, r_{it} es el tipo de interés real *ex post* en el país i en el período t , μ es el tipo de interés real promedio para todo el período, α_i es la desviación del tipo de interés de un país determinado respecto al tipo de interés promedio y nos podría aproximar la prima del país respecto al tipo de interés promedio, ρ_t es el efecto temporal y podría medir la incidencia de *shocks* comunes sobre la totalidad de los tipos de interés, y ε_{it} es el término de error del modelo y en este caso podría aproximar las diferencias entre el tipo de interés de un determinado país — i — respecto al interés promedio, una vez descontadas las primas⁵.

La estimación de μ es la media del tipo de interés real para los distintos países y durante todo el período. La estimación de $\mu + \rho_t$ es la media de los tipos de interés reales en todos los países en el período t y, en nuestro caso, el tipo de interés real de la UME.

Los resultados obtenidos de la estimación del tipo de interés real *ex post* para el período 1990-1997 mediante datos de panel aparecen en el Cuadro 2. En él se recogen las desviaciones de los tipos de interés nacionales respecto al tipo de interés promedio (efecto-país). Las primas o desviaciones toman valores positivos para España, Finlandia, Países Bajos, Italia y Portugal; mientras que toman valores negativos para Alemania y Austria, hecho que lleva a rechazar la hipótesis de igualdad de tipos de interés entre los países europeos en el período de análisis.

Además de estimar la existencia de primas o desviaciones, este análisis nos muestra hasta qué punto la variabilidad de los tipos de interés puede ser explicada o no por *shocks* o efectos comunes, es decir, nos permite comprobar si el comportamiento dinámico de los tipos de interés de los distintos países es o no similar. El mismo Cuadro 2 muestra la variabilidad de cada uno

CUADRO 2

**TIPO DE INTERES REAL DE LA UME:
DATOS DE PANEL**

	Primas (α_i)	Variabilidad individual	Variabilidad específica	Correlación con UME
Alemania	-1,306	2,78	0,93	0,85
Austria	-1,311	3,35	0,58	0,91
Bélgica, Luxemburgo	-0,426	4,01	0,54	0,93
España.....	1,018	5,14	1,30	0,87
Finlandia.....	1,098	8,60	1,87	0,95
Francia	0,322	4,90	0,59	0,95
Países Bajos.....	1,049	4,76	0,38	0,97
Italia	1,063	3,19	1,78	0,72
Portugal	0,587	3,86	3,86 [#]	0,45

NOTAS:

La variabilidad individual recoge la varianza de cada uno de los tipos de interés nacionales. La variabilidad específica es la varianza de los residuos de la ecuación [2].

[#] Indica que la varianza de los residuos es mayor que la varianza de los tipos de interés.

de los tipos de interés (r_{it}) —variabilidad individual— y la de los residuos de la ecuación [2] (ε_i) —variabilidad específica—. Los resultados muestran que la variabilidad individual es mayor que la específica en todos los países, salvo en el caso de Portugal, lo que indica que la variabilidad de los tipos de interés, salvo en ese caso, está explicada en gran parte por la existencia de *shocks* comunes a todos los países⁶.

Componentes principales

Siguiendo a Ford y Laxton (1995) y Helbling y Wescott (1995), se emplea la técnica de las componentes principales para obtener una estimación del tipo de interés real de la UME. Las componentes principales son una técnica multivariante que permite extraer información común a un conjunto de variables. En nuestro caso, se define el tipo de interés

⁵ El efecto país, α_i , se obtiene estimando el coeficiente de una variable ficticia que toma el valor 1 para el país i y 0 en el resto de los casos. El efecto temporal, ρ_t , se obtiene estimando el coeficiente de una variable ficticia que toma el valor 1 en el período t y 0 en el resto de período.

⁶ Un análisis más detallado indica que, excluyendo a Portugal, el tipo de interés del país con un menor porcentaje de variabilidad individual explicada por *shocks* comunes es el de Italia.

CUADRO 3

**TIPO DE INTERES REAL DE LA UME:
COMPONENTES PRINCIPALES**

	Primera CP	Segunda CP	Tercera CP	Cuarta CP
Alemania.....	0,34	-0,34	0,05	0,04
Austria.....	0,36	0,16	0,22	0,34
Bélgica, Luxemburgo.....	0,36	-0,08	0,24	0,09
España.....	0,34	-0,15	-0,30	-0,65
Finlandia.....	0,36	0,09	0,01	0,43
Francia.....	0,37	0,08	0,01	-0,39
Países Bajos.....	0,38	-0,11	0,13	-0,01
Italia.....	0,27	0,42	-0,76	0,28
Portugal.....	0,15	0,79	0,45	-0,18
Varianza.....	0,74	0,87	0,92	0,96

NOTA:

La última fila recoge la varianza acumulada explicada por cada componente principal.

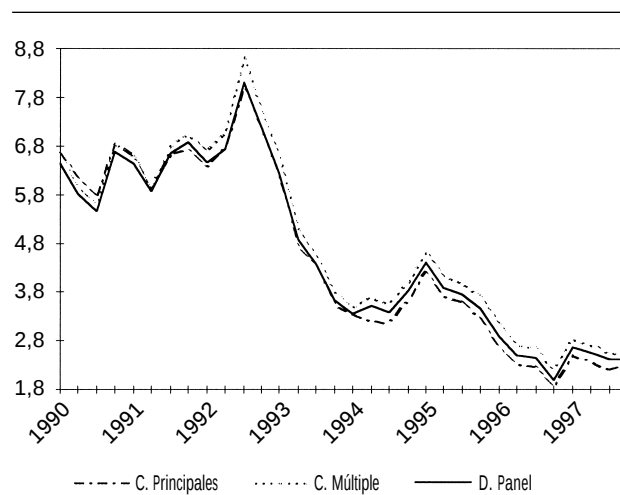
UME como una media ponderada de cada uno de los tipos de interés nacionales con ponderaciones basadas en los factores de carga de la primera componente principal de los tipos de interés nacionales estandarizados. La primera componente explica el 74 por 100 de la variabilidad del tipo de interés real europeo (véase Cuadro 3). Los factores de carga calculados para la primera componente principal nos indican que el peso de la mayoría de los países es muy parecido, salvo en los casos de Portugal e Italia donde son más bajos (por el contrario, el peso de estos países en la segunda componente principal son mayores). Es decir, ambas metodologías (datos de panel y componentes principales) indican que los tipos de interés de Portugal e Italia podrían no seguir la misma evolución o tendencia que la del resto de los países integrantes de la UME.

Cointegración múltiple

En este apartado vamos a estimar el tipo de interés real «global» basándonos en la metodología de Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990) de cointegración múltiple.

GRAFICO 2

**ESTIMACIONES ALTERNATIVAS
DEL TIPO DE INTERES DE LA UME**



FUENTE: Elaboración propia a partir de los datos del Fondo Monetario Internacional.

Si consideramos que r_t es un vector (9 x 1) de variables $I(1)$, podemos construir el siguiente VAR(p):

$$\Delta r_t = \mu + \Gamma_1 \Delta r_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta r_{t-p+1} + \Pi r_{t-p} + u_t \quad [3]$$

donde Δr_t es la primera diferencia de los tipos de interés reales en el período t , $\Pi = \alpha\beta'$ y α y β son matrices (9 x r). Si imponemos la restricción de que existan 8 vectores de cointegración ($r = 8$) en el modelo VAR, obtenemos una tendencia común para los nueve tipos de interés reales (véase Cuadro 4)⁷.

Como se puede apreciar en el Gráfico 2, las tres estimaciones alternativas del tipo de interés real de la UME nos llevan a

⁷ Los ocho vectores de cointegración aparecen recogidos en el Cuadro 4, filas 1-8. Partiendo de esos vectores de cointegración, y siguiendo a KASA (1992) hemos generado el complemento ortogonal de la matriz de los vectores de cointegración (β). Después, imponemos una restricción de normalización sobre el tipo de interés real global tal que la suma de las ponderaciones de todos los países sea la unidad. La ponderación de cada uno de los países de la UME en el tipo de interés real aparece en la última fila del Cuadro 4 (R_t).

CUADRO 4

TIPO DE INTERES REAL DE LA UME VECTORES DE COINTEGRACION

	Alemania	Austria	Bélgica, Luxemburgo	España	Finlandia	Francia	Países Bajos	Italia	Portugal
1	-1	0,2481	-1,252	0,71	-1,1	-0,58	2,33	0,071	0,77
2	-1	-0,714	-1,26	0,60	1,44	1,91	-0,97	-0,67	-0,57
3	-1	-1,194	0,645	0,34	0,72	-1,38	1,18	-0,11	0,43
4	-1	-2,264	2,7543	0,49	-0,081	-1,26	0,49	0,82	-0,64
5	-1	1,15	0,66	2,68	0,56	0,47	-3,71	-2,34	0,68
6	-1	3,10	-1,02	0,001	2,40	2,93	-6,87	-0,22	-0,99
7	-1	1,36	0,347	-0,18	-0,32	0,86	-0,73	-0,26	-0,04
8	-1	0,89	-0,57	0,841	0,58	-0,54	-0,17	-0,4	-0,02
β	1	1,05	1,23	1,71	1,73	1,48	1,13	1,7	1,33
R_p	0,08	0,085	0,1	0,1383	0,14	0,12	0,09	0,14	0,11

NOTA:

La última fila recoge la ponderación de cada uno de los países UME en la tendencia común y β es el complemento ortogonal de la matriz de vectores de cointegración.

resultados muy parecidos (los coeficientes de correlación entre cada una de las estimaciones son 0,99).

Una vez estimado el tipo de interés asociado a la UME, se lleva a cabo un análisis de convergencia para determinar hasta qué punto las estimaciones del tipo de interés realizadas nos sirven para recoger el comportamiento conjunto de todos los tipos de interés de la UME, ya que si éstos presentan un comportamiento muy dispar, difícilmente podrá una única variable recoger la evolución de todos ellos⁸. Los resultados sugieren que hay evidencia para rechazar la hipótesis de convergencia en tipos de interés para el conjunto de países de la UME. Este resultado coincide con los encontrados en los apartados anteriores donde se muestra que países como Portugal e Italia no se comportan como el resto de la UME.

Resumiendo, se pueden mencionar tres resultados en relación al grado de integración financiera dentro de la UME. En primer lugar, hay diferencias entre los tipos interés nacionales, las cua-

les podrían reflejar las primas de riesgo de cada uno de los países, ya que las desviaciones son negativas en los países que presentan una mayor estabilidad de precios y son positivas para los países con tasas de inflación mayores. En segundo lugar, no hay una tendencia común que recoja el movimiento conjunto de los tipos de interés de todos los países miembros. Y finalmente, aunque de acuerdo con el resultado anterior no podemos decir que existe un proceso de convergencia a un único tipo de interés, sí existe un cierto grado de integración financiera en el área de la UME en cuanto que una gran parte de la variabilidad de cada uno de los tipos de interés (excepto en el caso de Portugal, y en menor medida Italia) es común a todos los países de la UME.

¿Qué país no europeo afecta al tipo europeo?

En este apartado vamos a estudiar qué país no europeo (EE UU o Japón) determina el comportamiento del tipo de interés asociado a la UME⁹.

⁸ Basándonos en la metodología de JOHANSEN (1988) y JOHANSEN y JOSELIUS (1990) comprobamos si hay una tendencia estocástica común entre los tipos de interés de la UME. Esto es, en la ecuación [3] contrastamos la hipótesis $\Pi = \alpha\beta'$ donde α y β son matrices (9 x 8), utilizando dos contrastes: el contraste del autovalor máximo y el de la traza. Los resultados sugieren que el número de vectores de cointegración es en ambos casos menor que ocho, lo cual nos indica que no existe evidencia clara sobre una tendencia común. Los resultados, aunque no se muestran en el texto, están disponibles por parte de los autores.

⁹ El tipo de la UME presenta una correlación positiva con los EE UU (el coeficiente de correlación es cercano a 0,8) y negativa para el caso japonés (con un coeficiente cercano a -0,5), mientras que la relación entre el tipo norteamericano y japonés es también negativa (el coeficiente de correlación es de -0,29).

En primer lugar, se han aplicado los contrastes de cointegración para comprobar si existe una tendencia común a las tres áreas, rechazando en todos los casos la existencia de una única tendencia común. Alternativamente, y a consecuencia de la poca robustez de la estimación del tipo de interés de la UME debido a la no existencia de una tendencia única entre los tipos de interés de los países miembros, se ha contrastado la existencia de cointegración bivalente entre los tipos de interés de EE UU y Japón con cada uno de los tipos de interés de estos países. En este caso, sólo se encuentra evidencia a favor de cointegración para el caso Alemania-EE UU.

En segundo lugar, se estudia el grado de variabilidad común entre los tipos de interés de la UME. Los resultados que aparecen en el Cuadro 5 se obtienen a partir de un modelo de datos de panel estimando el tipo de interés global para todos los países (UME, EE UU y Japón).

Los resultados obtenidos sugieren que los tipos de interés en EE UU y Japón presentan desviaciones negativas, es decir, estos tipos de interés son más reducidos que los tipos de interés de los países miembros de la UME. En cuanto a la variabilidad conjunta, la variabilidad explicada por los *shocks* comunes cuando se tiene en cuenta a EE UU y Japón es sólo menor para el caso de Alemania y Austria. Este resultado puede explicar por qué hay una relación de cointegración entre el tipo de interés alemán y el tipo de EE UU.

5. Conclusiones

En este artículo se analiza el grado de integración financiera dentro de la UME, a partir de las relaciones entre los tipos de interés de los países miembros. Además, y con objeto de determinar el nivel de interdependencia económica o financiera entre las zonas de EE UU, Japón y la UME, se estudia qué tipo de interés —el norteamericano o el japonés— tiene una mayor influencia sobre el tipo de interés asociado a la UME. Para ello, en primer lugar, estimamos un tipo de interés real para el conjunto de los países miembros de la UME y, posteriormente, comprobamos qué país no europeo conduce al tipo

CUADRO 5
TIPO DE INTERES GLOBAL
(UME, EE UU, JAPON)

	Primas (α_i)	Variabilidad individual	Variabilidad específica	Correlación con tipo global
Alemania	-0,812	2,78	0,62 [#]	0,88
Austria	-0,817	3,35	0,50 [#]	0,93
Bélgica, Luxemburgo.	0,067	4,01	0,63	0,93
España.....	1,512	5,14	1,43	0,87
Finlandia.....	1,590	8,60	2,46	0,94
Francia	0,816	4,90	0,86	0,94
Países Bajos.....	-0,555	4,76	0,56	0,98
Italia	1,557	3,19	1,81	0,68
Portugal	1,081	3,86	3,75 [#]	0,41
Japón.....	-2,10	1,39	5,49	-0,47
EE UU	-2,29	3,44	1,13	0,82

NOTAS:

[#] Indica que la varianza de los residuos del país es menor en este caso que cuando el análisis se llevó a cabo con los países miembros de la UME. La variabilidad individual recoge la varianza de cada uno de los tipos de interés nacionales. La variabilidad específica es la varianza de los residuos de la ecuación [2].

de interés de la UME. Los resultados del análisis anterior nos lleva a las siguientes conclusiones.

En primer lugar, y en relación al grado de integración financiera dentro de la UME, las diferencias entre los tipos de interés reales de los países miembros de la Unión Europea sugieren que la hipótesis de la paridad de los tipos de interés no se cumple. En concreto, España, Finlandia, Países Bajos, Italia y Portugal presentan desviaciones positivas mientras que las correspondientes a Alemania y Austria son negativas. De acuerdo con la teoría económica, estas diferencias pueden deberse a los costes de transacción, las barreras comerciales, las primas de riesgo en los mercados financieros o la existencia de bienes no comerciales. A pesar de esas diferencias, encontramos que existe un alto grado de integración financiera dentro de este área cuando analizamos los coeficientes de correlación de los tipos de interés. Además, los resultados indican que una gran parte de la variabilidad de los tipos de interés de cada país (excepto en los casos de Portugal y, en menor medida, Italia) es común a todos los países, lo cual

refleja que existe un cierto grado de integración financiera. Sin embargo, los resultados obtenidos no son consistentes con la existencia de una tendencia común para todos los países de la UME, lo que indica que pueden distinguirse distintos grupos de países dentro de la UME cuando tenemos en cuenta el comportamiento de sus tipos de interés.

En segundo lugar, los resultados en cuanto a qué país no europeo conduce al tipo de la UME son los siguientes. Hay diferencias entre los tipos de interés de las tres áreas analizadas (UME, EE UU y Japón). En concreto, los tipos de interés reales son más bajos en EE UU y en Japón que en la zona europea a lo largo del período 1990-1997. En cuanto a la variabilidad conjunta de los tipos de interés de las tres áreas consideradas, los resultados indican que la variabilidad no explicada por los *shocks* comunes a las tres áreas es mayor que la explicada por los *shocks* comunes a los países de la UME en todos los países integrantes de la Unión Europea, salvo en los casos de Alemania y Austria. Además, cuando la integración se define como la presencia de tendencias comunes en los tipos de interés reales, rechazamos la hipótesis en todos los casos excepto para Alemania-EE UU. Sin embargo, como Alemania puede considerarse un tipo de interés de referencia para el resto de países de la zona UME, este último resultado podría indicar que hay un alto grado de integración financiera entre EE UU y la UME. Pero no podemos decir lo mismo respecto al tipo de interés de Japón, ya que no hay evidencia de cointegración con ningún país miembro de la UME.

Referencias bibliográficas

- [1] ARTIS, M. y ZHANG, W. (1998): «The Linkage of Interest Rates within the EMS», *Weltwirtschaftliches Archiv*, 134, 1, páginas 117-132.
- [2] BARRO, R. J. (1992): «World Interest Rates and Investment», *Scandinavian Journal of Economics*, 94, páginas 323-342.
- [3] BARRO, R. J. y SALA-I-MARTIN, X. (1990): «World Real Interest Rates», en O. J. BLANCHARD y S. FISHER (ed), *NBER Macroeconomics Annual 1990*, Cambridge, Massachusetts: MIT Press.
- [4] BRUNNER, A. D. y KAMINSKY, G. L. (1994): «World Interest Rates: Do Fiscal and Monetary Policies Matter After All?», *US Board of Governors of the Federal Reserve System*.
- [5] DE GRAUWE, P. (1989): «Is the European Monetary System a DM-zone?», *CEPR WP* 297.
- [6] FORD, R. y LAXTON, D. (1995): «World Public Debt and Real Interest Rates», *IMF Working Paper* 95/30.
- [7] FRATIANNI, M. y VON HAGEN, J. (1990): «The European Monetary System Ten Years After», *Carnegie Rochester Conference Series*, 32, páginas 173-241.
- [8] GAGNON, J. E. y UNFERTH, M. D. (1995): «Is There a World Interest Rate?», *Journal of International Monetary and Finance*, 14, páginas 845-856.
- [9] HELBLING, T. y WESCOTT, R. (1995): «The Global Interest Rate», *IMF, Staff Studies for the World Economic Outlook*, páginas 28-51.
- [10] HOLMES, H. P. y PENTECOST, E. J. (1996): «Changes in the Degree of Financial Integration within the European Community in the 1980s. Some Econometric Test», *Journal of Economic Studies*, 23, páginas 4-17.
- [11] JOHANSEN, S. (1988): «Statistical Analysis of Cointegrating Vectors», *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, páginas 231-254.
- [12] JOHANSEN, S. y JOSELIUS, K. (1990): «Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration: With Applications to the Demand for Money», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, páginas 169-210.
- [13] KARFAKIS, C. J. y MOSCHOS, D. C. (1990): «Interest Rate Linkages within the European Monetary System: A Time Series Analysis», *Journal of Money, Credit and Banking*, 3, páginas 388-394.
- [14] KASA, K. (1992): «Common Stochastic Trends in International Stocks Markets», *Journal of Monetary Economics*, 29, páginas 95-124.
- [15] KATSIMBRIS, G. M. y MILLER, S. M. (1993): «Interest Rate Linkages within the European Monetary System: Further Analysis», *Journal of Money, Credit and Banking*, 25, páginas 771-779.
- [16] KIRCHGÄSSNER, G. y WOLTERS, J. (1995): «Interest Rate Linkages in Europe Before and After the Introduction of the European Monetary System», *Empirical Economics*, 20, páginas 435-454.
- [17] KOEDIJK, K. y KOOL, C. (1992): «Dominant Interest and Inflation Differentials within the EMS», *European Economic Review*, 36, páginas 925-43.
- [18] KOEDIJK, K.; KOOL, C. y KROES, T. (1994): «Changes in World Real Interest Rates and Inflationary Expectations», *Weltwirtschaftliches Archiv*, 130, páginas 712-29.
- [19] KNOT, K. (1995): «On the Determination of Real Interest Rate in Europe», *Empirical Economics*, 20, páginas 479-500.
- [20] PAIN, D. y THOMAS R. (1997): «Real Interest Rate Linkages: Testing for Common Trends and Cycles», *Bank of England* 97-23.
- [21] THROOP, A. (1994): «International Financial Market Integration and Linkages of National Interest Rates», *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review*, 3, páginas 3-18.