



## ARTÍCULO

# La diversificación del riesgo en los mercados de deuda pública de la zona euro

Juncal Cuñado<sup>a</sup> y Marta Gómez-Puig<sup>b,\*</sup>

<sup>a</sup>Departamento de Economía, Universidad de Navarra, Pamplona, España

<sup>b</sup>Departamento de Teoría Económica, Universidad de Barcelona y RFA-IREA, España

Recibido el 1 de diciembre de 2010; aceptado el 1 de febrero de 2011

### CÓDIGOS JEL

E44;  
F36;  
G15

### PALABRAS CLAVE

Integración monetaria;  
Mercados de deuda pública;  
Diversificación del riesgo;  
Cointegración

### JEL CLASSIFICATION

E44;  
F36;  
G15

### KEYWORDS

Monetary integration;  
Public debt markets;  
Risk diversification;  
Cointegration

**Resumen** El objetivo de este trabajo es el análisis del impacto de la unión monetaria en las oportunidades de diversificación del riesgo de las carteras de deuda pública en la zona euro. Para ello, se examina la existencia de tendencias comunes en la evolución de la rentabilidad a diez años de los países de la UE-15 durante el período 1994-2008. A pesar de que se encuentra evidencia a favor de la cointegración múltiple, los resultados apoyan la existencia de más de una tendencia entre las rentabilidades a largo plazo de los países de la UE-15. Además, cuando se centra el análisis en los países de la zona euro, aunque la interdependencia aumenta, se sigue rechazando la existencia de una única tendencia común. Estos resultados tienen importantes implicaciones para los inversores en términos de sus posibilidades de diversificar el riesgo en un contexto de una moneda única.

© 2010 Asociación Cuadernos de Economía. Publicado por Elsevier España, S.L. Todos los derechos reservados.

### Risk diversification in public debt markets in the eurozone

**Abstract** The aim of this study is to analyze the impact that the monetary union has had on risk diversification opportunities in European public debt markets. We examine the common trends in the evolution of daily 10-year yields in EU-15 countries during 1994-2008. Despite finding evidence in favor of multiple cointegration, the results support the existence of more than one trend between long-term EU-15 sovereign yields. Furthermore, when we focus our analysis on the eurozone, although interdependency increases, we can still reject the existence of a single common trend. These results have important implications for investors in terms of their risk diversification possibilities in a single currency context.

© 2010 Asociación Cuadernos de Economía. Published by Elsevier España, S.L. All rights reserved.

\*Autor para correspondencia.

Correo electrónico: marta.gomezpuig@ub.edu (M. Gómez-Puig).

## 1. Introducción

El inicio de la Unión Económica y Monetaria (UEM) vino acompañado por importantes cambios en los mercados de deuda pública de la zona euro (véase Danthine et al., 2001, y el estudio del Banco Internacional de Pagos de 2001 [Bank for International Settlements, 2001]). Con anterioridad a la introducción del euro, los diferenciales de rentabilidad entre los prestatarios europeos estaban determinados fundamentalmente por cuatro factores: las expectativas acerca de la fluctuación de los tipos de cambio, y las diferencias en la regulación fiscal, en el riesgo de crédito y en la liquidez de los mercados. La eliminación del riesgo de cambio en enero de 1999 y la supresión (o reducción hasta niveles insignificantes) de las diferencias fiscales durante la década de los noventa eliminaron dos de los anteriores factores y abonaron el terreno para el desarrollo de un mercado de deuda pública mucho más integrado y competitivo.

La integración financiera es uno de los objetivos primordiales que persiguen las autoridades monetarias europeas debido a la relevancia de sus implicaciones. Algunas de ellas son su contribución al crecimiento económico, a la desaparición de las barreras comerciales, a una asignación más eficiente del capital entre las diferentes oportunidades de inversión y de consumo, y al aumento en la competitividad y en el funcionamiento de la disciplina de los mercados. Adicionalmente, un sólido e integrado sistema financiero facilita el buen funcionamiento del mecanismo de transmisión monetaria del Banco Central Europeo (BCE) y es susceptible de favorecer una mejor absorción de eventuales *shocks* financieros por parte de las diferentes economías. No obstante, también existen algunas voces críticas ante el citado proceso de integración. Un potencial aumento del contagio entre mercados o una eventual disminución de las oportunidades de diversificación del riesgo por parte de los inversores privados son algunos de los argumentos más comúnmente utilizados en este sentido.

En este contexto, el objetivo de este trabajo es estudiar el impacto de la introducción de la moneda única en la integración de los mercados de deuda pública de la UE-15 desde la perspectiva de la formación de carteras por parte de los inversores. Es decir, el propósito es analizar si la unión monetaria se ha traducido en una disminución de las posibilidades de diversificación del riesgo en las carteras de los inversores europeos. Diferentes posibilidades de formación de carteras pueden ser objeto de estudio: inversión en activos domésticos frente a activos exteriores, inversión en activos de renta fija frente a inversión en activos de renta variable, o inversión en activos de renta fija pública frente a activos de renta fija privada, entre ellos. Adjaouté y Danthine (2004) analizan las posibilidades de diversificar el riesgo tras la introducción del euro en las carteras formadas únicamente por activos de renta variable. Este trabajo se centra, no obstante, en las carteras formadas por activos de renta fija pública doméstica o exterior en el contexto de los países que integran la UE-15.

El análisis se extiende un período de diez años más allá del inicio de la Unión Monetaria Europea (UME) en enero de 1999. Es decir, no se incluye en el análisis los años 2009 y 2010, con el fin de aislar los resultados de la influencia de la presente crisis en los mercados de deuda pública europeos.

Y es que, en el actual escenario de crisis financiera, pocos dudan de que la integración de los mercados de deuda sea perfecta. De hecho, una de las consecuencias de la actual crisis ha sido la acentuación de las diferencias de riesgo de solvencia de los distintos emisores que se ha trasladado a un notable aumento de los diferenciales de rentabilidad frente a Alemania. Sin embargo, esta percepción no era tan obvia durante los años de estabilidad que precedieron a la crisis, ya que la eliminación, con la introducción de la moneda única, de dos de los principales factores determinantes de los diferenciales de rentabilidad entre las emisiones provocó durante un muy prolongado período de tiempo una importante disminución de los mismos, al tiempo que las rentabilidades convergían con los valores ofrecidos por los mercados alemanes.

No obstante lo anterior, es justo señalar que, incluso antes del inicio de la crisis financiera global, la segmentación entre los mercados de deuda pública de la UEM no había desaparecido completamente. Un ejemplo de esta segmentación era la persistencia (aun a pesar de su disminución) de diferenciales de rentabilidad positivos (véase Gómez-Puig, 2006 y 2008) como se muestra en la figura 1. De hecho, en 2011 la gestión de la deuda pública en la zona euro todavía está descentralizada bajo la responsabilidad de doce emisores soberanos distintos, con diferencias en su calificación por parte de las agencias especializadas, en su riesgo de solvencia, en el tamaño de su mercado y en su liquidez, y que presentan diversas técnicas de emisión. Estos elementos implican que el mercado de deuda pública europeo (muy lejos de las expectativas iniciales) todavía dista mucho de ser un mercado único como el mercado estadounidense o japonés.

En este trabajo se aplican técnicas de análisis de series temporales con la finalidad de detectar la existencia de tendencias comunes en el comportamiento de las rentabilidades diarias de las emisiones a diez años de los países de la UE-15<sup>1</sup> (tanto en el caso de aquellos países integrantes del euro como de aquellos tres que no participan en el mismo), durante el período 1994-2008, mediante la utilización de técnicas de cointegración múltiple. El objetivo es valorar si, tras la introducción del euro, los inversores pueden beneficiarse todavía de la posibilidad de diversificar el riesgo en sus carteras de renta fija pública en el seno de la UME. La esencia de la cointegración es que las series no pueden desviarse sustancialmente una de otra, ya que existe una relación a largo plazo entre las mismas y pueden expresarse en forma de un modelo de corrección de error. Por definición, las variables cointegradas presentan tendencias estocásticas comunes. Por consiguiente, desde el punto de vista del inversor, los mercados cointegrados tendrán posibilidades de diversificación limitadas<sup>2</sup>.

Hasta donde llega nuestro conocimiento, este es el primer trabajo empírico que analiza la interrelación de las rentabilidades de las emisiones de deuda pública soberanas en los

1. Este trabajo únicamente se centra en los quince países que conformaban la UE (UE-15) con anterioridad a las ampliaciones de 2004 y 2007.

2. El requisito de compartir factores estocásticos comunes por parte de aquellos activos que están integrados desde un punto de vista económico es una definición alternativa de cointegración, tal como señalan Chen y Knez (1995).

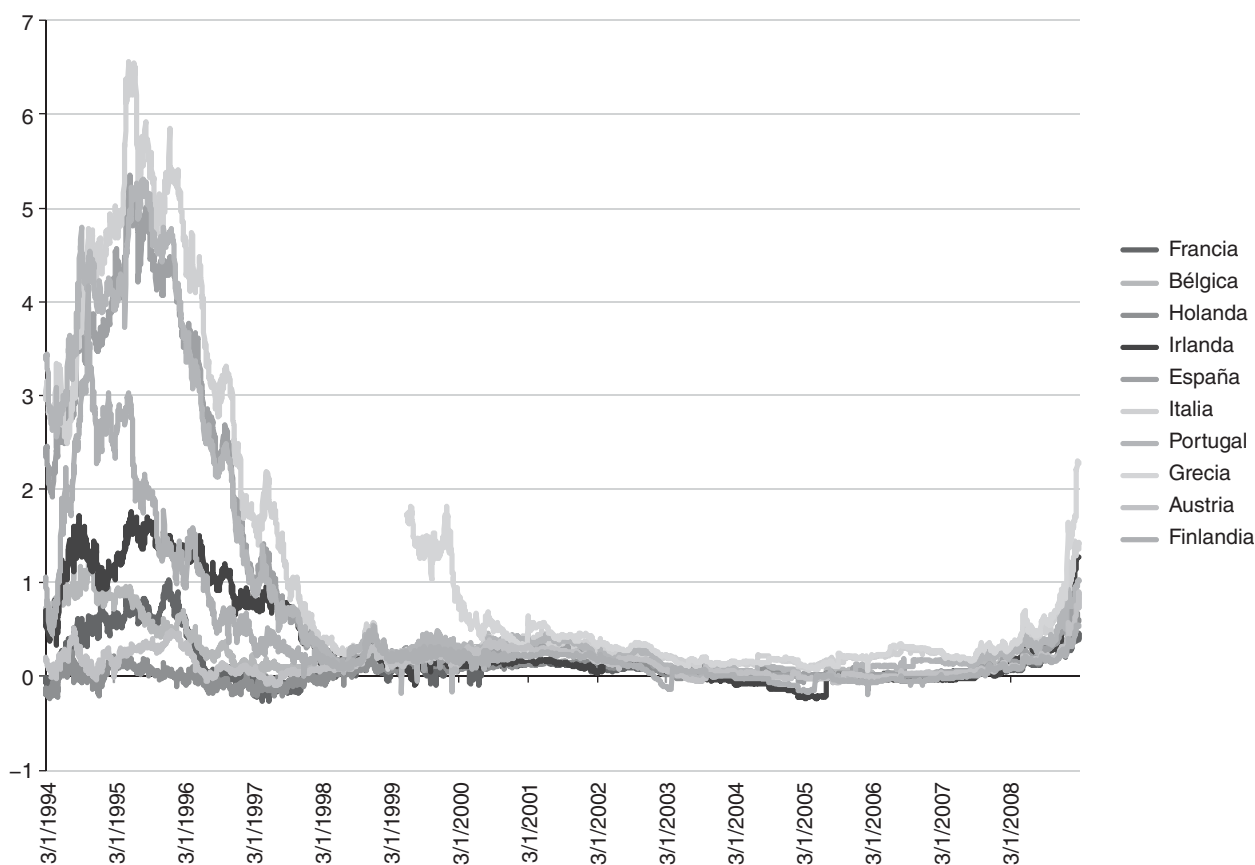


Figura 1 Rentabilidades a 10 años, países de la zona euro: 1994-2008.

países de la UE-15, durante un período de quince años (cinco antes de la introducción del euro, y diez después de esa fecha), desde la perspectiva de la formación de carteras de los inversores. El resto del trabajo se organiza de la siguiente forma. La sección 2 presenta un resumen de la literatura. El análisis empírico se explica en la sección 3; la sección 4 presenta los resultados y, finalmente, la sección 5 resume las principales conclusiones.

## 2. Literatura

A diferencia de la amplia literatura existente sobre las interrelaciones en los mercados de renta variable (véase Bessler y Yang, 2003, entre otros), existen pocos trabajos empíricos acerca de las interrelaciones que presentan las rentabilidades de los activos en los mercados de renta fija. Además, los pocos trabajos que han analizado esta temática se han centrado, bien en los mercados de los países emergentes, donde una cuestión que ha sido objeto de estudio ha sido la influencia relativa de las variables fundamentales en el comportamiento de las rentabilidades de los activos (véase Cifarelli y Paladino, 2006), bien en la transmisión de la volatilidad entre los mercados internacionales de bonos (véase Cappiello et al., 2003; Christiansen, 2003, o Skintzi y Refenes, 2006, entre otros).

Escasa literatura ha investigado las interrelaciones de los mercados de renta fija en el contexto de la UE-15. Esta lite-

ratura incluye: Geyer et al. (2004), Gómez-Puig (2009a y 2009b) o Pagano y Von Thadden (2004). Finalmente, cabe destacar algunos trabajos que han analizado la integración financiera explotando las implicaciones de los modelos de valoración de activos. Los trabajos de Barr y Priestley (2004), de Hardouvelis et al. (2006 y 2007) y de Abad et al. (2010) se sitúan en esta línea.

No obstante, el objetivo y la metodología que se utilizan en el presente trabajo difieren completamente de la anterior literatura. En particular, más de diez años después de la introducción del euro, en este artículo se examinan las interrelaciones entre las rentabilidades a largo plazo de la deuda pública con el objetivo de analizar si la moneda única ha eliminado o permite todavía la posibilidad de obtención de beneficios mediante la diversificación del riesgo en los mercados de deuda pública de la UE-15 (incluyendo tanto los países pertenecientes al euro como aquellos que no forman parte del mismo) gracias a la utilización de técnicas multivariantes de análisis de series temporales. Las técnicas de cointegración han sido ampliamente utilizadas en la literatura para analizar las interrelaciones y los vínculos existentes en los mercados internacionales de bonos (véase Ilmanen, 1995, o Clare et al., 1995, entre otros). Sin embargo, un análisis de cointegración con el objetivo de analizar la integración de los mercados de deuda pública de la UE-15 que sirva para examinar las posibilidades de diversificar el riesgo en ese contexto todavía no ha sido desarrollado.

### 3. Análisis empírico

La muestra está integrada por las rentabilidades diarias a diez años de todos los países de la UE-15, con la excepción de Luxemburgo (tiene un mercado de deuda pública de un tamaño muy pequeño)<sup>3</sup>. Los datos se han obtenido de Datastream y corresponden a la emisión "on the run" (*benchmark*) para cada mercado en cada momento del tiempo (los datos se corresponden a las rentabilidades al cierre del mercado)<sup>4</sup> y abarcan el período enero 1994-diciembre 2008. Por consiguiente, se incluye información acerca del comportamiento diario de las rentabilidades durante los cinco años previos al inicio de la unión monetaria y los diez años posteriores a esa fecha. Las figuras 1 y 2 muestran la evolución temporal de las rentabilidades a diez años para los países de la UE-15 pertenecientes y no pertenecientes a la UME, respectivamente.

3. Debido al hecho de que Grecia no se adhirió a la unión monetaria hasta enero de 2001, primero se presentan los resultados excluyendo a este país del análisis. Posteriormente, aparecen los resultados incluyendo Grecia en el análisis.

4. Datastream crea series continuas de rentabilidades tomando en cada momento del tiempo la emisión que es *benchmark* en el mercado. En el momento en que hay un cambio de la emisión *benchmark*, los datos corresponden a esta nueva emisión a partir del primer día del mes.

#### 3.1. Contrastes de raíces unitarias

Para determinar el orden de integración de cada una de las variables, se aplica el contraste de raíces unitarias de Dickey-Fuller Ampliado<sup>5</sup> (ADF). Los resultados del análisis anterior presentan evidencia que apoya la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria en todas las series de rentabilidades (véase la tabla 1). Adicionalmente, cuando los contrastes ADF se aplican a las primeras diferencias de las rentabilidades a diez años, hay evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria, sugiriendo que las rentabilidades a diez años siguen procesos I (1).

#### 3.2. Cointegración múltiple

En este apartado, se examina la cointegración múltiple con la técnica propuesta por Johansen y Juselius (1990), es decir, se analiza si las diferentes series comparten una misma tendencia común.

Se inicia el análisis considerando un vector autorregresivo de orden  $p$ :

5. Otros enfoques alternativos para analizar la existencia de raíces unitarias son Phillips y Perron (1988), Kwiatkowski et al. (1992) y, recientemente, Ng y Perron (2001). Los resultados de estos test están disponibles si se requieren.

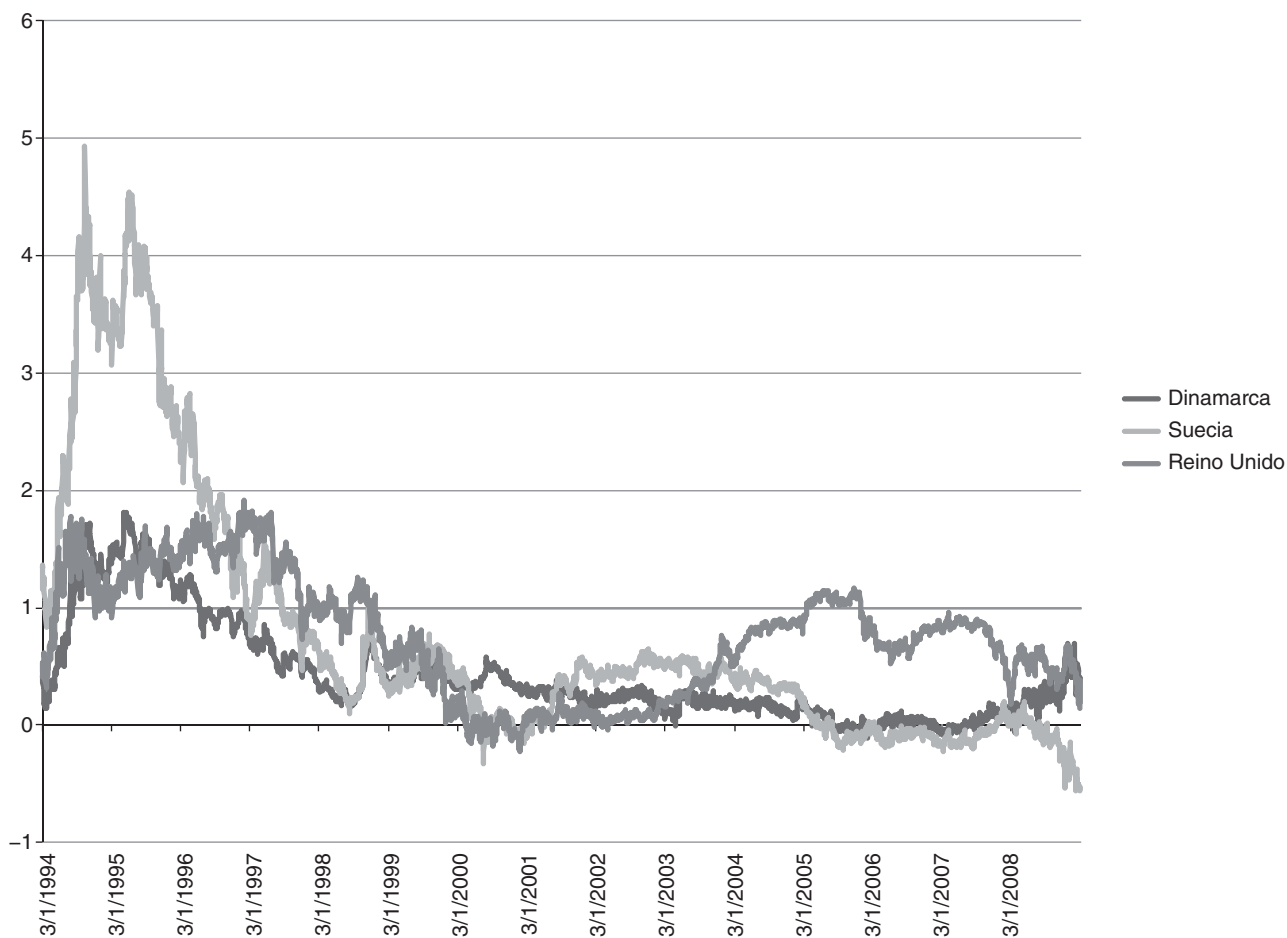


Figura 2 Rentabilidades a 10 años, países no pertenecientes al euro: 1994-2008.

$$y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + Bx_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Donde  $y_t$  es un vector de  $k$  variables no estacionarias I (1);  $x_t$ , un vector de variables determinísticas, y  $\varepsilon_t$ , un vector de innovaciones. La ecuación anterior puede reescribirse de la siguiente manera:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + Bx_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

donde

$$\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I \quad (4)$$

y

$$\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^p A_j \quad (5)$$

En esencia, el enfoque de Johansen-Juselius implica la determinación del rango de una matriz de vectores de cointegración. Esta técnica genera dos estadísticos de interés fundamental: el “estadístico de la traza” y el “estadístico del autovalor máximo”.

El estadístico de la traza correspondiente a la hipótesis nula de  $r$  vectores de cointegración se define:

$$LR_{TR}(r|k) = -\sum_{i=r+1}^k \log(1 - \lambda_i) \quad (6)$$

Donde  $\lambda_i$  es el  $i$ -ésimo máximo autovalor de  $\Pi$ ;  $r$ , el número de relaciones de cointegración, y  $T$ , el número de observaciones. El estadístico del autovalor máximo correspondiente a la hipótesis nula de  $r$  vectores de cointegración se expresa:

$$LR_{max}(r|r+1) = -T \log(1 - \lambda_{r+1}) \quad (7)$$

#### 4. Resultados

Los resultados del análisis de cointegración múltiple se presentan en las tablas 2 y 3 para la muestra completa de países, y en las tablas 4 y 5, para los países de la zona euro<sup>6</sup>. Al igual que los anteriores análisis, los test de cointegración han sido realizados para el período completo y para cada uno de los dos subperíodos.

Las principales conclusiones que se desprenden de los resultados presentados en las citadas tablas pueden resumirse de la siguiente manera: 1) el número de vectores de cointegración para el primer período es inferior (3 o 4 dependiendo del estadístico utilizado) que para el segundo subperíodo, implicando que el grado de cointegración o interdependencia entre las rentabilidades a largo plazo es inferior durante el período anterior a 1999; 2) el número de vectores de cointegración en el primer subperíodo es el mismo cuando se analizan únicamente los países de la zona euro (tabla 4) o todos los países de la UE-15 (tabla 2), sugiriendo que la in-

**Tabla 1** Contrastes de raíces unitarias (Dickey-Fuller Ampliados)

	Orden de integración de los rendimientos de los bonos		
	Sin regresores	Con constante	Con constante y tendencia
<i>Primer subperíodo, 3/1/1994-31/12/1998</i>			
Alemania	-0,95	0,41	-3,30 <sup>a</sup>
Austria	-1,03	0,55	-3,51 <sup>b</sup>
Bélgica	-1,09	0,50	-4,02 <sup>b</sup>
Dinamarca	-0,77	0,18	-3,48 <sup>b</sup>
España	-1,17	0,66	-3,30 <sup>a</sup>
Finlandia	-0,91	0,13	-3,58 <sup>b</sup>
Francia	-0,80	0,25	-3,80 <sup>b</sup>
Gran Bretaña	-0,68	0,29	-3,40 <sup>a</sup>
Grecia	—	—	—
Irlanda	-1,03	0,78	-3,54 <sup>b</sup>
Italia	-1,12	0,56	-2,95
Holanda	-0,85	0,26	-3,67 <sup>b</sup>
Portugal	-1,58	1,01	-3,02
Suecia	-0,81	0,22	-3,78 <sup>b</sup>
<i>Segundo subperíodo, 1/1/1999-31/12/2008</i>			
Alemania	-0,59	-1,12	-2,52
Austria	-0,39	-1,46	-2,50
Bélgica	-0,35	-1,42	-2,43
Dinamarca	-0,59	-1,18	-2,54
España	-0,31	-1,47	-2,49
Finlandia	-0,46	-1,35	-2,50
Francia	-0,46	-1,51	-2,72
Gran Bretaña	-0,66	-1,54	-2,37
Grecia	-0,62	-1,55	-0,89
Holanda	-0,41	-1,46	-2,59
Irlanda	-0,14	-1,64	-2,27
Italia	-0,10	-1,79	-2,47
Portugal	-0,28	-1,57	-2,44
Suecia	-0,80	-0,51	-2,49
<i>Período completo, 3/1/1994-31/12/2008</i>			
Alemania	-1,14	-0,77	-2,46
Austria	-1,03	-1,04	-2,29
Bélgica	-1,14	-1,03	-1,97
Dinamarca	-1,04	-0,76	-2,37
España	-1,40	-0,92	-1,22
Finlandia	-1,17	-0,93	-1,78
Francia	-0,95	-0,92	-2,43
Gran Bretaña	-1,00	-0,55	-2,49
Grecia	—	—	—
Holanda	-0,93	-1,05	-2,53
Irlanda	-1,00	-1,00	-1,64
Italia	-1,38	-1,01	-1,03
Portugal	-1,93 <sup>a</sup>	-1,16	-0,85
Suecia	-1,26	-0,36	-1,92

<sup>a</sup> y <sup>b</sup> indican que se puede rechazar la hipótesis nula de que existen  $r$  vectores de cointegración a los niveles de significación del 10 y del 5%. Los valores críticos utilizados provienen de MacKinnon et al. (1999).

6. Las tablas 2 y 4 no incluyen a Grecia en el análisis, mientras que los resultados que sí incluyen a este país se muestran en las tablas 3 y 5.

**Tabla 2** Contrastes de cointegración múltiple de Johansen

Rango	Autovalor	Estadístico de la traza	Estadístico de autovalor máximo
<i>Primer subperíodo. 3/1/1994-31/12/1998</i>			
0	0,079	529,91	107,55
$r \leq 1$	0,064	422,36 <sup>a</sup>	85,81 <sup>a</sup>
$r \leq 2$	0,054	336,55 <sup>a</sup>	72,22 <sup>a</sup>
$r \leq 3$	0,045	264,34 <sup>a</sup>	59,41
$r \leq 4$	0,032	204,93 <sup>b</sup>	42,60
$r \leq 5$	0,028	162,33	37,58
$r \leq 6$	0,025	124,75	33,60
$r \leq 7$	0,022	91,15	29,00
$r \leq 8$	0,017	62,15	21,81
$r \leq 9$	0,014	40,35	18,64
$r \leq 10$	0,010	21,71	13,73
$r \leq 11$	0,004	7,98	5,07
$r \leq 12$	0,002	2,91	2,91
<i>Segundo subperíodo. 1/1/1999-31/12/2008</i>			
0	0,122	1.100,656	340,09
$r \leq 1$	0,071	760,57 <sup>a</sup>	191,90 <sup>a</sup>
$r \leq 2$	0,049	568,67 <sup>a</sup>	131,11 <sup>a</sup>
$r \leq 3$	0,044	437,56 <sup>a</sup>	116,76 <sup>a</sup>
$r \leq 4$	0,033	320,80 <sup>a</sup>	86,43 <sup>a</sup>
$r \leq 5$	0,024	234,37 <sup>a</sup>	63,30 <sup>a</sup>
$r \leq 6$	0,019	171,07 <sup>a</sup>	51,00 <sup>a</sup>
$r \leq 7$	0,015	120,07 <sup>a</sup>	39,91 <sup>b</sup>
$r \leq 8$	0,013	80,16 <sup>a</sup>	35,39 <sup>a</sup>
$r \leq 9$	0,009	44,77	24,12
$r \leq 10$	0,006	20,66	15,36
$r \leq 11$	0,002	5,30	4,00
$r \leq 12$	0,001	1,30	1,30
<i>Período completo. 3/1/1994-31/12/2008</i>			
0	0,049	911,15	195,70
$r \leq 1$	0,040	715,45 <sup>a</sup>	160,40 <sup>a</sup>
$r \leq 2$	0,032	555,05 <sup>a</sup>	128,03 <sup>a</sup>
$r \leq 3$	0,031	427,02 <sup>a</sup>	121,38 <sup>a</sup>
$r \leq 4$	0,020	305,64 <sup>a</sup>	80,12 <sup>a</sup>
$r \leq 5$	0,016	255,52 <sup>a</sup>	61,19 <sup>a</sup>
$r \leq 6$	0,014	164,33 <sup>a</sup>	53,97 <sup>a</sup>
$r \leq 7$	0,011	110,36 <sup>a</sup>	43,28 <sup>a</sup>
$r \leq 8$	0,008	67,08	32,82 <sup>b</sup>
$r \leq 9$	0,004	34,26	17,40
$r \leq 10$	0,002	16,86	7,49
$r \leq 11$	0,002	9,36	7,10
$r \leq 12$	0,001	2,27	2,27

<sup>a</sup> y <sup>b</sup> indican que se puede rechazar la hipótesis nula de que existen  $r$  vectores de cointegración a los niveles de significación del 10 y del 5%.

terdependencia antes obtenida se limita a los países de la UME, mientras que las rentabilidades de los países no pertenecientes a la misma no comparten una tendencia común con el resto de las rentabilidades; 3) la supresión del riesgo de cambio en 1999 implicó un aumento del número de vectores de cointegración (y la interdependencia) no sólo entre los países de la zona euro, sino también entre los países no

**Tabla 3** Contrastes de Cointegración Múltiple de Johansen (Grecia incluida)

Rango	Autovalor	Estadístico de la traza	Estadístico del autovalor máximo
<i>Segundo periodo. 1/1/1999-31/12/2008</i>			
0	0,123	1.155,22 <sup>a</sup>	333,49 <sup>a</sup>
$r \leq 1$	0,067	821,72 <sup>a</sup>	177,66 <sup>a</sup>
$r \leq 2$	0,059	644,07 <sup>a</sup>	153,37 <sup>a</sup>
$r \leq 3$	0,047	490,70 <sup>a</sup>	123,16 <sup>a</sup>
$r \leq 4$	0,034	367,54 <sup>a</sup>	88,39 <sup>a</sup>
$r \leq 5$	0,027	279,15 <sup>a</sup>	65,51 <sup>a</sup>
$r \leq 6$	0,022	210,64 <sup>a</sup>	55,37 <sup>a</sup>
$r \leq 7$	0,017	155,27 <sup>a</sup>	43,24
$r \leq 8$	0,015	112,03 <sup>a</sup>	39,37 <sup>b</sup>
$r \leq 9$	0,012	72,66	29,75
$r \leq 10$	0,008	42,91	21,27
$r \leq 11$	0,006	21,64	14,27
$r \leq 12$	0,002	7,36	5,79
0	0,001	1,57	1,57

<sup>a</sup> y <sup>b</sup> indican que se puede rechazar la hipótesis nula de que existen  $r$  vectores de cointegración a los niveles de significación del 10 y del 5%.

pertenecientes a la moneda única; 4) los resultados rechazan la existencia de una única tendencia común en los dos grupos de países durante el periodo 1999-2008. Consecuentemente, apoyan la idea de que, incluso antes del inicio de la crisis financiera global, los mercados de deuda pública de la zona euro no estaban perfectamente integrados debido a las diferencias existentes en sus respectivos factores de riesgo doméstico (diferencias en la liquidez o en el riesgo soberano) y, por lo tanto, los beneficios derivados de la diversificación de carteras todavía eran posibles en un contexto de moneda única.

## 5. Conclusiones

Los test de cointegración múltiple rechazan la existencia de una única tendencia común entre las catorce rentabilidades que han sido analizadas, sugiriendo la posibilidad de diversificación del riesgo en el contexto de la UE-15. Adicionalmente, cuando el análisis se realiza únicamente para los países de la UME, también se observa la existencia de más de una única tendencia común. No obstante lo anterior, existen algunas diferencias entre los países pertenecientes al euro y los que no lo integran, y entre los dos subperíodos analizados.

La interdependencia es significativamente inferior durante el periodo pre-UME en el que existían altas oportunidades de diversificación de carteras, especialmente entre los países que permanecieron fuera del proyecto de moneda única en 1999. Sin embargo, la eliminación del riesgo de cambio en 1999 provocó un aumento del número de vectores de cointegración (y la interdependencia) no sólo entre los países pertenecientes a la UME, sino también entre los países que no se adhirieron a la moneda única (la introducción del euro se trasladó en una convergencia de

**Tabla 4** Contrastes de cointegración múltiple de Johansen (países zona euro)

Rango	Autovalor	Estadístico de la traza	Estadístico del autovalor máximo
<i>Primer subperíodo. 3/1/1994-31/12/1998</i>			
0	0,010	426,25*	136,86*
r ≤ 1	0,062	289,39*	82,82*
r ≤ 2	0,047	206,58*	62,35*
r ≤ 3	0,033	144,23*	43,72
r ≤ 4	0,023	100,51	30,66
r ≤ 5	0,019	69,85	25,04
r ≤ 6	0,016	44,81	21,24
r ≤ 7	0,013	23,57	17,04
r ≤ 8	0,004	6,53	4,94
r ≤ 9	0,001	1,60	1,60
<i>Segundo subperíodo. 1/1/1999-31/12/2008</i>			
0	0,113	860,92*	313,41*
r ≤ 1	0,065	547,51*	174,76*
r ≤ 2	0,040	372,75*	106,21*
r ≤ 3	0,031	266,54*	81,15*
r ≤ 4	0,026	185,39*	67,46*
r ≤ 5	0,017	117,93*	45,88*
r ≤ 6	0,014	72,05*	36,52*
r ≤ 7	0,009	35,53	23,68
r ≤ 8	0,004	11,85	9,66
r ≤ 9	0,001	2,19	2,19
<i>Período completo. 3/1/1994-31/12/2008</i>			
0	0,052	755,93*	210,05*
r ≤ 1	0,045	545,87*	179,79*
r ≤ 2	0,030	366,09*	119,66*
r ≤ 3	0,021	246,43*	82,39*
r ≤ 4	0,019	164,04*	74,77*
r ≤ 5	0,013	89,27*	51,29*
r ≤ 6	0,005	37,98	19,43
r ≤ 7	0,003	18,55	11,52
r ≤ 8	0,001	7,03	4,33
r ≤ 9	0,001	2,70	2,70

\* indica que se puede rechazar la hipótesis nula de que existen r vectores de cointegración a los niveles de significación del 10 y 5%.

las rentabilidades a largo plazo de la deuda pública de todos los países de la UE-15). Sin embargo, los test de cointegración múltiple continúan rechazando la existencia de una única tendencia común entre las catorce y once rentabilidades que han sido analizadas, sugiriendo que los beneficios asociados a la diversificación no han desaparecido con la UME.

Los resultados obtenidos en el presente trabajo tienen importantes implicaciones para los inversores. De hecho, el derrumbamiento de la barrera cambiaria favoreció la convergencia de las rentabilidades de la deuda pública de los países de la zona euro (que se extendió a todos los países de la UE-15), pero el grado de integración de esos mercados distaba, no obstante, de ser total. El hecho de que la emisión de la deuda pública esté todavía descentralizada bajo

**Tabla 5** Contrastes de cointegración múltiple de Johansen (países zona euro, Grecia incluida)

Rango	Autovalor	Estadístico de la traza	Estadístico del autovalor máximo
<i>Segundo subperíodo. 1/1/1999-31/12/2008</i>			
0	0,115	890,57 <sup>a</sup>	311,47 <sup>a</sup>
r ≤ 1	0,062	579,10 <sup>a</sup>	162,09 <sup>a</sup>
r ≤ 2	0,046	417,02 <sup>a</sup>	118,81 <sup>a</sup>
r ≤ 3	0,032	298,21 <sup>a</sup>	82,24 <sup>a</sup>
r ≤ 4	0,026	215,96 <sup>a</sup>	67,62 <sup>a</sup>
r ≤ 5	0,019	148,35 <sup>a</sup>	48,61 <sup>a</sup>
r ≤ 6	0,015	99,74 <sup>a</sup>	37,48 <sup>a</sup>
r ≤ 7	0,011	62,26 <sup>a</sup>	29,00 <sup>a</sup>
r ≤ 8	0,009	33,26 <sup>b</sup>	21,73 <sup>b</sup>
r ≤ 9	0,003	11,53	8,27
0	0,001	3,26	3,26

<sup>a</sup> y <sup>b</sup> indican que se puede rechazar la hipótesis nula de que existen r vectores de cointegración a los niveles de significación del 10 y 5%.

la responsabilidad de doce emisores soberanos (con diferencias en su calidad crediticia y en las técnicas de emisión) y de que aún existan diferencias en su prima de riesgo doméstico (asociada a diferencias en la liquidez o en su riesgo soberano) explican ese grado de integración imperfecta. Estos resultados no sólo son coherentes con la evidencia empírica presentada por Adjaouté y Danthine (2004), que examinan las oportunidades de diversificación en los mercados de renta variable europeos durante el período 1999-2001<sup>7</sup>, sino también con los resultados de Laopodis (2008) y Abad et al. (2010), que estudian el nivel de integración de los mercados de deuda pública de la zona euro a partir de 1999 y presentan evidencia que apoya la idea de que los mercados de deuda pública de la zona euro están sólo parcialmente integrados con el mercado de referencia de la UME (el mercado germano).

En resumen, los resultados del análisis de cointegración suministran evidencia en favor de la idea de que, incluso antes del inicio de la crisis financiera global, los mercados de deuda pública de la UE-15 no estaban perfectamente integrados. Por consiguiente, los inversores tienen la posibilidad de disminuir el riesgo de sus carteras sin sacrificar sus expectativas de rendimiento mediante la diversificación internacional (Solnik, 1974), al tiempo que los beneficios asociados a la diversificación son todavía posibles en el contexto de los mercados de deuda pública de la zona euro, incluso durante un escenario de estabilidad en los mercados. No obstante, es justo señalar que, desde un punto de vista macroeconómico, los resultados del presente análisis sugieren la necesidad de aumentar los esfuerzos por parte de las autoridades monetarias, ya que la completa integra-

7. Concretamente, sus resultados claramente invalidan la hipótesis de que las oportunidades de diversificación en la zona euro han desaparecido como consecuencia del proceso de integración económica y monetaria.

ción financiera (y todos los beneficios asociados a ella) todavía está lejos de ser una realidad entre los mercados de deuda pública de la UME.

## Agradecimientos

Las autoras agradecen el apoyo financiero del Ministerio de Ciencia e Innovación a través de los proyectos ECO2010-21787-C03-01 y ECO2008-02458-E, respectivamente. También quieren agradecer a los participantes de la XI Conference on International Economics (Barcelona, 2009), la EFMA Annual Meetings (Aarhus, 2010) y el XIII Applied Economics Meeting (Seville, 2010) por sus valiosos comentarios y sugerencias.

## Bibliografía

- Abad, P., Chuliá, H., Gómez-Puig, M., 2010. EMU and European Government Bond Market Integration. *Journal of Banking and Finance* 34, 2851-2860.
- Adjaouté, K., Danthine, J.P., 2004. Portfolio Diversification: Alive and Well in Euro-land! *Applied Financial Economics* 14, 1225-1231.
- Bank for International Settlements, 2001. The Changing Shape of Fixed Income Markets. BIS Working Papers 104, September.
- Barr, D.G., Priestley, R., 2004. Expected Returns, Risk and the Integration of International Bond Markets. *Journal of International Money and Finance* 23, 71-97.
- Bessler, D.A., Yang, J., 2003. The Structure of Interdependence in International Stock Markets. *Journal of International Money and Finance* 22, 261-287.
- Cappiello, L., Engle, R.F., Sheppard, K., 2003. Asymmetric dynamics in the correlations of global equity and bond returns. *European Central Bank Working Paper No. 204*.
- Chen, Z., Knez, P., 1995. Measurement of Market Integration and Arbitrage. *Review of Financial Studies* 8, 287-325.
- Christiansen, C., 2003. Volatility-Spillover Effects in UE-15 Bond Markets. Centre for Analytical Finance. University of Aarhus. Working Paper Series No.162.
- Cifarelli, G., Paladino, G., 2006. Volatility Co-Movements Between Emerging Sovereign Bonds: Is There Segmentation Between Geographical Areas? *Global Finance Journal* 16, 245-263.
- Clare, A.D., Maras, M., Thomas, S.H., 1995. The Integration and Efficiency of International Bond Markets. *Journal of Business Finance and Accounting* 22, 313-322.
- Danthine, J.P., Giavazzi, F., Von Thadden, E.L., 2001. UE-15 Financial Markets after EMU: A First Assessment". En: C. Wyplosz (Ed.). *The Impact of EMU on Europe and the Developing countries*. Oxford: University Press.
- Geyer, A., Kossmeier, S., Pichler, S., 2004. Measuring Systematic Risk in EMU Government Yield Spreads. *Review of Finance* 8, 171-197.
- Gómez-Puig, M., 2006. Size Matters for Liquidity: Evidence from EMU Sovereign Yield Spreads. *Economics Letters* 90, 156-162.
- Gómez-Puig, M., 2008. Monetary Integration and the Cost of Borrowing. *Journal of International Money and Finance* 27, 455-479.
- Gómez-Puig, M., 2009a. The Immediate Effect of Monetary Union on UE-15's Sovereign Debt Yield Spreads. *Applied Economics* 41, 929-939.
- Gómez-Puig, M., 2009b. Systemic and Idiosyncratic Risk in UE-15 Sovereign Yield Spreads After Seven Years of Monetary Union. *European Financial Management*. 15, 971-1000.
- Hardouvelis, G.A., Malliaropulos, D., Priestley, R., 2006. EMU and European Stock Market Integration. *Journal of Business* 79, 365-392.
- Hardouvelis, G.A., Malliaropulos, D., Priestley, R., 2007. The Impact of EMU on the Equity Cost of Capital. *Journal of International Money and Finance* 26, 305-327.
- Ilmanen, A., 1995. Time-Varying Expected Returns in International Bond Markets. *The Journal of Finance* 50, 481-506.
- Johansen, S., Juselius, K., 1990. Maximum Likelihood Estimation and Inference of Cointegration with Application to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52, 169-209.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P., Shin, Y., 1992. Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root. *Journal of Econometrics* 54, 159-178.
- Laopodis, N.T., 2008. Government Bond Market Integration within UE-15 Union. *International Research Journal of Finance and Economics*, 19, 56-76.
- MacKinnon, J.G., Haug, A., Michelis, L., 1999. Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration. *Journal of Applied Econometrics*, 14, 563-577.
- Ng, S., Perron, 2001. Lag Length Selection and the Construction of Unit - Root Tests with Good Size and Power. *Econometrica* 69, 1519-1554.
- Pagano, M., Von Thadden, E.L., 2004. The UE-15 Bond Markets under EMU. *Oxford Review of Economic Policy* 20.
- Phillips, P.C.B., Perron, P., 1988. Testing for a Unit Root in Time Series Regressions. *Biometrika* 75, 335-346.
- Skintzi, V.D., Refenes, A.N., 2006. Volatility Spillovers and Dynamic Correlation in European Bond Markets. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 16, 23-40.
- Solnik, B., 1974. Why Not Diversify Internationally Rather than Domestically? *Financial Analysts Journal* 30, 48-54.