

Jorge de Andrés Sánchez*

INTEGRACIÓN DE LOS PRECIOS DE LOS BONOS DE DEUDA PÚBLICA EN LA UNIÓN MONETARIA EUROPEA

Este trabajo realiza un análisis de las relaciones de equilibrio a largo plazo de los precios de los bonos públicos de los cuatro mayores emisores del área euro: Alemania, España, Francia e Italia, las cuales tienen implicaciones relevantes en la gestión de carteras que invierten en deuda pública de Estados miembros de la Eurozona. El estudio nos permitirá sopesar hasta qué punto la estandarización y homogeneización de los procedimientos de emisión, tipos de instrumentos negociados, etcétera, que se ha producido en los mercados de deuda pública con la introducción del euro, se ha traducido en una integración de sus cotizaciones.

Palabras clave: mercados de deuda pública, índices de deuda pública de Analistas Financieros Internacionales, integración de mercados, cointegración.

Clasificación JEL: G11, G15.

1. Introducción

Desde finales de los años ochenta y durante toda la década de los noventa, los mercados de deuda pública de los países de la Unión Monetaria Europea (UME) han experimentado un gran desarrollo, tanto en la variedad de instrumentos y vencimientos negociados como en su liquidez, profundidad y eficiencia operativa. Así, por ejemplo, en dicho período se empiezan a negociar derivados sobre deuda pública y *strips* sobre bonos con cupón o se produce el alargamiento del máximo vencimiento de las emisiones hasta 30 años.

Por otra parte, la fijación el 1/1/1999 de los tipos de cambio irrevocables de las divisas nacionales respecto al euro y la emisión, desde dicha fecha, de deuda pública nominada en euros, supuso para los inversores residentes en la UME la desaparición del riesgo de cambio en las adquisiciones de bonos de cualquier país de la Eurozona. Asimismo, el bajo riesgo país que tenía la deuda pública de los países de la UME quedaba aún más minimizado por las restricciones de déficit público y deuda pública que exige la pertenencia a la Unión Monetaria. Por tanto, el riesgo de la inversión en bonos públicos de la UME queda reducido, en el caso de los inversores residentes, al riesgo de interés. En Amor (2001) se señala que esta situación ha derivado en la diversificación, dentro de los mercados de deuda pública de la UME, de las carteras de los inversores de renta fija

* Profesor de Finanzas de la Universidad Rovira i Virgili.
El autor desea agradecer las valiosas sugerencias de un evaluador anónimo.

y, en particular, de los especializados en deuda pública. Un reflejo de esta tendencia, que es común a todos los países del área euro, es el gran incremento de los instrumentos de deuda pública propia suscrita por inversores no residentes.

La consecuencia inmediata más importante de la adopción de la moneda común en los mercados de renta fija de la UME, según Elías *et al.* (2001), ha sido la convergencia de los mercados nacionales de deuda pública en numerosos aspectos como:

— Los instrumentos y plazos negociados, lo que, tal como indica Amor (2001), llevó a todos los países a concentrar la emisión en un número reducido de series *benchmark* y a realizar extensos programas de canjes y recompras de títulos con el fin de dotar de mayor liquidez a las emisiones, lo que permitiría reducir el coste de financiación de los Estados de la UME.

— Los procedimientos de emisión y las convenciones de mercado.

— Los tipos de interés negociados para los diferentes plazos, cuya referencia en el mercado fue, desde la fijación de los tipos de cambio irrevocables, la curva de tipos de interés de los bonos alemanes, tal como señala Blanco (2001).

— Aparición de plataformas de negociación comunes.

Aunque la consecuencia de este proceso de convergencia de los mercados de deuda pública nacionales no ha sido su unificación, tal como indicaba McCauley (1999), sí que ha provocado un notable grado de integración de los precios de los instrumentos que se negocian en ellos. Por otra parte, es interesante señalar que autores como Taing y Worthington (2002) o Liu *et al.* (2006) sostienen que la existencia de cointegración entre mercados financieros o segmentos de los mismos está relacionada positivamente con una mayor interdependencia económica de los emisores, lo que se ha ido produciendo en la UME, tal como es ampliamente conocido, a medida que se ha ahondado en el proceso de unificación económica y monetaria. No obstante,

McCauley (1999) también indica que existen factores que podrían provocar un comportamiento segmentado en la cotización de los bonos de los diferentes Estados, como la desigual calificación crediticia de los países o los heterogéneos niveles de liquidez de los mercados.

Las reflexiones planteadas en los párrafos anteriores motivan el presente trabajo, donde se analiza el grado de integración de los precios de los instrumentos de deuda pública de los principales emisores de deuda pública de la UME: Alemania, España, Francia e Italia. Como indicador de los precios de la deuda pública utilizamos los índices que elaboran al respecto Analistas Financieros Internacionales (AFI). La presencia de cointegración en los precios sugeriría que las cotizaciones de los instrumentos de deuda pública de países considerados se comportan de forma homogénea, en relación con la existencia de relaciones de equilibrio a largo plazo, mientras que la ausencia de integración de los índices supondría que los mercados de deuda pública de los diferentes países funcionan como mercados segmentados. Asimismo, las importantes implicaciones que tiene la integración de los mercados financieros en la gestión de carteras diversificadas internacionalmente, o en el cumplimiento de la *hipótesis de los mercados eficientes* en su versión débil, han sido incentivos adicionales para llevar a cabo el presente estudio.

El resto del trabajo queda estructurado de la siguiente forma. En el siguiente apartado se exponen las implicaciones financieras que tienen las relaciones de cointegración entre los precios que se negocian en diferentes mercados financieros y se realiza un somero repaso a la literatura al respecto. En el tercer apartado se describen los datos utilizados y se realiza un análisis descriptivo de los rendimientos registrados en los mercados de deuda pública analizados. En el cuarto apartado se expone la metodología empleada en el análisis de la cointegración y los resultados empíricos obtenidos. Se finaliza resaltando las conclusiones del trabajo que se entiende son más relevantes.

2. Las relaciones de cointegración en los mercados financieros

Granger y Hallman (1991) indican que el estudio de las relaciones de cointegración de las cotizaciones de los activos financieros tiene en cuenta la información que contienen las series temporales de precios acerca de sus relaciones a largo plazo; mientras que las correlaciones de los rendimientos únicamente tienen en cuenta sus interrelaciones a corto plazo. Así, la utilización exclusiva de esta última información es insuficiente en estrategias inversoras con períodos de maduración elevados como son, por ejemplo, las de los fondos de pensiones o las compañías de seguros, los grandes inversores por excelencia en renta fija pública.

La diversificación en la gestión de carteras se basa en que la evolución de los precios de las alternativas inversoras no está perfectamente correlacionada, de tal forma que una menor correlación aumenta el atractivo de invertir simultáneamente en dichas alternativas. Así, autores como Smith (2002) señalan que la existencia de integración a largo plazo entre activos o mercados financieros supone una gran pérdida de su atractivo en la diversificación de carteras para períodos inversores elevados.

En Kasibhatla *et al.* (2006) se señala que la cobertura de carteras con derivados financieros basadas en el análisis de correlaciones suele necesitar una revisión frecuente, mientras que si se realiza a partir del estudio de la cointegración de los precios de los mercados *spot* y *forward* es mucho más económica. Asimismo Lucas (1997) y Alexander (2000) ilustran cómo el estudio de las relaciones de cointegración permite diseñar mejores estrategias de indexación y de arbitraje que la exclusiva utilización de las correlaciones de los rendimientos.

En Granger (1986) y Baillie y Bollerslev (1989) se señala que la existencia de cointegración entre dos mercados es contraria a la hipótesis de los mercados eficientes en el sentido que Roberts (1959) denomina débil, ya que de las cotizaciones pasadas de los mercados puede inferirse su comportamiento futuro, que debe tender

a moverse hacia la situación de equilibrio que describen las relaciones de cointegración.

Dadas las implicaciones que tiene la existencia de cointegración entre los precios de los activos financieros en diferentes mercados financieros, no es extraño que se haya desarrollado una abundante literatura empírica al respecto, centrada normalmente en las bolsas de valores. Los trabajos de Kasa (1992), Clare *et al.* (1995), Ben-Zion *et al.* (1996), Kanas (1998, 1999), Smith (2002), Ahlgren y Antell (2002) o Kim *et al.* (2006) se refieren a un ámbito mundial, y contemplan los mercados financieros de Estados Unidos y los más relevantes de Europa y/o Asia. En un contexto europeo, podemos mencionar los trabajos de Corhay *et al.* (1993), Klemmeier y Sander (2000), Taing y Worthington (2002), Kasibhatla *et al.* (2006) y Liu *et al.* (2006). En otros ámbitos geográficos, mencionamos los trabajos de Ewing *et al.* (1999), Chaudhurri (1997), Liu *et al.* (1997), Pynnönen y Knif (1998) y Li y Xu (2002) referentes a las bolsas de Norteamérica, Sudamérica, China, Escandinavia y Oceanía, respectivamente.

3. Base de datos y análisis de los rendimientos de los índices AFI

Nuestro análisis se extiende desde enero de 2002 hasta diciembre de 2005. Como indicadores del comportamiento de una cartera representativa de los bonos públicos de cada uno de los países de la UME considerados, Alemania, Francia, Italia y España, hemos tomado, con una periodicidad diaria, los índices de deuda pública que publican para dichos países Analistas Financieros Internacionales (AFI).

Los índices AFI de deuda pública buscan representar el comportamiento de las emisiones vivas de bonos a tipo fijo realizadas por los Gobiernos de los Estados miembros de la UME, siendo mensual la periodicidad de revisión de las referencias que componen el índice. En el Cuadro 1 recogemos los criterios de selección más relevantes en la elaboración de los índices y, posteriormente, describimos los aspectos esenciales en su elaboración basándonos en Analistas Financieros Internacionales (2007).

CUADRO 1
ÍNDICES AFI PARA EMISIONES DE DEUDA PÚBLICA DE PAÍSES DE LA EUROZONA.
CRITERIOS DE SELECCIÓN

Moneda de denominación	Euro.
Mercado de emisión	Emisiones realizadas en los mercados domésticos nacionales y Eurozona (se excluyen programas de emisión y emisiones bajo el formato Eurobono).
Emisores	Gobiernos centrales de los Estados miembros de la UME.
Calificación crediticia	Grado de inversión por Moody's, Standard & Poors o Fitch.
Saldo vivo mínimo	1.000 millones de euros.
Periodicidad del cupón	Anual o semestral (excluyen estructuras <i>set-up</i> y multicupón, así como cupones variables, cupones indexados a la inflación y notas estructuradas).
Sesgo de cupón	Se excluyen aquellos bonos cuyo sesgo de cupón sea superior o igual al percentil 95 por 100 o inferior o igual al percentil 5 por 100. El sesgo de cupón se define como la diferencia entre el cupón de cada bono y la TIR media ponderada de los bonos que forman parte del índice.
Fecha de liquidación	Las referencias a integrar en el índice deben estar desembolsadas (liquidadas) en la fecha de revisión del índice, que es el último día natural del mes según el calendario de festivos del TARGET.

FUENTE: Analistas Financieros Internacionales (2007).

El rendimiento total acumulado en el mes para cada bono que compone el índice el día n de dicho mes, se calcula como:

$$RTB_n^i = \frac{(P_n^i + CC_n^i) - (P_0^i + CC_0^i) + C^i \prod_{t=1}^n \left(1 + r_{t-1} \frac{1}{360}\right)}{P_0^i + CC_0^i} \quad [1]$$

donde:

RTB_n^i = Rentabilidad total del bono i desde el inicio del mes hasta el día n .

P_n^i = Precio de cierre del bono i correspondiente al día n .

P_0^i = Precio de cierre del bono i correspondiente al último día del mes anterior.

CC_n^i = Cupón corrido del bono i hasta el día n .

CC_0^i = Cupón corrido del bono i hasta el último día del mes anterior.

C^i = Pagos recibidos durante el período.

r_{t-1} = Tipo de interés para invertir los cupones durante el mes en curso, que se considera que es el EUREPO T/N. Se trata del tipo oficial calculado por la *European Banking Federation* y el *European Repo Council*, con un día de retardo.

El rendimiento total de los índices hasta el día n se calcula como el promedio de los rendimientos individuales de los bonos ponderados por su capitalización en el índice el último día del mes anterior, que se obtiene a partir del producto de su saldo vivo por su precio, incluyendo el cupón corrido, en el último día del mes anterior. Si denominamos K al número de bonos que componen el índice, observamos:

$$RTI_n = \sum_{i=1}^K RTB_n^i \times CAPBW_0^i \quad [2]$$

donde:

RTI_n = rentabilidad total *month to date* (MTD) del índice hasta el día n .

$CAPBW_0^i$ = ponderación o peso de la capitalización del bono i en el último día del mes anterior.

Así, el valor de cierre del índice en el día n es función del valor de cierre del índice en el último día del mes anterior y del rendimiento total del índice correspondiente al día n del mes en curso:

$$IVAL_n = (1 + RTI_n) \times IVAL_0 \quad [3]$$

$IVAL_n$ = valor de cierre del índice en el día n del mes en curso.

$IVAL_0$ = valor de cierre del índice de rendimiento total en el último día del mes anterior.

Al cierre de sesión se tomarán precios de 17:30 h. a 17:35 h., hora central europea (CET en sigla inglesa), para determinar el valor del índice diario, que se publica de forma inmediata. La fuente de precios para el cálculo del índice es Bloomberg L.P.

La composición de los índices se revisa el último día natural del mes según el calendario de festivos del TARGET, y teniendo en cuenta para ello la información pública disponible hasta el tercer día hábil anterior al último día laboral del mes en curso o «fecha de corte». A efectos de revisión de la composición de los índices, se aplicarán los siguientes criterios:

— Se incluirá en los índices cualquier cambio en el saldo vivo de las emisiones ya incorporadas cuando se produzcan reaperturas, canjes o recompras anticipadas cuya fecha de desembolso o liquidación se produzca durante el mes en curso y hasta la misma fecha de corte.

— Se incluirán en los índices aquellas nuevas referencias emitidas que, superando los 1.000 millones de euros, se incorporen al mercado antes de la fecha de corte o coincidiendo con ella.

— Se excluirán de los índices aquellas referencias cuyo plazo residual en la fecha de revisión fuese inferior a dos años.

— Se excluirán del índice aquellas referencias que no cumplan el criterio de sesgo de cupón (ver Cuadro 1).

— Se excluirán del índice en la fecha de revisión aquellas referencias de emisores que pierdan la calificación crediticia de grado de inversión por cualquiera de las tres agencias —Moody's, S&P y Fitch— antes del día de corte o ese mismo día. Si la pérdida de la calificación se produce con posterioridad a la fecha de corte, no serán excluidos del índice hasta la siguiente fecha de revisión.

De la exposición sobre la metodología de los índices que elabora AFI, se deduce que éstos presentan independencia en su elaboración, transparencia y replicabilidad, de tal forma que pueden ser una buena referencia para inversores sobre la evolución de los rendimientos de una cartera de bonos públicos de cada uno de los países considerados estando, por tanto, justificado su uso en este trabajo. Asimismo, entendemos que es preferible, en cualquier caso, utilizar los índices de AFI en lugar de los propios de cada mercado doméstico (por ejemplo, los que elabora el Banco de España para los Bonos del Estado, o los que elabora *Deutsche Börse AG* para *Bunds* alemanes) ya que podremos trabajar con índices contruidos con los mismos criterios técnicos. En este sentido, Roll (1992) y Kanas (1999) recuerdan que cuando se detectan patrones de comportamiento dispersos entre índices bursátiles, puede ser debido a la utilización de criterios técnicos heterogéneos en su elaboración, lo que comporta distorsiones en los resultados obtenidos con el estudio realizado.

El Cuadro 2 ofrece las estadísticas descriptivas de los rendimientos logarítmicos diarios. Puede observarse que tanto la desviación estándar como la horquilla mínimo-máximo indican que el índice de Francia (España) es el más (menos) volátil. No obstante, los bonos públicos franceses no son los más rentables, tanto desde la perspectiva de la media como la de la mediana de los rendimientos, ya que el rendimiento promedio de los bo-

CUADRO 2

ÍNDICES AFI PARA LA DEUDA PÚBLICA DE ALEMANIA, ESPAÑA, FRANCIA E ITALIA. ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS (Rendimientos logarítmicos diarios)

	Alemania	España	Francia	Italia
Media (en %)	0,028	0,027	0,029	0,030
Mediana (en %)	0,030	0,034	0,031	0,030
Máximo (en %)	1,309	0,863	1,385	1,295
Mínimo (en %)	-1,020	-1,065	-2,992	-1,069
Rango (en %)	2,329	1,929	4,377	2,364
Desviación estándar (en %)	0,252	0,248	0,270	0,257
Simetría	-0,096	-0,395	-1,406	-0,061
Curtosis	4,347	3,890	19,396	4,695
Estadístico de Jarque-Bera*	76,160	58,208	11.380,450	118,706

NOTA: En los cuatro países, el estadístico de Jarque-Bera permite el rechazo, con un nivel de significación inferior al 1 por 100, de la hipótesis de que los rendimientos logarítmicos de sus índices se comportan como una distribución normal.

FUENTE: Elaboración propia a partir de datos obtenidos de Analistas Financieros Internacionales.

nos italianos y la mediana de los rendimientos de los españoles supera al indicador análogo para la deuda pública francesa. Podemos comprobar que la deuda pública española presenta el menor rendimiento medio de los países analizados, lo que es congruente con su menor volatilidad. También debemos reconocer que es una sorpresa que la mediana del rendimiento de los bonos españoles sea la mayor de todos los países considerados. Debe subrayarse que la prueba de Jarque-Bera rechaza claramente en los cuatro países que los rendimientos logarítmicos se comporten como una distribución normal, lo que explica que las conclusiones que obtengamos tomando la media o la mediana como medida de posición de los rendimientos puedan ser discrepantes¹.

Los Cuadros 3 y 4 muestran las correlaciones de Fisher y de rangos de Spearman entre los rendimientos de

los índices. Complementamos el análisis de la correlación convencional con la de rangos de Spearman, ya que la primera pierde fiabilidad como indicador de la intensidad de relación entre variables cuando su comportamiento no se ajusta al de una distribución normal, mientras que la segunda es aplicable bajo cualquier tipo de distribución estadística, dado su carácter no paramétrico. En todos los casos podemos observar que el rendimiento diario de todos los índices presenta una alta correlación. Así, la correlación de Fisher oscila entre el 84,5 por 100 (entre los bonos españoles y franceses) y el 96,3 por 100 (entre los bonos alemanes e italianos), mientras que la correlación de Spearman oscila entre el 89,1 y el 97,4 por 100.

4. Equilibrio a largo plazo de las cotizaciones de los bonos de deuda pública del área euro

Metodología

El análisis que realizamos sobre las relaciones de equilibrio a largo plazo entre los índices se realiza sobre

¹ Un análisis más amplio de los rendimientos de la deuda pública de 11 de los países de la UME desde la perspectiva de las medidas de *performance* de carteras puede encontrarse en DE ANDRÉS (2006).

CUADRO 3

ANÁLISIS COMPARATIVO DE LOS ÍNDICES DE AFI PARA LA DEUDA PÚBLICA DE ALEMANIA, ESPAÑA, FRANCIA E ITALIA. CORRELACIONES DE FISHER (En %)

	Alemania	España	Francia	Italia
Alemania	100,0	—	—	—
España.	90,5***	100,0	—	—
Francia.	91,0***	84,5***	100,0	—
Italia.	96,3***	89,1***	89,2***	100,0

NOTAS: Se dan las correlaciones entre los rendimientos logarítmicos diarios.

Con «***» se denota el rechazo a la hipótesis nula de que el coeficiente de correlación es el 0 por 100 con un nivel de significación del 1 por 100.

FUENTE: Elaboración propia a partir de datos obtenidos de Analistas Financieros Internacionales.

CUADRO 4

ANÁLISIS COMPARATIVO DE LOS ÍNDICES DE AFI PARA LA DEUDA PÚBLICA DE ALEMANIA, ESPAÑA, FRANCIA E ITALIA. CORRELACIONES DE SPEARMAN (En %)

	Alemania	España	Francia	Italia
Alemania	100,0	—	—	—
España.	90,1***	100,0	—	—
Francia.	97,4***	89,1***	100,0	—
Italia.	96,8***	89,1***	96,1***	100,0

NOTAS: Se dan las correlaciones entre los rendimientos logarítmicos diarios.

Con «***» se denota el rechazo a la hipótesis nula de que el coeficiente de correlación es el 0 por 100 con un nivel de significación del 1 por 100.

FUENTE: Elaboración propia a partir de datos obtenidos de Analistas Financieros Internacionales.

su transformación logarítmica. Por tanto, la primera diferencia de las series será la tasa diaria de crecimiento, cuyo comportamiento fue analizado en el apartado anterior. Si hubiéramos tomado directamente el valor de los índices, la primera diferencia sería el rendimiento en términos absolutos.

Un conjunto de N series temporales no estacionarias está cointegrado si existe al menos una combinación lineal de las mismas que sea estacionaria. Dicha combinación lineal cuantifica la relación de equilibrio a largo plazo a la que tienden dichas series. Si denominamos

como X_t al vector $N \times 1$ que incluye el valor de los logaritmos de los índices que consideremos en su observación t , dichos logaritmos serán series cointegradas si existe un conjunto de R relaciones lineales, siendo R el denominado rango de cointegración:

$$\beta^T X_t = v_t \quad [4]$$

donde β es el vector que recoge los coeficientes de las relaciones lineales, cuya dimensión es $N \times R$ y v_t es un vector $R \times 1$ de series estacionarias.

Para realizar el análisis de la cointegración de los índices utilizamos la metodología de Johanssen (1988) y Johanssen y Juselius (1990), que denominaremos JJ en adelante. Así, partimos estimando el modelo vectorial autorregresivo (VAR) con corrección del error:

$$\Delta X_t = C + \sum_{j=1}^k \Gamma_j \Delta X_{t-j} + \Pi X_{t-1} + U_t \quad [5]$$

donde:

- $\Gamma_j, j=1,2, \dots, k$ = son matrices cuadradas de parámetros de dimensión $N \times N$ que recogen los coeficientes de los términos autorregresivos de orden j de las primeras diferencias de los índices en las N ecuaciones autorregresivas que comprende [5].
- U_t = es un vector de errores de dimensión $N \times 1$, que recoge los términos de perturbación de cada una de las ecuaciones autorregresivas.
- C = es un vector $N \times 1$ de los términos constantes de las ecuaciones autorregresivas.
- Π = es una matriz cuya dimensión es $N \times N$ y recoge los coeficientes de los denominados como términos de corrección del error.

El rango de la matriz Π , R , es el número de vectores de cointegración en el sistema de N índices considerado. Por tanto, si $R = 0$, las series poseen N tendencias diferentes y el sistema debe modelizarse como simple VAR en diferencias. Por tanto, no existe una relación significativa a largo plazo entre las mismas. Si $R = N$, concluimos que los índices son series temporales estacionarias. Por otra parte, si $0 < R < N$, la matriz Π puede descomponerse en el producto de dos matrices, α y β , siendo α un vector de dimensión $N \times R$, que recoge la velocidad con que los índices de deuda pública retornan a la relación de equilibrio marcada por [4], mientras que

β es una matriz $N \times R$ y contiene, tal como ya apuntamos, los coeficientes de las R relaciones de cointegración detectadas.

A continuación aplicamos los test λ -max y λ -traza en [5]. Si ordenamos los valores propios de Π de mayor a menor: $\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \dots \geq \lambda_N$, el estadístico λ -max para un orden R , $\lambda_{\max}(R) = -T \ln(1 - \lambda_{R+1})$, contrasta la hipótesis nula de que el número de vectores de cointegración es R frente a la alternativa de que es $R+1$. Por otra parte, el estadístico λ -traza para un orden R ,

$$\lambda_{traza}(R) = -T \sum_{i=R+1}^N \ln(1 - \lambda_i)$$

contrastando la hipótesis nula de que el número de vectores de cointegración es menor o igual a R frente a la alternativa de que es mayor. Como T hemos denotado el tamaño de la muestra disponible. No sólo aplicamos el análisis de cointegración a los cuatro índices de forma conjunta, sino que también lo realizamos por parejas de países. Ello nos permitirá sopesar si las relaciones de cointegración que pudiéramos encontrar entre los cuatro países es debida a un comportamiento integrado de los precios de los bonos de todos los países, lo que sería indicio de un equilibrio muy robusto, o solamente puede imputarse a la existencia de relaciones de equilibrio a largo plazo entre algunos pares de países, lo que supondría que los equilibrios detectados no son tan sólidos como pudiera pensarse. Desde la perspectiva de un inversor en deuda pública, el análisis es muy interesante para detectar combinaciones de países en los que la diversificación de la inversión en deuda pública presenta efectivamente una ventaja.

El contraste y la estimación de la relación de cointegración entre los índices de deuda pública de los países considerados requiere comprobar previamente que se comportan como series integradas de orden 1. Para contrastar analíticamente que el logaritmo neperiano de los índices AFI son series integradas de orden 1 utilizamos las pruebas de Dickey y Fuller (1979), Phillips y Perron (1988) y Kwiatkowski *et al.* (1992), que denominaremos, respectivamente, ADF, PP y KPSS.

CUADRO 5

ANÁLISIS DE ESTACIONARIEDAD DE LOS ÍNDICES DE DEUDA PÚBLICA DE LOS PAÍSES CONSIDERADOS. PRUEBAS ADF, PP Y KPSS

Serie temporal	Alemania		España		Francia		Italia	
	Índice	Primera diferencia						
ADF.....	-2,314	-31,488***	-2,001	-31,898***	-2,282	-31,488***	-2,224	-30,745***
PP.....	-2,315	-31,503***	-1,956	-31,927***	-2,288	-31,503***	-2,936	-30,743***
KPSS.....	0,285***	0,056	0,353***	0,096	0,284***	0,056	0,288***	0,063

NOTAS: Se hacen los cálculos sobre los logaritmos de los índices y sus primeras diferencias.

Con «***» se denota el rechazo a la hipótesis nula de la prueba con un nivel de significación del 1 por 100.

En las pruebas ADF y PP la hipótesis nula es que la serie es integrada mientras que en KPSS es que la serie es estacionaria.

Las regresiones efectuadas sobre el logaritmo de los índices contienen tendencia temporal y término constante, mientras que las efectuadas sobre sus primeras diferencias únicamente contienen término constante.

FUENTE: Elaboración propia a partir de datos ofrecidos por Analistas Financieros Internacionales.

Resultados

En el Cuadro 5 puede observarse que el análisis del orden de integración de los índices AFI arroja resultados similares para todos los países. Las pruebas ADF y PP no permiten rechazar que el orden de integración sea 1, ya que al aplicar dichos *tests* sobre el logaritmo neperiano de los índices se acepta la hipótesis nula de que son series no estacionarias y, en cambio, se rechaza con un nivel de significación inferior al 1 por 100 la no estacionariedad de las primeras diferencias. Los resultados de la prueba KPSS apuntan en el mismo sentido: se rechaza la estacionariedad de todos los índices con niveles de significación inferiores al 1 por 100, mientras que se acepta la estacionariedad de sus primeras diferencias. Remarcamos que el Cuadro 5 muestra los resultados de los estadísticos de prueba cuando se estima la mejor especificación, según el criterio de Akaike, de los modelos de regresión que deben ser estimados para implementar las pruebas estadísticas efectuadas. Asimismo, en la prueba ADF el número de términos autorregresivos considerados ha sido el mínimo que permitiera ausencia de autocorrelación en los errores.

Los resultados del contraste JJ cuando consideramos como sistema a analizar los cuatro índices de deuda pública se indican en el Cuadro 6. Ésta ofrece el valor de los estadísticos λ -max y λ -traza cuando en el VAR [5] la ecuación de cointegración contiene una constante, lo que implica suponer que en [4] la media de v_t no es necesariamente nula y $k = 8$, ya que se trata del número de retardos mínimo que permite que los errores de las cuatro ecuaciones de [5] no estén autocorrelacionados. Puede observarse que tanto con la prueba λ -max como con la prueba λ -traza rechazamos la hipótesis nula de que no existen relaciones de cointegración con un nivel de significación inferior al 1 por 100. No obstante, ninguna de ambas pruebas rechaza que exista sólo una relación de cointegración. Con la prueba λ -traza se acepta la hipótesis de que el rango de cointegración no es superior a 1, contra la alternativa de que sea superior. Asimismo, el *test* λ -max acepta que el rango de cointegración del sistema de cuatro países es $R = 1$, en contra de la hipótesis alternativa de que $R = 2$.

Los resultados más relevantes de la estimación de [4] y [5] para el conjunto de los cuatro países se señalan en

CUADRO 6

ANÁLISIS DEL RANGO DE COINTEGRACIÓN DE LOS ÍNDICES AFI DE RENTA FIJA PÚBLICA DE ALEMANIA, ESPAÑA, FRANCIA E ITALIA. PRUEBAS DE JOHANSEN Y JUSELIUS

Hipótesis Nula	Hipótesis Alternativa	λ -max	Hipótesis Nula	Hipótesis Alternativa	λ -traza
$R = 0$	$R = 1$	42,67***	$R = 0$	$R > 0$	74,54***
$R = 1$	$R = 2$	15,50	$R \leq 1$	$R > 1$	31,87
$R = 2$	$R = 3$	10,49	$R \leq 2$	$R > 2$	16,37
$R = 3$	$R = 4$	5,89	$R \leq 3$	$R > 3$	5,89

NOTAS: Con «***» se denota el rechazo a la hipótesis nula de la prueba con un nivel de significación del 1 por 100. La especificación de [5] supone que el número de retardos considerados para las primeras diferencias de los índices es $k = 8$.
FUENTE: Elaboración propia a partir de datos ofrecidos por Analistas Financieros Internacionales.

CUADRO 7

COEFICIENTES DE LOS TÉRMINOS DE CORRECCIÓN DEL ERROR EN EL VAR [5]

	Alemania	España	Francia	Italia
Constante	0,02900	0,04794	0,08601	0,04731
Ratio t	1,233	2,117**	3,446***	1,979**

Relación de cointegración:

$$\text{Alemania} + 0,1615 \times \text{España} - 1,0902 \times \text{Francia} - 0,0439 \times \text{Italia} - 0,4027 = 0$$

NOTA: Con «**» y «***» se denota el rechazo de la nulidad del coeficiente con niveles de significación del 5 y el 1 por 100, respectivamente.
FUENTE: Elaboración propia a partir de datos obtenidos de Analistas Financieros Internacionales.

el Cuadro 7, donde sólo se muestra la relación de cointegración y el coeficiente y el nivel de significación de los coeficientes de la matriz α , que cuantifican la velocidad de retorno al equilibrio de los índices de deuda pública. Para acortar la extensión del cuadro, no hemos incluido los valores ajustados para los coeficientes de las matrices $\Gamma_j, j=1,2,\dots,8$, que resultan ser no significativos en prácticamente todos los casos. Su inclusión en [5] está justificada ya que permiten evitar la autocorrelación de sus términos de error. Se observa que tanto en la evolución del índice de renta fija de España como en el de Italia, los coeficientes que cuantifican la velocidad de ajuste al equilibrio de la relación de cointegración estimada son significativos al 95 por 100, mientras que en

el caso de Francia, dicho nivel de significación aumenta hasta el 99 por 100. También se observa que, sorprendentemente, la relación de cointegración estimada no es significativa en la evolución del índice de bonos públicos de Alemania. Una razón plausible podría ser que los precios de los bonos alemanes lideran a los de los bonos del resto de países, cuyos movimientos deben ajustarse, según la relación de equilibrio estimada, a la cotización de los bonos alemanes, que actúan como *benchmark*, fenómeno ya observado, por ejemplo, en Blanco (2001).

Como ya comentamos anteriormente, consideramos interesante realizar un análisis de la cointegración de los mercados de deuda pública por parejas de países.

CUADRO 8

ANÁLISIS DEL RANGO DE COINTEGRACIÓN DE LOS ÍNDICES AFI DE RENTA FIJA PÚBLICA DE LOS PAÍSES ANALIZADOS TOMADOS DE DOS EN DOS. PRUEBAS JJ

Hipótesis Nula	Hipótesis Alternativa	Alemania-España	Alemania-Francia	Alemania-Italia	España-Francia	España-Italia	Francia-Italia
Prueba λ -max							
$R = 0$	$R = 1$	13,66	29,06***	14,73**	16,22**	12,97	23,38***
$R = 1$	$R = 2$	4,95	0,33	8,63	7,21	5,69	0,64
Prueba λ -traza							
$R = 0$	$R > 0$	18,61	29,39***	23,36**	23,44**	18,66	24,02***
$R \leq 1$	$R > 1$	4,95	0,33	8,63	7,21	5,69	0,64
Especificaciones del VAR [5] al realizar el contraste de cointegración							
Número de retardos autorregresivos (k)		4	6	8	4	8	6

NOTAS: Con «**» y «***» se denota el rechazo de la nulidad del coeficiente con niveles de significación del 5 y el 1 por 100, respectivamente. El número de retardos autorregresivos tomados en [5] es el mínimo que permite aceptar la hipótesis de que los residuos de las ecuaciones no están autocorrelacionados.

FUENTE: Elaboración propia a partir de datos obtenidos de Analistas Financieros Internacionales.

En el Cuadro 8 se ofrecen los resultados obtenidos en dichos análisis. Puede observarse que en dicho cuadro también se indica el número de términos autorregresivos que incluyen las ecuaciones del VAR con término de corrección del error usado en la implementación de la prueba JJ.

El Cuadro 8 muestra que las pruebas λ -max y λ -traza indican la presencia de relaciones de equilibrio a largo plazo estables en las parejas que formamos con los índices de Alemania, Francia e Italia. Ambas pruebas rechazan con un nivel de significación del 1 por 100 (5 por 100) que las parejas de índices de Alemania-Francia y Francia-Italia (Alemania-Italia) presenten un rango de cointegración nulo frente a la hipótesis alternativa y, posteriormente, no permiten rechazar que $R = 1$. También podemos observar que tanto λ -max como λ -traza señalan que los índices español y francés están cointegrados. En el VAR construido con los índices de España y Francia las pruebas JJ rechazan la hipótesis nula de que $R = 0$ frente a las alternativas de que $R = 1$ o que $R > 0$ con un nivel

de significación inferior al 5 por 100. No obstante, también debemos señalar que no se detectan relaciones de cointegración de los índices de Italia y Alemania con el de España.

5. Conclusiones

Este trabajo analiza el grado de interdependencia que desde enero de 2002 hasta diciembre de 2005 han alcanzado los precios de los bonos del Estado emitidos por Alemania, España, Francia e Italia, que son los países de la Unión Monetaria Europea (UME) con un mayor volumen de emisión de deuda pública. Como indicadores de la evolución de los precios de los bonos hemos utilizado los índices de deuda pública elaborados por Analistas Financieros Internacionales.

Se ha observado que los bonos franceses son los más volátiles. No obstante, no se trata de los bonos más rentables, ya que durante el período analizado la rentabilidad media (mediana) de los bonos italianos (español

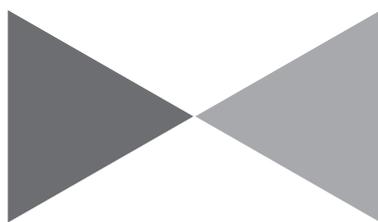
les) ha sido superior. Por otra parte, el análisis de las correlaciones de los rendimientos, que cuantifica el grado de interacción de los mercados analizados en el corto plazo, indica una elevada correlación entre los rendimientos registrados en los mercados de deuda pública de la UME, que nunca es inferior al 85 por 100.

Los análisis de cointegración permiten analizar el nivel de interacción de los mercados de deuda pública de los países analizados en horizontes temporales más largos. El contraste de integración efectuado sobre el conjunto de los cuatro países apunta hacia la existencia de una relación de equilibrio a largo plazo de sus precios. Así, parece perder atractivo en las estrategias de inversión a largo plazo la diversificación entre instrumentos de deuda pública de los cuatro países analizados. Cuando analizamos el comportamiento por pares de países, comprobamos que los instrumentos de deuda de Francia se encuentran cointegrados con el resto de países, mientras que no detectamos la existencia de una relación de integración relevante entre las cotizaciones de los bonos del Estado de España y los de Italia y Alemania. Este hecho, por una parte, aumenta el interés del establecimiento de estrategias de diversificación combinando deuda pública española con deuda alemana o italiana en el largo plazo. Por otra parte, podría dar indicios de cierta inconsistencia de la relación de cointegración detectada para el conjunto de los cuatro países.

Referencias bibliográficas

- [1] AHLGREN, N. y ANTELL, J. (2002): «Testing for Cointegration Between International Stock Prices», *Applied Financial Economics*, 12, 851-861.
- [2] ALEXANDER, C. (2000): «Cointegration-based Trading Strategies: A New Approach to Enhanced Index Tracking and Statistical Arbitrage», en <http://www.banking2020.net>.
- [3] AMOR, J. M. (2001): *Los mercados de deuda pública del área euro*, Escuela de Finanzas Aplicadas (Analistas Financieros Internacionales), Madrid.
- [4] ANALISTAS FINANCIEROS INTERNACIONALES (2007): *Índices Tiempo Real Deuda Euro: Normas técnicas para la composición y el cálculo de los índices*, Analistas Financieros Internacionales, Madrid.
- [5] BAILLIE, R. T. y BOLLERSLEV, T. (1989): «Common Stochastic Trends in a System of Exchange Rates», *Journal of Finance*, 44, 167-181.
- [6] BEN-ZION, U.; CHOI, J. J. y HAUSER, S. (1996): «The Price Linkages between Country Funds and National Stock Markets: Evidence from Cointegration and Causality Tests of Germany, Japan and UK Funds», *Journal of Business Finance and Accounting*, 23, 7, 1005-1017.
- [7] BLANCO, R. (2001): «Los mercados de deuda pública del área euro. Evolución reciente e implicaciones», *Boletín Económico del Banco de España*, noviembre.
- [8] CHAUDHURI, K. (1997): «Cointegration, Error Correction and Granger Causality: An Application with Latin American Stock Markets», *Applied Economic Letters*, 4, 469-471.
- [9] CLARE, A. D.; MARAS, M. y THOMAS, S. H. (1995): «The Integration and Efficiency of International Bond Markets», *Journal of Business Finance and Accounting*, 22, 2, 313-322.
- [10] CORHAY, A.; TOURANI-RAD, A. y URBAIN, J. P. (1993): «Common Stochastic Trends in European Stock Markets», *Economic Letters*, 42, 385-390.
- [11] DE ANDRÉS, J. (2006): «Rentabilidad de los bonos del Estado de la UME», *Boletín de Información Comercial Española*, número 2897, páginas 19-28.
- [12] DICKEY, D. y FULLER, W. (1979): «Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root», *Journal of the American Statistical Association*, 84, 427-431.
- [13] ELÍAS, J.; MIRET, P.; RUIZ, P. y SABATÉ, V. (2001): *El euro: balance de los tres primeros años*, Documento de Trabajo del Servicio de Estudios de la Caixa.
- [14] ENGLE, R. F. y GRANGER, C. W. J. (1987): «Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing», *Econometrica*, 55, 251-276.
- [15] EWING, B. T.; PAYNE, J. E. y SOWELL, C. (1999): «NAFTA and North American Market Linkages: An Empirical Note», *North American Journal of Economics and Finance*, 10, 443-451.
- [16] GRANGER, C. W. J. (1986): «Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, 213-228.
- [17] GRANGER, C. W. J. y HALLMAN, J. (1991): «Long Memory Processes with Attractors», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 53, 11-26.
- [18] JOHANSEN, S. (1988): «Statistical Analysis of Cointegration Vectors», *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- [19] JOHANSEN, S. y JUSELIUS, K. (1990): «Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand of Money», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.
- [20] KANAS, A. (1998): «Linkages between the US and European Equity Markets: Further Evidence from Cointegration Tests», *Applied Financial Economics*, 8, 607-614.

- [21] KANAS, A. (1999): «A Note on the Long-run Benefits from International Equity Diversification for a UK Investor Diversifying in the US Equity Market», *Applied Economic Letters*, 6, 47-53.
- [22] KASA, K. (1992): «Common Stochastic Trends in International Stock Markets», *Journal of Monetary Economics*, 29, 95-124.
- [23] KASIBHATLA, K. M.; STEWARD, D.; SEN, S. y MALINDRETOS, J. (2006): «Are Daily Stock Price Indices in Major European Equity Markets Cointegrated? Tests and Evidenced», *The American Economist*, 50, 2, 47-57.
- [24] KIM, S. J.; MOSHIRIRIAN, F. y WU, E. (2006): «Evolution of International Stock and Bond Market Integration: Influence of the European Monetary Union», *Journal of Banking and Finance*, 30, 1507-1534.
- [25] KLEMEIER, S. y SANDER, H. (2000): «Regionalisation versus Globalisation in European Financial Market Integration: Evidence from Cointegration Analyses», *Journal of Banking and Finance*, 24, 6, 1005-1043.
- [26] KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C. B.; SCHMIDT, P. y SHIN, Y. (1992): «Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root», *Journal of Econometrics*, 54, páginas 159-178.
- [27] LI, X. y XU, J. (2002): «A Note on New Zealand Stock Market Efficiency», *Applied Economics Letters*, 9, 879-883.
- [28] LIU, S. Z.; LIN, K. C. y LAI, S. M. (2006): «Stock Market Interdependence and Trade Relations: A Correlation Test for the U.S. and its Trading Partners», *Economics Bulletin*, 7, 5, 1-15.
- [29] LIU, X.; SONG, H. y ROMILLY, P. (1997): «Are Chinese Stock Markets Efficient? A Cointegration and Causality Analysis», *Applied Economics Letters*, 4, 511-515.
- [30] LUCAS, A. (1997): «Strategic and Tactical Asset Allocation and the Effect of Long-run Equilibrium Relations», *Research Memorandum*, 1997-42, Vrije Universiteit, Ámsterdam.
- [31] MCCAULEY, R. N. (1999): «El euro y los mercados europeos de renta fija», en *El impacto del euro en los mercados financieros*, La Caixa, Barcelona.
- [32] PHILLIPS, P. C. B. y PERRON, P. (1988): «Testing a Unit Root in Time Series Regression», *Biometrika*, 75, 335-346.
- [33] PYNNÖNEN, S. y KNIF, J. (1998): «Common Long-term and Short-term Price Memory in two Scandinavian Markets», *Applied Financial Economics*, 8, 257-265.
- [34] RAHMAN, M. y MUSTAFA, M. J. (1997): «Dynamic Linkages and Granger Causality Between Short-term US Corporate Bond and Stock Markets», *Applied Economics Letters*, 4, 89-91.
- [35] ROBERTS, H. V. (1959): «Stock-market Patterns and Financial Analysis: Methodological Suggestions», *The Journal of Finance*, XIV, 1-10.
- [36] ROLL, R. (1992): «Industrial Structure and the Comparative Behaviour of International Stock Market Indexes», *The Journal of Finance*, XXVII, 3-42.
- [37] SMITH, K. L. (2002): «Government Bond Market Seasonality, Diversification and Cointegration: International Evidence», *The Journal of Financial Research*, XXV, 203-221.
- [38] TAING, S. H. y WORTHINGTON, A. C. (2002): «Comovements among European Equity Sectors: Selected Evidence from the Consumer Discretionary, Consumer Staples, Financial, Industrial and Materials Sectors», *Discussion Papers in Economics, Finance and International Competitiveness*, número 116, Queensland University of Technology, Brisbane.



ECONOMISTAS

1983
2008

La revista de los profesionales
de la Economía cumple 25 años



Colegio de
Economistas
de Madrid