

Integración de los mercados financieros de Europa: El impacto de la crisis soberana de Grecia

ALEJANDRO ISLAS CAMARGO¹

TANIA P. SANABRIA FLORES²

FRANCISCO LÓPEZ HERRERA³

- **Resumen:** Este documento examina la integración entre los mercados accionarios de Europa en cuatro horizontes temporales: el primer periodo cubre la etapa previa a la formación de la Unión Económica y Monetaria (UEM); el segundo abarca la última fase de la formación de la UEM y la puesta en circulación de billetes y monedas con denominación en euros; se analiza también el periodo que abarca los primeros nueve años de entrada en vigor del euro como moneda única, caracterizado por relativa tranquilidad en los mercados bursátiles. El cuarto periodo, además de contener una parte importante de los anteriores, considera los años posteriores al surgimiento de la crisis soberana de Grecia. Mediante el uso de un modelo multivariado de volatilidad estocástica, de factores aditivos, se ofrece evidencia de que los mercados europeos presentan total integración únicamente en el tercer periodo, en donde el comportamiento de sus volatilidades es similar, indicando que sólo un factor latente es necesario para explicar la mayor parte de su variabilidad. Previa y posteriormente a este periodo de relativa tranquilidad, los mercados son más inestables y presentan movimientos, en sus volatilidades, relacionados pero no altamente sincronizados.
- **Abstract:** This paper examines European stock markets integration in four time horizons: the first stage covers the period prior to the formation of the Economic and Monetary Union (EMU); the second covers the last phase of formation of EMU and implementation of banknotes and coins euro denominated; the third period covers the first nine years of entry into force of a single currency, this period is characterized by stable stock markets behavior. Period fourth, which include a significant portion of former ones, covers years after the emergence of the Greek sovereign crisis. By using a multivariate stochastic volatility model of additive factors, our empirical results provide evidence of fully integrated European stock markets only in the third period, where stock market volatility behavior is similar, indicating that only one latent factor is necessary to explain most of its variability. Prior and subsequent to this period of relative calm, stock markets are unstable and have movements in their volatilities, related but not highly synchronized.

¹ Departamento de Estadística (ITAM). E-mail: aislas@itam.mx.

² ITAM. E-mail: tpsanabria@gmail.com.

³ División de Investigación, Facultad de Contaduría y Administración (UNAM). E-mail: francisco_lopez_herrera@yahoo.com.mx

Los autores agradecen las sugerencias de los dictaminadores del artículo.

- **Palabras clave:** Integración de mercados bursátiles, Unión Europea, crisis financieras, modelos de volatilidad estocástica.

- **Clasificación JEL:** G01, G15.

- **Recepción:** 14/08/2012

Aceptación: 18/01/2013

- *Introducción*

De acuerdo con el Banco Central Europeo (2005, 2011b), como consecuencia de la introducción del euro en 11 países (Alemania, Austria, Bélgica, España, Finlandia, Francia, Irlanda, Italia, Luxemburgo, los Países Bajos y Portugal) a partir de enero de 1999, se facilitaron las decisiones de inversión conduciendo a los mercados accionarios de esa región a un mayor grado de integración, ya que la aparición de una moneda única provocó que los inversionistas pudieran incluir más acciones europeas en sus portafolios de inversión mientras el rendimiento esperado en la mayoría de las acciones superara los costos de negociación. Hardouvelis *et al.* (2006) consideran que antes de la introducción del euro, el grado de integración de un mercado accionario europeo con el índice global europeo de acciones se encontraba relacionado positivamente con la percepción que tenía el público respecto a la probabilidad de que el país de dicho mercado se uniera a la Unión Económica y Monetaria (UEM). Sin embargo, la situación de inestabilidad económica y financiera que vive la Unión Europea (UE), a partir de la crisis soberana de Grecia que estalló en 2009,⁴ ha provocado especulaciones en el sector financiero mundial acerca de la sostenibilidad de la zona del euro. Esto propicia cuestionamientos sobre los fundamentos con base en los cuales se formó la UE y la finalidad de converger a la integración financiera como uno de los objetivos fundamentales del proceso de integración económica que inició hace casi medio siglo.

Este trabajo analiza la estructura de largo plazo de los mercados financieros de la zona del euro con el fin de identificar cómo se han integrado en términos del riesgo común que comparten. De esta manera, en este trabajo se investiga si se ha avanzado en la consolidación de la integración financiera, específicamente en los mercados accionarios y, de ser así, qué tan robusta es dicha integración ante la presencia de eventos como el suscitado en Grecia. Para lograr nuestro objetivo analizamos el comportamiento de las volatilidades de dichos mercados a través del tiempo, naturalmente incluyendo el periodo en el que se ha llevado a cabo el proceso de formación de la Unión Económica Monetaria (UEM).

“A raíz del establecimiento de la UEM, la UE ha logrado un gran avance hacia la conclusión del mercado interno” (BCE, 2011a). Como bien se sabe, con la introducción del euro se eliminaron los riesgos cambiarios y los costos de transacción, se incrementaron los vínculos de comercio; de igual forma se facilitaron las decisiones de inversión, ya que las fluctuaciones del tipo de cambio entre países de la zona del euro dejaron de afectar los rendimientos de las inversiones.

⁴ Grecia se incorporó a la Unión Económica y Monetaria en 2001.

De acuerdo con el Banco Central Europeo (BCE), la integración de los mercados financieros es un proceso de unificación a través de la eliminación de impedimentos contra la movilidad de los flujos de inversión, es decir, la integración en los mercados financieros se alcanza cuando todos los agentes económicos se enfrentan a las mismas reglas y tienen igualdad de acceso a instrumentos y servicios financieros (BCE, 2005).

El BCE divide el mercado financiero en 4 segmentos; el mercado de dinero, mercado de bonos, mercado interbancario y el mercado accionario. En lo que respecta al mercado de dinero, el BCE establece que éste ha estado completamente integrado a partir de la aparición del euro el 1 de enero de 1999. De acuerdo con Frankel (1994), el mercado de bonos ofrece una amplia oferta de financiamiento e inversión y ha alcanzado total convergencia a finales de 1990, al igual que el mercado monetario interbancario. Por su parte, para el mercado de renta variable existen varias conclusiones sobre el nivel de integración que no permiten establecer un consenso sobre los periodos en que este sector ha logrado integrarse (ver por ejemplo, Inzinger y Haiss, 2006).

El deterioro de la situación fiscal en varios países europeos, a partir de la crisis de deuda soberana en Grecia que ocurrió a finales de 2009, ha afectado el grado de integración financiera en la zona del euro (BCE, 2011b). Esta crisis ha generado un especial interés por analizar el proceso de integración de los mercados europeos de renta variable ante la evidencia reportada por estudios previos, según la cual, esos mercados no están completamente integrados a pesar de que su total integración es uno de los principales objetivos de la formación de la UEM.

Como se muestra más adelante, a la fecha no hay consenso sobre el grado alcanzado por la integración de los mercados accionarios de la zona del euro. Por tal razón nuestro trabajo contribuye a la comprensión de la integración en el largo plazo de los mercados accionarios de esa región utilizando como fuente de información la volatilidad de los mercados financieros. Nuestra propuesta para estudiar el grado de integración de los principales mercados bursátiles de la UEM, consiste en el uso de un modelo de factores que nos permite caracterizar la estructura de la volatilidad por medio de cierta clase de modelos multivariados de volatilidad estocástica, específicamente, el modelo de volatilidad estocástica multivariado de factores aditivos. La ventaja de usar estos modelos dentro del contexto de la integración global de los mercados es que los movimientos de los indicadores financieros son guiados por factores latentes, los cuales pueden ser estimados con relativa facilidad. La idea central de estos modelos es que las tasas de rendimiento se pueden descomponer en dos componentes. La primera componente consiste de un número reducido de factores que capturan la información relevante sobre los precios de todos los mercados involucrados, mientras que la segunda componente es el ruido idiosincrásico, el cual captura información específica de cada mercado.

En este trabajo se estudia el grado de integración de los mercados bursátiles de Reino Unido, Alemania, Francia, Grecia, España, Italia, Irlanda y Portugal, los cuales, en conjunto, representan el 80% del mercado bursátil de la UE.⁵ A través de datos semanales obtenidos de Bloomberg se estimó el grado de integración en cuatro horizontes temporales, que son periodos clave que nos permitieron identificar cambios en la estructura

⁵ Cifras obtenidas de los Indicadores de Desarrollo del Banco Mundial.

de integración de dichos mercados en el largo plazo. Los periodos considerados son los siguientes: (i) El primer periodo (10 de julio de 1987 al 14 de agosto de 1998, N=579) es previo a la formación de la UEM. (ii) El segundo periodo (10 de julio de 1987 al 28 de diciembre de 2002, N=807) abarca la última fase de formación de la UEM y la puesta en circulación de billetes y monedas denominadas en euros (enero, 2002). (iii) El tercer periodo se definió a partir del 10 de julio de 1987 al 27 de diciembre de 2007 (N=1068), con la intención de examinar el comportamiento de los mercados analizados después del establecimiento de la UEM, pero antes de enfrentar la crisis europea. (iv) El cuarto y último periodo (2 de enero de 1998 al 11 de noviembre de 2011, N=723) analiza los mercados accionarios post-formación de la UEM y dada la crisis europea.

A partir de la definición de integración propuesta por Bekaert y Harvey (1995) y Capiello *et al.* (2006), se acepta que el rendimiento de los mercados integrados está en gran medida determinado por el “componente común” (riesgo sistemático) en vez del “componente específico” (riesgo idiosincrático); algunos de los resultados de nuestro análisis nos permiten concluir lo siguiente: Primero, los mercados aquí considerados presentan total integración únicamente en el tercer periodo, en donde el comportamiento de sus volatilidades es similar, indicando que sólo un factor latente es necesario para explicar la mayor parte de su variabilidad. Segundo, previo y posterior a este periodo de relativa tranquilidad, los mercados son más inestables y presentan movimientos, en sus volatilidades, relacionados pero no altamente sincronizados. Finalmente, nuestros resultados también indican que, en los cuatro periodos, el primer factor captura el movimiento común de las volatilidades en la mayoría de los mercados. Sin embargo, en el cuarto periodo, un segundo y un tercer factor se vuelven relevantes en la explicación del comportamiento común de las volatilidades, evidenciando una disminución en la integración del sector accionario ante choques internos de la región, poniendo en duda el logro de uno de los objetivos planteados en la formación de la UEM.

El resto de este trabajo está organizado de la siguiente manera. La segunda sección presenta una revisión de los trabajos más relevantes sobre integración de mercados accionarios de Europa. En la tercera se describe brevemente el modelo econométrico empleado en el análisis empírico. La cuarta presenta los datos, así como los resultados del análisis y su discusión, y en la quinta sección se muestran las conclusiones.

■ *Revisión de literatura*

Según el Banco Central Europeo (2005), un conjunto dado de instrumentos o servicios financieros está plenamente integrado cuando todos los participantes potenciales de ese mercado están sujetos a un conjunto único de normas, cuando tienen igualdad de acceso a un conjunto de instrumentos o servicios financieros y reciben el mismo trato al operar en el mercado. En otras palabras, la integración de los mercados financieros, de acuerdo al BCE, es un proceso de unificación mediante la eliminación de impedimentos contra la movilidad de los flujos de inversión. Evidentemente, esta definición se relaciona con la teoría de la ley de un solo precio, según la cual, si los activos tienen idéntico nivel de riesgo entonces deberían tener el mismo precio independientemente

del mercado donde se realice la transacción. Si por alguna razón esta ley no se cumple, pueden existir oportunidades de arbitraje (Baele *et al.*, 2004). Si no existen mecanismos que permitan corregir los errores de valuación, el desequilibrio permanecerá implicando primas no ajustadas por el riesgo para los inversionistas y posibles costos de capital mayores para las empresas emisoras de esos activos.

De acuerdo con la teoría de valuación de activos de capital, el riesgo de un activo está compuesto por una parte sistemática y otra idiosincrática, las cuales se diferencian porque esta última puede ser diversificada, mientras que el riesgo común no (Emiris, 2002). Esta característica ha llevado a que, para determinar si los rendimientos de los activos están influenciados por factores comunes más que locales, algunos autores utilicen el modelo de valuación de activos de capital ampliamente conocido como CAPM (véase, Bekaert y Harvey, 1995, Hardouvelis *et al.*, 2006). De acuerdo con Bekaert y Harvey (1995) y Capiello *et al.* (2006), entre más integrados estén los mercados debe disminuir la influencia del componente específico en los rendimientos de los activos y, por lo tanto, éstos están determinados principalmente por el factor global.

Aunque el Banco Central Europeo (2011b) afirma que, en general, es más difícil medir el grado de integración de los mercados accionarios debido a que los rendimientos de las acciones no son directamente comparables, esa institución mide el grado de integración a través de un indicador sencillo comparando entre países y entre sectores la dispersión de los rendimientos accionarios mensuales a través del tiempo. Ese indicador refleja las oportunidades de diversificación: entre mayor sea la dispersión, menor es la correlación y, por lo tanto, mayores serán los beneficios al diversificar el riesgo.

Por medio de un modelo de rendimientos que distingue entre factores globales y locales, Capiello *et al.* (2006) muestran que un mayor grado de integración se asocia con un incremento en la proporción de la varianza explicada por los factores globales y observan además que, debido a la reducción considerable en el riesgo del tipo de cambio, al anunciarse qué países adoptarían el euro, en 1998 se nota un incremento importante en la correlación de los rendimientos accionarios de las economías grandes de la zona del euro (Francia, Alemania, Italia, España y Los Países Bajos), en tanto que en las economías pequeñas (Austria, Bélgica, Finlandia, Irlanda y Portugal), la correlación permanece sin cambio durante la segunda mitad de la década de 1990. Capiello *et al.* (2006) concluyen que el establecimiento de una moneda única representó un factor importante en la integración financiera, aunque sólo se reflejó incrementándose el grado de integración de los mercados accionarios de las grandes economías de la eurozona.

En su revisión de la literatura, Inzinger y Haiss (2006) encuentran que la mayoría de los 54 estudios revisados concluyen que se ha dado un incremento en la integración financiera en Europa. En el estudio de Fratzscher (2001), quien utiliza un modelo GARCH trivariado con rendimientos diarios de 16 países europeos pertenecientes a la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE), se aporta evidencia de que el grado de integración ha aumentado, particularmente entre países que han adoptado el euro, aunque el autor afirma que el grado de integración ha sido poco robusto en el tiempo.

Por otra parte, en su análisis de la integración financiera, Kenourgios y Samitas (2003) se concentran en estudiar específicamente la relación entre el país Griego y los mercados accionarios de Reino Unido, Alemania, Francia, Portugal y Bélgica a través de pruebas de cointegración. Kenourgios y Samitas (2003) encuentran que existe movimiento común entre el mercado accionario griego y el británico y no existen vínculos entre Grecia y los demás países. La existencia de una tendencia estocástica común entre los precios de las acciones en el mercado griego y británico muestra que pueden ser consideradas posibles ganancias por arbitraje a través del tiempo. Por lo tanto, los vínculos económicos y geográficos de la UE no necesariamente implican que los mercados accionarios sigan la misma tendencia estocástica. Esto causa que Kenourgios y Samitas (2003) rechacen la hipótesis de integración en los mercados accionarios de la UE.

De acuerdo con Kim *et al.* (2005), el grado de integración de los mercados accionarios se ha incrementado notoriamente, tanto en el nivel global como en el regional, volviéndose más fuerte y estable a partir de 1999. En lo particular destacan que, en los dos años previos a la introducción oficial del euro como moneda común en la UEM, se observó un incremento acelerado en la integración dentro de las regiones del mundo y entre ellas. Además, sus resultados muestran un cambio de régimen en los mercados accionarios de la UEM. Estos resultados parecen sugerir que el euro ha sido sumamente importante en el proceso de la integración de dichos mercados accionarios, sin embargo, no existe un consenso generalizado al respecto. Por ejemplo, Soares (2008) analiza la integración de 16 mercados accionarios de países europeos (12 de ellos miembros de la UEM) mediante la aplicación de técnicas de cointegración uniecuacionales a los cambios semanales en los índices de esos mercados bursátiles. El periodo de dicho estudio no incluye la etapa de transición ni la etapa inicial de la introducción del euro, cubre de 2001 a 2005. Con base en sus resultados, Soares sostiene que, a pesar de la importancia que tiene para la integración financiera su adopción como moneda única, el euro no ha desempeñado el papel que debería.

Por su parte, en su estudio, Bekaert *et al.* (2011) muestran evidencia que sugiere la existencia de un alto grado de integración entre los mercados accionarios de Europa. Sin embargo, con base en sus resultados, argumentan que el efecto que se puede atribuir a la introducción del euro sobre la integración de los mercados accionarios no es tan significativo como lo es en sí misma la pertenencia a la UE.

Andrade y Chhaochharia (2012) comparan la valuación de acciones de diferentes sectores de actividad económica en países de la zona del euro (Alemania, Austria, Bélgica, España, Finlandia, Francia, Grecia, Irlanda, Italia, Países Bajos y Portugal) y países europeos que no forman parte de la unión monetaria (Dinamarca, Noruega, Reino Unido, Suecia y Suiza). Un aspecto importante a considerar es que Andrade y Chhaochharia encuentran que, a partir de 2007, se observa un movimiento que revierte abruptamente la tendencia de largo plazo hacia la integración entre los mercados accionarios de Europa. Debido a ese cambio, sostienen, la integración de esos mercados se encontraba a finales de 2011 en el mismo nivel que a principios de los años 1990.

■ *Modelación econométrica de la volatilidad en los rendimientos bursátiles*

Modelo estocástico univariado

Modelar la volatilidad como un proceso estocástico es un asunto relativamente complejo. En el mundo real, la volatilidad no es una variable observable y se carece de un modelo de volatilidad estocástica de aceptación general. Uno de los modelos más difundidos de volatilidad estocástica (véase, por ejemplo, Taylor 1986) expresa la varianza estocástica como

$$(1) \quad y_t = \sigma_t \xi_t, \sigma_t^2 = \zeta \exp\left(\frac{h_t}{2}\right), t = 1, 2, \dots, T,$$

donde h_t corresponde a un proceso AR(1)

$$(2) \quad h_t = \phi h_{t-1} + \eta_t, \quad \eta_t \sim i.i.d.N(0, \sigma_\eta^2)$$

Aquí, ζ es una constante y se supone que los procesos ξ_t y η_t son independientes. Si el parámetro autorregresivo ϕ , toma valores en el intervalo $(-1, 1)$, entonces (2) se vuelve un proceso estacionario. Si ξ_t y η_t son ruidos blancos Gaussianos independientes con varianzas 1 y σ_η^2 respectivamente, el sistema (1)-(2) se denomina modelo de volatilidad estocástica log-normal. Una interpretación de la volatilidad logarítmica en el momento t , h_t es que representa el flujo aleatorio de nueva información. El parámetro ζ desempeña el papel de un factor de escala constante y se puede concebir como la volatilidad instantánea modal; ϕ es la persistencia de la volatilidad y σ_η^2 representa la expresión logarítmica de la volatilidad. Algunos enfoques para la estimación del modelo de volatilidad estocástica son: 1) la cuasimáxima verosimilitud (QML) sugerida por Nelson (1988) y por Harvey, Ruiz y Shephard (1994); 2) el enfoque Bayesiano jerárquico propuesto por Jacquier, Polson y Rossi (1994) y 3) el enfoque de cuasi-máxima verosimilitud mejorada (IQML) propuesto por Breidt y Carriquiry (1996).

El estimador de cuasi-máxima verosimilitud Mejorada (IQML)

Obsérvese que cuando las observaciones son iguales a cero, la transformación de un modelo de volatilidad estocástica a su versión de modelo de espacio-estado no puede realizarse. En realidad, el resultado de aplicar la transformación se vuelve sospechoso ante la presencia de valores cercanos a cero. Se han propuesto varias alternativas para clarificar tales valores. Breidt y Carriquiry (1996) modificaron la transformación logarítmica al evaluar no en la posible medida cero, sino en un incremento suficientemente pequeño, y luego extrapolar linealmente. Así, en el marco del modelo de volatilidad estocástica Breidt y Carriquiry obtuvieron la transformación robustecida

$$\begin{aligned}
 (3) \quad x_i^* &= \log(y_i^2 + \delta \hat{\sigma}^2) - (y_i^2 + \delta \hat{\sigma}^2)^{-1} \delta \hat{\sigma}^2 \\
 &= \log(\sigma_i^2) + \log(\xi_i^2 + \delta \hat{\sigma}^2 \sigma_i^{-2}) - (\xi_i^2 + \delta \hat{\sigma}^2 \sigma_i^{-2})^{-1} \delta \hat{\sigma}^2 \sigma_i^{-2} \\
 &= \mu^* + h_i + \varepsilon_i^*
 \end{aligned}$$

donde

$$\begin{aligned}
 \mu^* &= \log(\xi_i^2) + E[\log(\xi_i^2 + \delta \hat{\sigma}^2 \sigma_i^{-2}) - (\xi_i^2 + \delta \hat{\sigma}^2 \sigma_i^{-2})^{-1} \delta \hat{\sigma}^2 \sigma_i^{-2}] \\
 \varepsilon_i^* &= \log(\xi_i^2 + \delta \hat{\sigma}^2 \sigma_i^{-2}) - (\xi_i^2 + \delta \hat{\sigma}^2 \sigma_i^{-2})^{-1} \delta \hat{\sigma}^2 \sigma_i^{-2} - \mu^* + \log(\xi_i^2)
 \end{aligned}$$

Aquí, δ es una constante pequeña y $\hat{\sigma}^2$ es la media muestral de y_i^2 . Breidt y Carriquiry (1996) reportan un valor de $\delta = 0.005$ como el valor más pequeño para el cual el exceso de curtosis de ε_i^* resultó cercano a cero dentro de un gran conjunto de valores paramétricos. Este valor de δ también reduce sustancialmente la asimetría de ε_i^* . Cabe mencionar que los estimadores IQML propuestos por Breidt y Carriquiry son más eficientes que los estimadores QML cuando se trabaja con muestras pequeñas.

Modelo estocástico multivariado

Existen razones de índole económica y econométrica para suponer que los modelos de volatilidad estocástica multivariados son importantes. El conocimiento de la estructura de correlación es vital en muchas aplicaciones de finanzas, tales como la administración de riesgos. Más aún, debido a que la volatilidad de varios mercados financieros se mueve de manera conjunta, modelar la dinámica de la volatilidad en un esquema multivariado puede traer como consecuencia una gran eficiencia estadística.

Harvey *et al* (1994) proponen el primer modelo de volatilidad estocástica multivariado de la siguiente forma

$$\begin{aligned}
 y_t &= H_t^{\frac{1}{2}} \xi_t, \quad H_t^{\frac{1}{2}} = \text{diag}\left\{\exp\left(\frac{h_{1t}}{2}\right), \dots, \exp\left(\frac{h_{mt}}{2}\right)\right\} = \text{diag}\{\exp(h_t/2)\} \\
 h_{t+1} &= \mu + \phi \circ h_t + \eta_t, \\
 \begin{pmatrix} \xi_t \\ \eta_t \end{pmatrix} &\sim N\left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} P_\xi & 0 \\ 0 & \Sigma_\eta \end{pmatrix}\right],
 \end{aligned}$$

donde $h_t = (h_{1t}, \dots, h_{mt})'$ es un vector de volatilidad logarítmica no observable de orden $mx1$, μ y ϕ son vectores de parámetros de orden $mx1$, el operador \circ denota el producto de Hadamard, $\Sigma_\eta = \{\sigma_{\eta,ij}\}$ es una matriz positiva definida y $P_\xi = \{\rho_{ij}\}$ es la matriz de correlaciones con $\rho_{ij} = 1$ y $|\rho_{ij}| < 1$ para cualquier $i \neq j, i, j = 1, 2, \dots, m$.

Dentro de este contexto, la idea básica del modelo multivariado de volatilidad estocástica de factores aditivos consiste en descomponer las tasas de rendimiento en dos componentes. La primera componente tiene un número reducido de factores que cap-

turan la información relevante de los precios de todas las acciones, mientras que la segunda componente es un ruido idiosincrático que captura la información específica de los precios de las acciones.

Denótese por \mathbf{h}_t el vector de factores de orden $k \times 1$ ($k < m$) y por Θ a la matriz de orden $m \times k$ compuesta por las cargas de los factores. El modelo de volatilidad estocástica multivariado de factores aditivos puede escribirse de la siguiente manera.

$$(4) \quad \mathbf{w}_t = -1.27\mathbf{i} + \Theta\mathbf{h}_t + \bar{\mathbf{h}} + \boldsymbol{\varepsilon}_t$$

$$(5) \quad \mathbf{h}_t = \mathbf{h}_{t-1} + \boldsymbol{\eta}_t, \text{Var}(\boldsymbol{\eta}_t) = \Sigma_{\eta}$$

donde \mathbf{w}_t y $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ son vectores de orden $m \times 1$ con componentes y_{it}^2 y $\varepsilon_{it} = \log \xi_{it}^2 + 1.27$, $i = 1, 2, \dots, m$, respectivamente, y \mathbf{i} es un vector de unos de orden $m \times 1$, $\boldsymbol{\eta}_t$ un vector de orden $k \times 1$, Σ_{η} es una matriz positiva definida de orden $k \times k$ y $\bar{\mathbf{h}}$ es un vector de orden $m \times 1$ cuyas primeras k componentes son iguales a cero, mientras que sus restantes $m-k$ componentes son no restringidas. El logaritmo de la varianza de la i -ésima serie, es el i -ésimo elemento de $\Theta\mathbf{h}_t + \bar{\mathbf{h}}$. Si $k < m$, las \mathbf{w}_t están cointegradas en el sentido de Engle y Granger (1987). De esta manera, el modelo estructural multivariado con componentes correlacionadas es similar al modelo de ecuaciones aparentemente no correlacionadas de series de tiempo. Considerando el sistema (4)-(5) como un modelo de espacio-estado Gaussiano, podemos obtener los estimadores IQML de los parámetros por medio del filtro de Kalman.

■ *Análisis empírico*

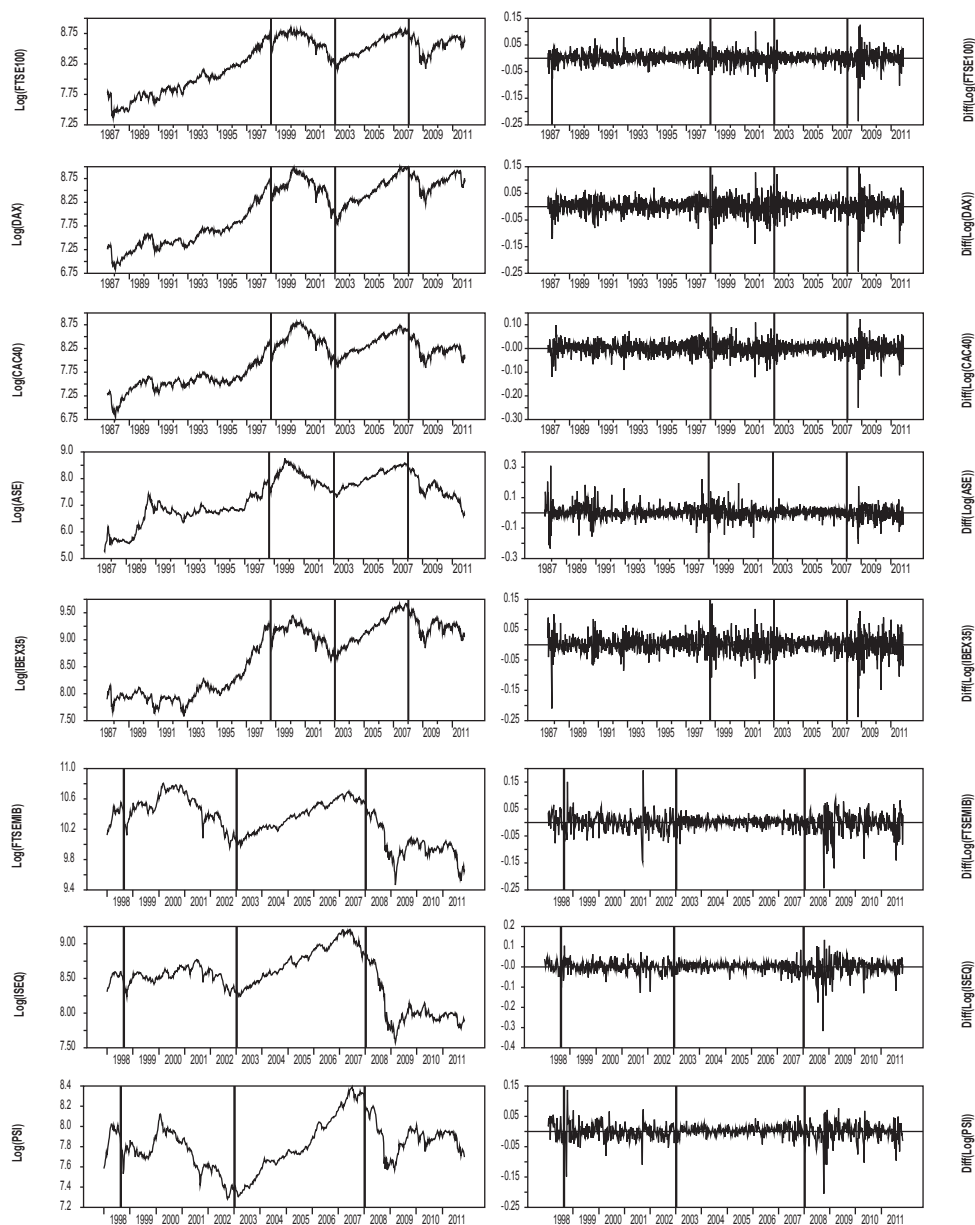
El presente estudio se basa en los índices de precios accionarios de los mercados de Alemania (DAX), Reino Unido (FTSE 100), Francia (CAC 40), España (IBEX35), Grecia (ASE), Italia (FTSE MIB), Irlanda (ISEQ) y Portugal (PSI). Los datos se obtuvieron de Bloomberg, corresponden al periodo del diez de julio de 1987 al 11 de noviembre de 2011, con una muestra de 1,271 rendimientos semanales de cada uno de los índices en cuestión, excepto para los mercados de Italia, Irlanda y Portugal, para los cuales sólo se dispone de información a partir del 2 de enero de 1998. Se optó por el uso de datos semanales para evitar el problema de no sincronía del periodo de operaciones (“nonsynchronous trading”) y minimizar el efecto que causa el cierre de los mercados en fin de semana, que ocurre en horarios distintos en cada país. Más aún, el uso de rendimientos semanales de estos ocho países, calculados de viernes a viernes, comparte largos periodos de comercialización y por lo tanto también información entre mercados.

Análisis exploratorio de los datos y resultados del análisis

En la figura 1 se presenta la transformación logarítmica de los ocho índices y sus correspondientes tasas de rendimiento. Esta figura revela algunas propiedades interesantes. Primero, durante el periodo que comprende del 10 de julio de 1987 al 14 de agosto

Figura 1

Logaritmo de los índices bursátiles y sus correspondientes tasas de rendimiento
 (10 de julio de 1987-11 de noviembre de 2011: 1270 observaciones;
 2 de enero de 1998-11 de noviembre de 2011: 723 observaciones)



Fuente: Elaboración propia.

de 1998, los mercados exhiben una tendencia a crecer con una volatilidad relativamente estable, excepto para los mercados de Grecia y España. Mientras el mercado de España parece fluctuar alrededor de un nivel estacionario durante el periodo de 1988-1993, el mercado griego hace lo mismo pero durante el periodo de 1991-1997. Segundo, los periodos que comprenden del 17 de agosto de 1998 al 28 de diciembre del 2002 y el que corresponde del 2 de enero de 2008 en adelante son periodos de alta volatilidad en los rendimientos, mientras que el periodo del 3 de enero del 2003 al 20 de diciembre del 2007 se caracteriza por exhibir una marcada tendencia a crecer y bajas volatilidades. Finalmente, los índices de los mercados de Alemania, Reino Unido y Francia exhiben movimientos muy similares; lo mismo parece ocurrir entre los mercados de España, Grecia, Italia, Irlanda y Portugal.

Esta clase de comportamiento en los mercados sugiere que uno o dos factores comunes podrían ser una elección apropiada para describir el comportamiento conjunto de la volatilidad de las ocho tasas de rendimiento de estos mercados. Más adelante retomaremos este análisis exploratorio de los datos para motivar el uso de los modelos multivariados de volatilidad estocástica para estudiar el comportamiento conjunto de las volatilidades.

Continuando con el análisis exploratorio de los datos, el Cuadro 1 presenta algunas estadísticas básicas de las tasas de rendimiento. Al parecer, las tasas de rendimiento de los ocho países poseen características similares. Todas las series, excepto Grecia, muestran una asimetría negativa, lo que implica una falta de simetría. Todas las series tienen curtosis positiva y son leptocúrticas y, por lo tanto, ninguna serie sigue una distribución normal tal y como lo indica la prueba de Jarque-Bera. Obsérvese también que la tasa de rendimientos de Grecia presenta la mayor varianza, mientras que la tasa del Reino Unido es la de menor varianza.

El Cuadro 2 reporta la estadística de Box-Ljung para dos transformaciones de las tasas de rendimientos r_{it} . Como puede observarse, la estadística de Box-Ljung del cuadrado y el logaritmo del cuadrado de las tasas de rendimiento muestran una clara evidencia de no linealidad.

El modelo univariado de volatilidad estocástica se estimó mediante el método IQML para cada uno de los índices de los ocho mercados de valores en consideración. Es importante recordar que el método de estimación considera la transformación (3) que, además de eliminar las tasas de rendimiento con valores iguales a cero, también corrige el exceso de curtosis y asimetría de ε_t^* , proporcionando así estimadores más eficientes que los estimadores QML. Los Cuadros 3.1 a 3.4, panel (a), presentan las estimaciones IQML de los parámetros ϕ , σ_η^2 y γ en el modelo univariado de volatilidad estocástica para cada uno de los periodos considerados. Los valores de ϕ cercanos a uno indican una considerable persistencia en la volatilidad logarítmica. En los primeros tres periodos, Grecia y España son los mercados con mayor persistencia y los más volátiles, mientras que el mercado con menor volatilidad logarítmica es el del Reino Unido. Para el cuarto periodo, donde ya se incluyen los mercados de Irlanda, Italia y Portugal, Grecia sigue siendo el mercado con la volatilidad más persistente y Reino Unido el menos volátil. Debido a la gran persistencia que presentan los ocho mercados en cuestión, en

Cuadro 1

Estadísticas descriptivas de las tasas de rendimientos de los mercados bursátiles. Se plantean las hipótesis nulas:
 H_0 : Asimetría = 0, H_0 : Exceso de curtosis = 0 y H_0 : Normalidad. Prueba de Jarque-Bera para probar normalidad

	Reino Unido	Alemania	Francia	Grecia	España	Italia	Irlanda	Portugal
Media	(1) 0.001431	0.002322	0.001703	0.004469	0.002256			
	(2) 0.000588	0.000859	0.000872	0.002733	0.001012			
	(3) 0.000937	0.001627	0.001244	0.003070	0.001621			
	(4) 0.000091	0.000469	0.000049	-0.000932	0.000191	-0.000632	-0.000564	0.000157
Desviación estándar	(1) 0.022665	0.025169	0.026335	0.047187	0.027519			
	(2) 0.023718	0.030296	0.029071	0.047326	0.030102			
	(3) 0.022311	0.029231	0.027272	0.042708	0.027819			
	(4) 0.026533	0.035605	0.032591	0.042027	0.033271	0.034639	0.034145	0.026797
Prueba de normalidad	(1) 16086.663*	116.850*	33.540*	1209.961*	1314.065*			
	(2) 8362.976*	165.027*	45.881*	1156.640*	694.708*			
	(3) 10734.183*	235.884*	85.623*	2267.065*	1127.124*			
	(4) 3472.998*	673.630*	1064.552*	468.108*	886.835*	1465.685*	5003.838*	2082.170*
Exceso de Curtosis	(1) 25.425851*	1.725719*	1.041221*	6.966489*	7.175271*			
	(2) 15.489020*	1.991186*	1.107339*	5.788119*	4.438167*			
	(3) 15.276764*	2.133896*	1.308563*	7.078390*	4.915620*			
	(4) 10.525269*	4.542938*	5.695008*	3.939499*	5.168410*	6.771631*	12.456493*	8.003259*
Asimetría	(1) -2.254482*	-0.682901*	-0.276639*	0.636761*	-0.863787*			
	(2) -1.483518*	-0.485552*	-0.185929**	0.473260*	-0.490699*			
	(3) -1.399827*	-0.432216*	-0.230094*	0.458715*	-0.539749*			
	(4) -1.061247*	-0.656293*	-0.852162*	-0.069272	-0.825539*	-0.836429*	-1.653654*	-1.125334*

*significativa al 1%; **significativa al 5%.

El primer renglón (1) en cada bloque presenta las estadísticas para el período que comprende del 10 de julio de 1987 al 14 de agosto de 1998.

El segundo renglón (2) en cada bloque muestra las estadísticas para el período del 10 de julio de 1987 al 27 de diciembre del 2002.

El tercer renglón (3) en cada bloque muestra las estadísticas para el período del 10 de julio de 1987 al 28 de diciembre del 2007.

El cuarto renglón (4) en cada bloque muestra las estadísticas para el período del 2 de enero 1998 al 11 de noviembre del 2011.

Cuadro 2
Estadística Q de Box-Ljung, con 10 rezagos para dos transformaciones de las tasas de rendimientos r_{it} .
Los valores p entre paréntesis, del cuadrado y el logaritmo del cuadrado de las tasas de rendimiento
muestran una clara evidencia de no linealidad

	$(r_{it})^2$				$\log(r_{it})^2$			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
Reino Unido	6.67 (0.756)	10.09 (0.432)	16.64 (0.083)	125.40 (0.000)	18.55 (0.046)	16.05 (0.098)	45.75 (0.000)	54.43 (0.000)
Alemania	152.63 (0.000)	282.35 (0.000)	380.36 (0.000)	186.33 (0.000)	24.06 (0.007)	136.87 (0.000)	156.58 (0.000)	115.91 (0.000)
Francia	80.79 (0.000)	130.59 (0.000)	218.93 (0.000)	116.04 (0.000)	39.13 (0.000)	61.54 (0.000)	80.28 (0.000)	123.79 (0.000)
Grecia	184.95 (0.000)	182.40 (0.000)	284.84 (0.000)	82.56 (0.000)	69.97 (0.000)	157.38 (0.000)	205.06 (0.000)	84.83 (0.000)
España	121.19 (0.000)	164.14 (0.000)	244.52 (0.000)	145.15 (0.000)	47.39 (0.000)	52.44 (0.000)	66.55 (0.000)	68.94 (0.000)
Italia				132.95 (0.000)				175.05 (0.000)
Irlanda				129.55 (0.000)				94.62 (0.000)
Portugal				130.48 (0.000)				98.32 (0.000)

Las columnas (1) presentan las estadísticas para el periodo del 10 de julio de 1987 al 14 de agosto de 1998.
 Las columnas (2) muestran las estadísticas para el periodo del 10 de julio de 1987 al 27 de diciembre del 2002.
 Las columnas (3) muestran las estadísticas para el periodo del 10 de julio de 1987 al 28 de diciembre del 2007.
 Las columnas (4) muestran las estadísticas para el periodo del 2 de enero 1998 al 11 de noviembre del 2011.

los Cuadros 3.1 a 3.4, panel (b) se presentan las estimaciones bajo la especificación de una caminata aleatoria. Como puede observarse por medio del logaritmo de la verosimilitud, el ajuste bajo las dos especificaciones es prácticamente igual. Las desviaciones estándar asintóticas de los parámetros estimados se reportan en paréntesis. También se reporta el estadístico de *Box-Ljung* junto con su valor *p* entre paréntesis, el cual indica que no existe correlación en los residuales.

Cuadro 3.1

Estimación de los parámetros del modelo univariado de volatilidad estocástica usando datos semanales en cada uno de los mercados considerados, estimador IQML.

Primer periodo (Panel (a) AR (1); Panel (b) caminata aleatoria)

Periodo 1: 10 de julio de 1987 al 14 de agosto de 1998						
		Reino Unido	Alemania	Francia	Grecia	España
(a)	$\hat{\phi}$	0.9742 (0.023)	0.9733 (0.016)	0.9632 (0.022)	0.9792 (0.012)	0.9589 (0.025)
	$\hat{\sigma}_{\eta}^2$	0.0085 (0.009)	0.0179 (0.012)	0.0182 (0.013)	0.0356 (0.017)	0.0365 (0.024)
	γ	-7.7548 (0.176)	-7.4519 (0.216)	-7.2375 (0.179)	-6.6112 (0.345)	-7.3824 (0.203)
	$\log L$	-1216.81	-1238.36	-1222.32	-1245.61	-1240.22
(b)	$\hat{\sigma}_{\eta}^2$	0.0038 (0.004)	0.0106 (0.006)	0.0088 (0.006)	0.0262 (0.011)	0.0184 (0.010)
	$\log L$	-1218.06	-1240.32	-1225.00	-1246.56	-1242.72
	$Q(15)$	1.229 (0.996)	6.042 (0.642)	9.138 (0.331)	46.539* (0.092)	9.258 (0.321)

Desviaciones estándar para los parámetros estimados entre paréntesis.

Valor *p* para la estadística *Q* de Box-Ljung entre paréntesis.

* Estadística *Q* de Box-Ljung con 35 rezagos.

Cuadro 3.2

Estimación de los parámetros del modelo univariado de volatilidad estocástica usando datos semanales en cada uno de los mercados considerados, estimador IQML.

Segundo periodo (Panel (a) AR (1); Panel (b) caminata aleatoria)

Periodo 2: 10 de julio de 1987 al 27 de diciembre del 2002						
		Reino Unido	Alemania	Francia	Grecia	España
(a)	$\hat{\phi}$	0.9881 (0.012)	0.9879 (0.008)	0.9755 (0.015)	0.9817 (0.010)	0.9675 (0.018)
	$\hat{\sigma}_\eta^2$	0.0037 (0.004)	0.0140 (0.008)	0.0146 (0.009)	0.0266 (0.012)	0.0278 (0.017)
	γ	-7.5815 (0.195)	-7.0126 (0.335)	-7.0390 (0.189)	-6.5638 (0.321)	-7.1894 (0.199)
	$logL$	-1689.75	-1696.58	-1697.18	-1720.52	-1724.95

Periodo 2: 10 de julio de 1987 al 27 de diciembre del 2002						
		Reino Unido	Alemania	Francia	Grecia	España
(b)	$\hat{\sigma}_{\eta}^2$	0.0017 (0.002)	0.0092 (0.005)	0.0066 (0.004)	0.0192 (0.007)	0.0129 (0.007)
	$\log L$	-1690.66	-1697.22	-1699.33	-1722.09	-1727.92
$Q(15)$		2.878 (0.942)	12.673 (0.124)	12.269 (0.140)	47.613* (0.076)	12.471 (0.131)

Desviaciones estándar para los parámetros estimados entre paréntesis.

Valor p para la estadística Q de Box-Ljung entre paréntesis.

* Estadística Q de Box-Ljung con 35 rezagos.

Cuadro 3.3

Estimación de los parámetros del modelo univariado de volatilidad estocástica usando datos semanales en cada uno de los mercados considerados, estimador IQML. Tercer periodo (Panel (a) AR (1); Panel (b) caminata aleatoria)

Periodo 3: 10 de julio de 1987 al 28 de diciembre del 2007						
		Reino Unido	Alemania	Francia	Grecia	España
(a)	$\hat{\phi}$	0.9863 (0.009)	0.9867 (0.007)	0.9813 (0.010)	0.9858 (0.008)	0.9777 (0.011)
	$\hat{\sigma}_{\eta}^2$	0.0064 (0.004)	0.0132 (0.006)	0.0143 (0.007)	0.0201 (0.008)	0.0175 (0.009)
	γ	-7.7364 (0.178)	-7.2039 (0.277)	-7.2760 (0.232)	-6.7748 (0.301)	-7.3523 (0.195)
	$logL$	-2240.96	-2242.39	-2263.40	-2268.31	-2266.73
(b)	$\hat{\sigma}_{\eta}^2$	0.0039 (0.002)	0.0092 (0.004)	0.0087 (0.004)	0.0146 (0.005)	0.0097 (0.004)
	$logL$	-2242.88	-2244.34	-2266.06	-2269.93	-2269.85
	$Q(15)$	11.193 (0.739)	22.198 (0.103)	23.755 (0.069)	32.458 (0.006)	14.083 (0.519)

Desviaciones estándar para los parámetros estimados entre paréntesis.

Valor p para la estadística Q de Box-Ljung entre paréntesis.

Cuadro 3.4

Estimación de los parámetros del modelo univariado de volatilidad estocástica usando datos semanales en cada uno de los mercados considerados, estimador IQML. Cuarto periodo (Panel (a) AR (1); Panel (b) caminata aleatoria)

Periodo 4: 2 de enero de 1998 al 11 de noviembre del 2011									
		Reino Unido	Alemania	Francia	Grecia	España	Italia	Irlanda	Portugal
(a)	$\hat{\phi}$	0.9858 (0.009)	0.9796 (0.011)	0.9858 (0.009)	0.9942 (0.005)	0.9884 (0.008)	0.9878 (0.008)	0.9872 (0.009)	0.9924 (0.007)
	$\hat{\sigma}_{\eta}^2$	0.0098 (0.007)	0.0199 (0.011)	0.0150 (0.008)	0.0056 (0.003)	0.0094 (0.005)	0.0180 (0.009)	0.0108 (0.007)	0.0097 (0.007)

Periodo 4: 2 de enero de 1998 al 11 de noviembre del 2011								
	Reino Unido	Alemania	Francia	Grecia	España	Italia	Irlanda	Portugal
γ	-7.5059 (0.260)	-6.8125 (0.304)	-6.9198 (0.316)	-6.4452 (0.427)	-6.9284 (0.303)	-6.8956 (0.390)	-7.1370 (0.280)	-7.4240 (0.450)
$\log L$	-1520.56	-1502.95	-1513.30	-1527.23	-1515.69	-1522.00	-1525.30	-1543.42
(b) $\hat{\sigma}_\eta^2$	0.0066 (0.004)	0.0133 (0.006)	0.0112 (0.005)	0.0047 (0.002)	0.0068 (0.004)	0.0139 (0.006)	0.0077 (0.004)	0.0072 (0.004)
$\log L$	-1521.84	-1502.95	-1514.38	-1527.18	-1516.46	-1522.56	-1526.38	-1543.30
$Q(15)$	21.394 (0.125)	20.997 (0.137)	14.841 (0.463)	10.988 (0.753)	9.286 (0.862)	18.868 (0.220)	33.071 (0.129)	22.499 (0.095)

Desviaciones estándar para los parámetros estimados entre paréntesis.

Valor p para la estadística Q de Box-Ljung entre paréntesis.

* Estadística Q de Box-Ljung con 25 rezagos.

La estimación del modelo de volatilidad estocástica mediante el filtro de Kalman permite obtener estimaciones suavizadas y filtradas de la varianza. El estimador suavizado, conocido simplemente como suavizador, se basa en más información que el estimador filtrado, por lo que en general tiene una matriz de error cuadrático medio menor que la de este último. En la figura 2 se encuentran graficados los valores absolutos de las tasas de rendimiento de los índices accionarios y su respectiva estimación suavizada de la volatilidad, para el tercer periodo. Cabe destacar que los resultados de nuestro análisis univariado muestran evidencia de que, durante el tercer periodo, las volatilidades de cada uno de estos mercados muestran comportamientos muy similares y bastante sincronizados. Sin embargo, para los periodos previos y posteriores al tercero, los mercados son más inestables y presentan movimientos, en sus volatilidades, relacionados pero no altamente sincronizados.⁶

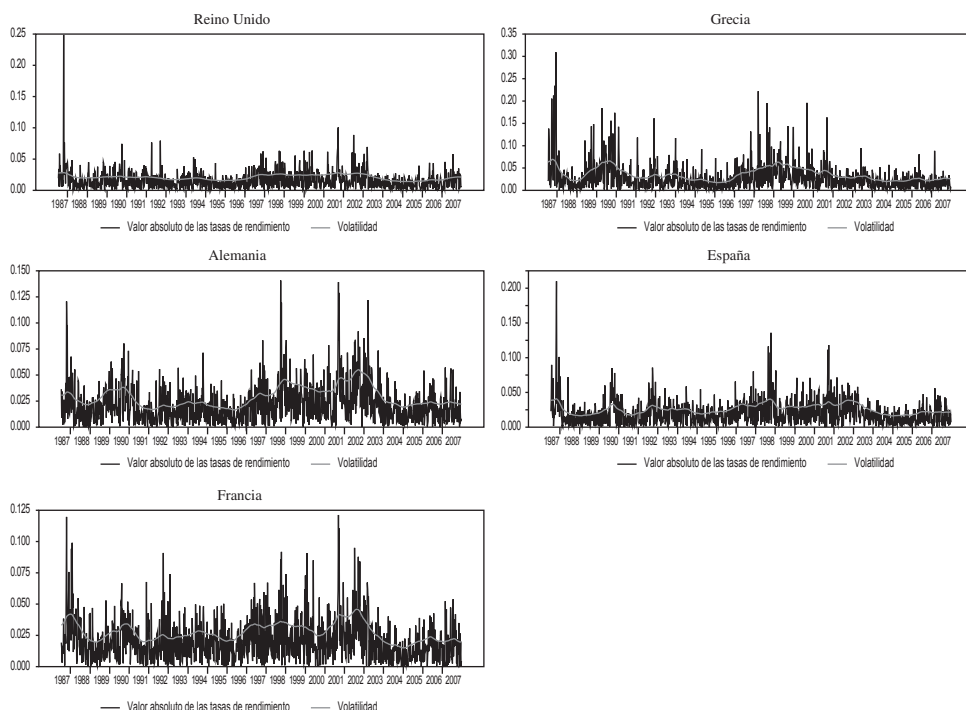
El siguiente paso en nuestro análisis empírico consiste en estimar un modelo multivariado de volatilidad estocástica en donde se formula que la dinámica de la volatilidad sigue una caminata aleatoria multivariada.

La prueba de Dickey-Fuller aumentada para detectar la presencia de una raíz unitaria se aplicó a $x *_{\tau}$ (transformación 3) con 8 rezagos. Como puede observarse en el Cuadro 4, la prueba rechaza la presencia de una raíz unitaria al 1% de significancia para todas las series. Sin embargo, debido a que el estimador del parámetro ϕ toma valores cercanos a uno en cada una de las series, se puede decir en primera instancia que la volatilidad es altamente persistente y la confiabilidad de la prueba es cuestionable, ya que es muy difícil distinguir entre el modelo y una caminata aleatoria.

Por lo tanto, en lugar de usar el método de cointegración de Johansen (1988) para determinar el número de tendencias comunes, seguimos la propuesta de Harvey, Ruiz y Shephard (1994) de estimar el modelo (4)-(5) y determinar el número de tendencias comunes a través de un análisis de componentes principales sobre Σ_η . De acuerdo con

⁶ Los valores absolutos de las tasas de rendimiento de los índices accionarios y su respectiva estimación suavizada de la volatilidad para el resto de los periodos no se presentan por cuestiones de espacio, pero se encuentran disponibles y pueden solicitarse a los autores.

Figura 2
Valor absoluto de las tasas de rendimiento y el estimador
de la volatilidad de cada mercado accionario para el periodo que abarca
el 2 de enero de 1998 al 28 de diciembre de 2007



Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 4
Prueba de Dickey-Fuller aumentada para x^*_t

	Reino Unido	Alemania	Francia	Grecia	España	Italia	Irlanda	Portugal
Estadística t (1)	-6.11	-5.83	-4.94	-4.22	-5.78			
Estadística t (2)	-7.61	-6.05	-5.80	-5.27	-6.59			
Estadística t (3)	-8.36	-6.97	-6.52	-6.06	-7.69			
Estadística t (4)	-6.56	-5.63	-5.36	-5.73	-5.86	-5.15	-5.31	-5.81

-3.4392, -2.8647 y -2.5685, valores críticos de la prueba de Dickey-Fuller al 1%, 5% y 10% respectivamente.

El primer renglón (1) presenta las estadísticas para el periodo que comprende del 10 de julio de 1987 al 14 de agosto de 1998.

El segundo renglón (2) muestra las estadísticas para el periodo del 10 de julio de 1987 al 27 de diciembre del 2002.

El tercer renglón (3) muestra las estadísticas para el periodo del 10 de julio de 1987 al 28 de diciembre del 2007.

El cuarto renglón (4) muestra las estadísticas para el periodo del 2 de enero de 1998 al 11 de noviembre del 2011.

el enfoque seleccionado para la determinación del número de tendencias comunes en el análisis cuyos resultados se muestran más adelante, mientras menor sea el número de factores latentes significativos que conducen el proceso de la volatilidad multivariada de los mercados bajo estudio, mayor será la fuerza de la cointegración y con un mayor número de dichos factores se puede entonces plantear que la integración no es plena, sino únicamente parcial o moderada, como lo plantean Errunza y Losq (1985). Por lo anterior, en el caso de la integración plena del conjunto de mercados se esperaría que un solo factor sea capaz de dar cuenta del comportamiento conjunto de la volatilidad.

En esta parte de nuestro análisis se estiman dos modelos. Primero, se estima la matriz de rango completo $\hat{\Sigma}_\eta$ del modelo dado por

$$w_t = -1.27\bar{t} + h_t + \varepsilon_t,$$

$$h_t = h_{t-1} + \eta_t,$$

Con w_t y ε_t y h_t definidos como en (4) y (5). Segundo, una vez determinado el número (k) de componentes principales en la primera estimación, se imponen restricciones en la matriz Θ en (4) que hacen que dicho modelo sea identificable. Las restricciones son sobre las componentes $\theta_{ij} = 0$ para $j > i, i = 1, 2, \dots, m$ y $j = 1, 2, \dots, k$. Una vez que la segunda estimación se ha realizado, se rotan las componentes principales para obtener una mejor interpretación de éstas.

La metodología de componentes principales, la cual es un caso particular del análisis de factores, constituye una herramienta útil para la búsqueda de patrones de comportamiento común en un conjunto de variables. En la metodología de componentes principales existe una relación inversa entre el número de componentes principales necesarios para explicar la variabilidad total de las variables y el grado de comportamiento común de las series originales; es decir, entre más características tengan en común las variables, menor será el número de componentes principales.

Los resultados del análisis de componentes principales sobre $\hat{\Sigma}_\eta$ y sobre su matriz de correlaciones del primer modelo, para cada uno de los cuatro periodos, se presenta en los Cuadros 5.1 a 5.4. Es importante mencionar que las unidades de medición no son relevantes, ya que se tomaron logaritmos de los precios. En este análisis, la matriz de covarianzas del logaritmo de las volatilidades es descompuesta como $\hat{\Sigma}_\eta = VDV'$, donde V es la matriz de vectores propios y D es una matriz diagonal de valores propios.

En este momento es conveniente recordar que, en el modelo usado para el análisis, los factores comunes representan la influencia general, la cual afecta a cada uno de los mercados bursátiles. El impacto del factor común sobre el j -ésimo mercado se mide a través de su correspondiente carga o "loading" (los vectores propios reportados son los multiplicados por la raíz cuadrada de su correspondiente valor propio).

El Cuadro 5.1 muestra los resultados del análisis en el primer periodo; como puede observarse, las primeras dos componentes principales, tanto para la matriz de covarianzas como para la de correlaciones, en cada caso acumula el 100% de la varianza de la variable de perturbación η_{it} para cada uno de los cinco mercados considerados. Tam-

bién se observa que la segunda componente es relativamente más importante cuando la matriz de covarianzas es analizada.

Mientras que la primera componente principal del análisis con la matriz de covarianzas tiene una correlación mayor a 0.28 (en valor absoluto) con los mercados de Reino Unido, Alemania, Francia y Grecia, la segunda componente principal tiene una correlación fuerte con España igual a -0.7707, siendo España el mercado dominante en esta componente. Por otra parte, las altas correlaciones en la primera componente principal del análisis a través de la matriz de correlaciones sugieren que dicha componente representa las condiciones generales de la economía y puede ser interpretada como la componente de los mercados bursátiles. Como ya lo mencionamos, todos los mercados están altamente correlacionados con la primera componente y dichas correlaciones son prácticamente iguales, excepto la del mercado de España, el cual también sigue siendo el mercado dominante en la segunda componente del análisis con la matriz de correlaciones.

Cuadro 5.1

Análisis de componentes principales de la matriz $\hat{\Sigma}_\eta$ para el periodo que comprende del 10 de julio de 1987 al 14 de agosto de 1998.

El panel (a) reporta los resultados para la matriz de covarianzas, mientras que el panel (b) reporta los resultados para la matriz de correlaciones

(a)	Valores propios	0.0702	0.0031	0.0000	0.0000	0.0000
	Vectores propios					
	Reino Unido	0.2840	0.1461	-0.7742	0.0872	-0.5393
	Alemania	0.4030	0.3684	0.6169	0.0612	-0.5634
	Francia	0.3683	-0.2550	0.0292	0.8653	0.2227
	Grecia	0.6291	0.4286	-0.1177	-0.2843	0.5706
	España	0.4746	-0.7707	0.0728	-0.3987	-0.1280
	Porcentaje de varianza	95.74	4.26	0.00	0.00	0.00
(b)	Valores propios	4.8063	0.1937	0.0000	0.0000	0.0000
	Vectores propios					
	Reino Unido	0.9937	-0.1113	0.0000	0.0000	0.0000
	Alemania	0.9812	-0.1927	0.0003	0.0000	0.0000
	Francia	0.9899	0.1412	0.0000	0.0000	0.0000
	Grecia	0.9893	-0.1456	0.0000	0.0000	0.0000
	España	0.9470	0.3209	0.0000	0.0000	0.0000
	Porcentaje de varianza	96.13	3.87	0.00	0.00	0.00

Fuente: Elaboración propia.

El Cuadro 5.2 muestra los resultados del análisis en el segundo periodo; como puede observarse, las primeras dos componentes principales, tanto para la matriz de covarianzas como para la de correlaciones, en cada caso acumula el 97.4% y el 97.8% de la varianza de la variable de perturbación η_{it} para cada uno de los cinco mercados

considerados. Igual que en el primer periodo, también se observa que la segunda componente es relativamente más importante cuando la matriz de covarianzas es analizada.

En el segundo periodo, la primera componente principal del análisis con la matriz de covarianzas sigue teniendo una correlación mayor a 0.28 (en valor absoluto) con los mercados de Reino Unido, Alemania y Francia, mientras que la segunda componente principal, además de seguir correlacionada con España, ahora también lo está con Grecia y tiene una correlación con estos dos mercados mayor a 0.37 (en valor absoluto). Por otra parte, las correlaciones en la primera componente principal del análisis a través de la matriz de correlaciones sugieren una interpretación similar a la que se le dio en el primer periodo, mientras que España y Grecia son los mercados dominantes en la segunda componente con correlaciones mayores a 0.25 (en valor absoluto). Obsérvese que, en ambos periodos, las restantes tres componentes principales del análisis con la matriz de correlaciones tienen cargas cercanas a cero con cada uno de los mercados, razón por la cual se decidió quedarse con sólo dos componentes en cada uno de estos periodos.

Cuadro 5.2

Análisis de componentes principales de la matriz $\hat{\Sigma}_\eta$ para el periodo que comprende del 10 de julio de 1987 al 27 de diciembre de 2002.
El panel (a) reporta los resultados para la matriz de covarianzas, mientras que el panel (b) reporta los resultados para la matriz de correlaciones

(a)	Valores propios	0.0519	0.0035	0.0014	0.0000	0.0000
	Vectores propios					
	Reino Unido	0.2916	0.0630	-0.1650	0.3485	0.8730
	Alemania	0.4461	0.1732	-0.7736	-0.3856	-0.1538
	Francia	0.3566	-0.3747	-0.1604	0.7313	-0.4144
	Grecia	0.6076	0.5931	0.5022	0.0263	-0.1613
	España	0.4684	-0.6883	0.3103	-0.4406	0.1277
	Porcentaje de varianza	91.20	6.22	2.58	0.00	0.00
(b)	Valores propios	4.6291	0.2644	0.1065	0.0000	0.0000
	Vectores propios					
	Reino Unido	0.9935	-0.1086	0.0313	0.0000	0.0000
	Alemania	0.9616	-0.1790	0.0207	0.0000	0.0000
	Francia	0.9752	0.2112	0.0658	0.0000	0.0000
	Grecia	0.9410	-0.2539	-0.0223	0.0000	0.0000
	España	0.9383	0.3337	-0.0903	0.0000	0.0000
	Porcentaje de varianza	92.58	5.29	2.13	0.00	0.00

Fuente: Elaboración propia.

Para el tercer periodo, los resultados que se reportan en el Cuadro 5.3 indican que la primera componente principal, tanto para el análisis con la matriz de covarianzas como con la matriz de correlaciones, acumulan el 93% y 94% de la varianza de la variable de perturbación η_{it} para cada uno de los cinco mercados considerados. La primera componente principal del análisis con la matriz de covarianzas tiene una correlación mayor

a 0.35 (en valor absoluto) con cada uno de los cinco mercados. Igual que en los dos periodos anteriores, las correlaciones en la primera componente principal del análisis a través de la matriz de correlaciones son altas y prácticamente iguales en cada uno de los mercados, lo que sugiere una interpretación similar a la proporcionada anteriormente. Obsérvese que las restantes cuatro componentes principales del análisis con la matriz de correlaciones tienen cargas cercanas a cero con cada uno de los mercados; siguiendo con nuestro criterio de selección, decidimos quedarnos con sólo una componente principal para el tercer periodo.

Cuadro 5.3

Análisis de componentes principales de la matriz $\hat{\Sigma}_\eta$ para el periodo que comprende del 10 de julio de 1987 al 28 de diciembre de 2007. El panel (a) reporta los resultados para la matriz de covarianzas, mientras que el panel (b) reporta los resultados de la matriz de correlaciones

(a)	Valores propios	0.0449	0.0027	0.0005	0.0000	0.0000
	Vectores propios					
	Reino Unido	0.3471	0.0288	-0.0575	0.3927	-0.8491
	Alemania	0.4767	0.2381	0.8311	0.0218	0.1568
	Francia	0.4320	-0.4322	-0.2261	0.6051	0.4572
	Grecia	0.5292	0.1172	-0.5039	-0.2249	0.1582
	España	0.4304	-0.2120	-0.0276	-0.6473	-0.1423
	Porcentaje de varianza	93.37	5.62	1.01	0.00	0.00
(b)	Valores propios	4.7061	0.2507	0.0432	0.0000	0.0000
	Vectores propios					
	Reino Unido	0.9984	-0.0514	-0.0214	0.0000	0.0000
	Alemania	0.9727	-0.0158	0.0168	0.0000	0.0000
	Francia	0.9768	0.0209	-0.0446	0.0000	0.0000
	Grecia	0.9476	-0.0299	-0.1108	0.0000	0.0000
	España	0.9542	0.0299	0.0063	0.0000	0.0000
	Porcentaje de varianza	94.12	5.01	0.86	0.00	0.00

Fuente: Elaboración propia.

Finalmente, para el cuarto periodo, en donde ya se incluyen los mercados de Italia, Irlanda y Portugal, las tres primeras componentes principales, tanto para el análisis con la matriz de covarianzas como con la matriz de correlaciones, acumulan el 99% de la varianza de la variable de perturbación η_{it} para cada uno de los ocho mercados considerados. A diferencia del primero y segundo periodos, se observa que la segunda y tercera componentes son relativamente más importantes cuando la matriz de correlaciones es analizada.

En este periodo, la primera componente principal del análisis con la matriz de covarianzas tiene una correlación mayor a 0.36 (en valor absoluto) con los mercados de Reino Unido, Alemania, Francia, Italia y España. La segunda componente principal tiene a Grecia y Portugal como mercados dominantes con correlaciones mayores a 0.46 (en valor absoluto). La tercera componente principal tiene una correlación de -0.847

con el mercado de Irlanda, siendo éste el mercado dominante en dicha componente. Las correlaciones en la primera componente principal del análisis a través de la matriz de correlaciones sugieren una interpretación similar a la que se le dio en el primer periodo, mientras que la segunda componente tiene como mercados dominantes a Grecia y Portugal, con correlaciones mayores a 0.43 (en valor absoluto) y, en la tercera componente, Irlanda es el mercado dominante con una correlación igual a -0.4078. Al igual que en los otros tres periodos, las restantes componentes principales del análisis con la matriz de correlaciones tienen cargas cercanas a cero con cada uno de los mercados, entonces se decidió quedarse con tres componentes principales para el cuarto periodo.

Cuadro 5.4

Análisis de componentes principales de la matriz $\hat{\Sigma}_\eta$ para el periodo que comprende del 2 de enero de 1998 al 11 de noviembre de 2011.
El panel (a) reporta los resultados para la matriz de covarianzas, mientras que el panel (b) reporta los resultados de la matriz de correlaciones

(a) Valores propios	0.0656	0.0049	0.0019	0.0005	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Vectores propios								
Reino Unido	0.3641	0.1215	-0.1224	0.2490	-0.6663	-0.1705	0.4610	0.2999
Alemania	0.4064	0.5634	0.1433	0.5576	0.3873	0.1570	-0.1039	-0.0617
Francia	0.4073	0.1681	0.1943	-0.3285	-0.1676	-0.3678	-0.0583	-0.0702
Grecia	0.2331	-0.4608	0.4000	0.2230	-0.3476	0.5501	-0.2778	-0.1506
España	0.3525	0.0661	0.2095	-0.3913	-0.0148	-0.1916	-0.5169	0.6083
Italia	0.4266	-0.1285	0.0155	-0.4422	0.3571	0.4071	0.5525	0.0834
Irlanda	0.3343	-0.1358	-0.8474	0.0104	-0.0099	0.1450	-0.3393	-0.1233
Portugal	0.2526	-0.6227	0.0661	0.3469	0.3592	-0.5335	0.0908	0.0395
Porcentaje de varianza	89.93	6.68	2.66	0.73	0.00	0.00	0.00	0.00
(b) Valores propios	7.0506	0.6613	0.2357	0.0524	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Vectores propios								
Reino Unido	0.9835	-0.1630	-0.0425	0.0658	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Alemania	0.9024	-0.3932	0.1090	0.0138	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Francia	0.9778	-0.1727	0.0975	-0.0672	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Grecia	0.8827	0.4328	0.1799	0.0327	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
España	0.9827	-0.1123	0.1081	-0.0991	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Italia	0.9947	0.0035	-0.0054	-0.0101	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Irlanda	0.9127	-0.0246	-0.4078	-0.0029	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Portugal	0.8629	0.4998	-0.0459	0.0568	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Porcentaje de varianza	88.13	8.27	2.95	0.66	0.00	0.00	0.00	0.00

Fuente: Elaboración propia.

Como puede observarse en los Cuadros 5.1 a 5.4 panel (b), el primer valor propio de cada una de las matrices de correlación toma el valor de 4.806, 4.629, 4.706 y 7.050 en los periodos 1, 2, 3 y 4, respectivamente. En cada uno de los periodos, el primer

valor propio es considerablemente mayor al resto de los valores propios de la matriz de correlaciones, lo cual indica la presencia de un factor común dominante en cada uno de los cuatro periodos.

Los resultados de la primera etapa sugieren, entonces, que dos componentes principales ($k=2$) capturan los movimientos en la volatilidad en el primero y segundo periodos, mientras que en el tercer periodo es suficiente una componente principal ($k=1$) y en el último periodo son tres componentes principales ($k=3$) las que explican la volatilidad de los ocho mercados bursátiles. Además, obsérvese que los mercados están cointegrados en el sentido de Engle y Granger. En otras palabras, para los periodos 1, 2 y 3, en donde $N=5$, se tienen $N-k=3$ y 4 combinaciones lineales de las volatilidades de los mercados que son ruidos blancos en los periodos 1, 2 y 3, respectivamente. Para el cuarto periodo, donde $N=8$, existen $N-k=5$ combinaciones lineales de las volatilidades de los mercados que son ruidos blancos.

Antes de continuar con el análisis de componentes principales, es conveniente mencionar que el valor que maximiza el logaritmo de la función de cuasi-verosimilitud del modelo multivariado es, en cada uno de los periodos donde se estimó, considerablemente mayor que la suma de los valores individuales. La suma de los valores individuales es -6172.66, -8537.22, -11293.06 y -12175.05, mientras que los valores para el modelo multivariado son -6058.01, -8322.44, -10942.24 y -11301.05 en los periodos 1, 2, 3 y 4, respectivamente. Esto nos da una idea del mejor ajuste que tenemos con el modelo multivariado.

Con esta información se estima el modelo multivariado de volatilidad estocástica definido por las ecuaciones (4) y (5), imponiendo restricciones para el número de k componentes en cada periodo. El Cuadro 6 muestra los resultados del análisis de componentes principales de la matriz de correlaciones obtenidas en la segunda etapa de estimación. Para los periodos 1, 2 y 3 fue necesaria una rotación a través del método varimax para lograr una mejor interpretación de éstas. Para el cuarto periodo no fue necesario rotar las componentes principales.⁷

Cuadro 6

Análisis de componentes principales (C.P) de la matriz de correlaciones $\hat{\Sigma}_\eta$. Se reportan las cargas de las componentes principales rotadas a través del método Varimax

Mercados	(1)		(2)		(3)		(4)	
	C.P1	C.P2	C.P1	C.P2	C.P1	C.P1	C.P2	C.P3
Reino Unido	0.0686	0.0321	0.0609	0.0336	0.0724	0.0855	0.0266	0.0280
Alemania	0.1020	0.0379	0.1038	0.0689	0.1011	0.1113	0.0081	0.0138
Francia	0.0760	0.0629	0.0583	0.0609	0.0822	0.0937	0.0302	0.0355
Grecia	0.1549	0.0662	0.1309	0.0242	0.1212	0.0381	0.0122	0.0573

⁷ La rotación de factores es una herramienta importante para interpretarlos. La rotación significa un cambio de los ejes de referencia sobre el origen hasta que se alcanza otra posición. Si bien es cierto que el efecto de la rotación es redistribuir la varianza para obtener un patrón de factores con mayor significado, la rotación ortogonal usada en nuestro análisis tiene la misma información que los factores originales.

Mercados	(1)		(2)		(3)		(4)	
	C.P1	C.P2	C.P1	C.P2	C.P1	C.P1	C.P2	C.P3
España	0.0851	0.1022	0.0613	0.0675	0.0787	0.0781	0.0280	0.0358
Italia						0.0873	0.0450	0.0500
Irlanda						0.0681	0.0552	0.0241
Portugal						0.0371	0.0255	0.06168

El panel (1) corresponde al periodo que comprende del 10 de julio de 1987 al 14 de agosto de 1998.

El panel (2) corresponde al periodo que comprende del 10 de julio de 1987 al 27 de diciembre del 2002.

El panel (3) corresponde al periodo que comprende del 10 de julio de 1987 al 28 de diciembre del 2007.

El panel (4) corresponde al periodo que comprende del 2 de enero 1998 al 11 de noviembre del 2011.

Como puede observarse, los resultados de nuestro análisis de la segunda etapa son robustos con los de la primera. En el primer periodo, las volatilidades de los mercados bursátiles de Reino Unido, Alemania, Francia y Grecia están fuertemente correlacionadas con el factor dominante, mientras que la volatilidad del mercado bursátil de España es el mercado dominante en el segundo factor común. Esta categorización es razonable debido al grado de integración de las economías de la Unión Europea, particularmente Alemania, Francia y Grecia, quienes son miembros de la UEM fundada en 1999. Es importante recordar que las primeras dos componentes principales acumulan el 100% de la varianza de las volatilidades de cada uno de los cinco mercados en consideración.

Para el segundo periodo, como ya lo mencionamos, el componente dominante explica menor porcentaje de la varianza que en el primer periodo, pero aún contabiliza más del 90 por ciento de ésta y en el cual las volatilidades de los mercados dominantes son Reino Unido, Alemania y Grecia. Obsérvese también que las volatilidades de los mercados bursátiles de España y Francia están relacionadas con el segundo factor común, estando correlacionado con mayor fuerza con España. Nuevamente, recuerde que las primeras dos componentes principales acumulan el 97.8% de la varianza de las volatilidades de cada uno de los cinco mercados en consideración.

Los resultados del análisis empírico al 27 de diciembre del 2002 proporcionan evidencia de que, a pesar de existir un factor común dominante, el riesgo global es también explicado por un segundo factor común que agrupa en cierta medida el riesgo de los mercados francés y español.

Por otra parte, el análisis del tercer periodo revela que la volatilidad de todos los mercados bursátiles está fuertemente correlacionada con el único factor común, el factor dominante, el cual acumula el 94% de la varianza de las volatilidades de los cinco mercados aquí considerados. Consideramos que la principal razón de la desaparición del segundo factor común en el tercer periodo es que, a ocho años de haberse formado la zona del euro, los mercados bursátiles de dicha zona también tuvieron un periodo de relativa calma, en donde las volatilidades parecen haber estado bajo control, o al menos, completamente explicadas por un sólo factor latente común.

Sin embargo, los resultados del análisis en el cuarto periodo muestran que son tres factores comunes los que explican el riesgo sistemático de los ahora ocho mercados bursátiles involucrados. Si bien es cierto que sigue existiendo un factor común dominante, éste

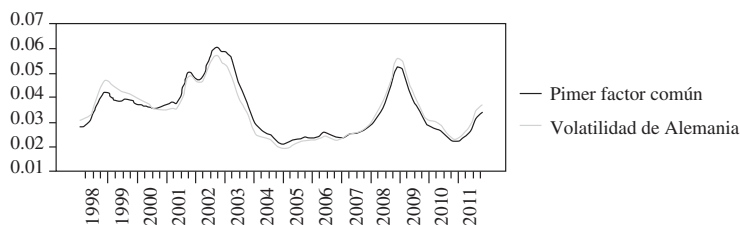
ha perdido un poco de importancia y ahora explica menos del 90% de la varianza de las volatilidades. Como puede observarse, se corrobora que las volatilidades de los mercados bursátiles de Reino Unido, Alemania, Francia, Italia y España están fuertemente correlacionadas con el factor dominante; la volatilidad del mercado bursátil de Irlanda está correlacionada con el segundo factor común casi al mismo nivel que con el primero, mientras que la volatilidad de los mercados bursátiles de Grecia y Portugal está correlacionada con el tercer factor común. Como puede observarse, estos resultados muestran un cambio en la estructura de integración de las volatilidades de los mercados bursátiles; consideramos que dicho cambio se explica por la crisis soberana de Grecia en 2009.

El cambio en la integración del riesgo sistemático de los mercados bursátiles comprueba los desequilibrios político-económicos de la región. Desequilibrios fomentados por la falta de integración fiscal, ya que cada país mantiene su propia política fiscal y ésta no se encuentra alineada al marco normativo del Pacto de Estabilidad y Crecimiento, al cual quedaron comprometidos con la implementación de la moneda única.

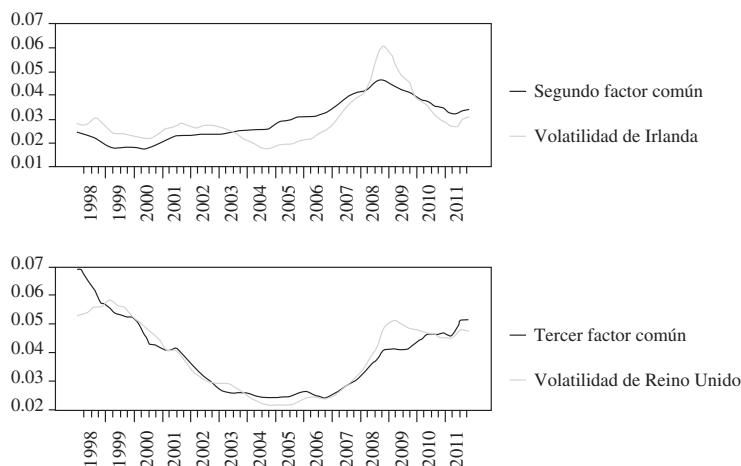
La consecuencia de esta falta de integración fiscal se evidenció con la caída de las Bolsas de los países europeos al declararse en crisis Grecia, dado su elevado nivel de deuda. Apoyados en los resultados del tercer periodo, en donde un solo factor común explicaba el comportamiento del riesgo sistemático, es posible asociar el estallido de la crisis en Grecia y la falta de integración fiscal con la propagación de la incertidumbre a los demás mercados bursátiles que, con el tiempo, modificó su estructura de integración de largo plazo.

A manera de ilustrar la sincronización de cada factor común con las volatilidades de los mercados bursátiles con las que se asocia, para el cuarto periodo, la figura 3 muestra la estimación de la volatilidad de Alemania, Irlanda y Grecia junto con sus factores asociados. Como puede observarse, el movimiento de la volatilidad se ajusta muy bien al del factor que resultó explicarla.⁸

Figura 3
Estimación de los factores comunes y la estimación suavizada de la volatilidad de los mercados de Alemania, Irlanda y Reino Unido para el periodo que comprende del 2 de enero de 1998 al 11 de noviembre de 2011



⁸ Las gráficas de cada factor común con las volatilidades de los mercados bursátiles con las que se asocia para el resto de los periodos no se presentan por cuestiones de espacio, pero se encuentran disponibles y pueden solicitarse a los autores.



Fuente: Elaboración propia.

■ Conclusiones

La inestabilidad económica y financiera por la que atraviesa el mundo ante la incertidumbre del futuro de la zona del euro fue la motivación del análisis de integración financiera en el sector bursátil europeo.

Ante los informes publicados por parte del Banco Central Europeo sobre los indicadores financieros que mostraron cierta turbulencia (principalmente en los mercados accionarios y de deuda soberana), dada la crisis de Grecia, y los elevados déficit presupuestarios de algunos países miembros de la zona del euro, nuestro trabajo analizó la estructura de largo plazo de los mercados financieros de la zona del euro, con el fin de identificar cómo se han integrado en términos del riesgo común que comparten.

Para lograr nuestro objetivo, estudiamos el grado de integración de los principales mercados bursátiles de la UEM, mediante el uso de un modelo multivariado de volatilidad estocástica de factores aditivos.

A partir de la definición de integración propuesta por Bekaert y Harvey (1995) y Capiello *et al.* (2006) de que, ante la integración de los mercados, el rendimiento de éstos está en gran medida determinado por el “componente común” (riesgo sistemático o global) en vez del “componente específico” (riesgo idiosincrático o local), los resultados de nuestro análisis empírico nos permiten concluir lo siguiente:

El análisis univariado muestra que los mercados financieros analizados presentan alta persistencia en sus volatilidades con estimación del parámetro ϕ cercano a uno. También encontramos que los mercados bursátiles tienen comportamientos similares con periodos de alta volatilidad y gran sincronización, particularmente en los mercados de Alemania, Reino Unido y Francia.

Respecto al análisis multivariado encontramos que los mercados aquí considerados presentan total integración únicamente en el tercer periodo, en donde el comportamien-

to de sus volatilidades es similar, indicando que sólo un factor latente es necesario para explicar la mayor parte de su variabilidad. Previo y posterior a este periodo de relativa tranquilidad, los mercados son más inestables y presentan movimientos, en sus volatilidades, relacionados pero no altamente sincronizados. Nuestros resultados también indican que en los cuatro periodos, el primer factor captura el movimiento común de las volatilidades en la mayoría de los mercados. Sin embargo, en el cuarto periodo, un segundo y un tercer factor se vuelven relevantes en la explicación del comportamiento común de las volatilidades, evidenciando una disminución en la integración del sector accionario ante el estallido de la crisis soberana de Grecia, poniendo en duda el logro de uno de los objetivos planteados en la formación de la UEM.

Los resultados, en general, permiten concluir que la zona del euro es vulnerable a choques internos ocasionados por crisis en alguno de los países miembros y que la existencia de una moneda única y sistemas de pago más eficientes no son condición suficiente para mantener estabilidad económica e integración financiera en la región. Además es pertinente vigilar la situación de España e Italia, al ser países (después de Grecia, Irlanda y Portugal) con problemas fuertes de solvencia y que, hasta el momento, se encuentran relacionados con las grandes economías europeas, compartiendo estrategias de diversificación de riesgo.

■ Bibliografía

- Andrade, S. C. y Chhaochharia, V. (2012). "The Euro and European Equity Market (Dis)Integration", *Working Paper*, University of Miami.
- Baele, L., Ferrando, A., Hördahl, P., Krylova, E. Monnet, C. (2004). "Measuring Financial Integration in the Euro Area". *Occasional Paper Series*, No. 14, European Central Bank.
- Banco Central Europeo (2011a). El Banco Central Europeo, El Eurosistema, El Sistema Europeo de Bancos Centrales.
- Banco Central Europeo (2011b). *Financial Integration in Europe*. Reporte anual, mayo.
- Banco Central Europeo (2005). *Indicators of Financial Integration in the Euro Area*. Reporte Anual, septiembre, Frankfurt.
- Bekaert, G. y Harvey, C. R. (1995). "Time-Varying World Market Integration". *Journal of Finance*, vol. L (2): 403-444.
- Bekaert, G., Harvey, C. R., Lundbloom, C. T. y Siegel, S. (2011). "The European Union, the Euro and Equity Market Integration". *Working Paper*, Duke University.
- Breidt, F. J. y Carriquiry A. L. (1996). "Improved Quasi-Maximum Likelihood Estimation for Stochastic Volatility Models". In J. C. Lee, W. O. Johnson y A. Zellner, eds., *Modelling and Prediction: Honoring Seymour Geisser*. Springer: 228-247.
- Cappiello, L., Hordahl, P., Kadareja A. y Manganelli S. (2006). "The impact of the euro on financial markets". *BCE Working Paper*, No. 598.
- Emiris, M. (2002). "Measuring Capital Market Integration". BIS Paper 12.

- Engle, R. F. y Granger, C. W. J. (1987). "Co-integration and error correction: Representation, Estimation and Testing". *Econometrica* 55(2): 251-276.
- Errunza, V. y Losq, E. (1985). "International asset pricing under mild segmentation: Theory and test". *Journal of Finance* 40 (1): 105-124.
- Frankel, J. A. (1994). *The Internationalization of Equity Markets*. The University of Chicago Press: Chicago and London.
- Fratzscher, M. (2002). "Financial Market Integration in Europe: on the effects of EMU on Stock Markets". *International Journal of Finance & Economics*, John Wiley & Sons, Ltd., vol. 7(3): 165-193.
- Hardouvelis, G. A., Malliaropulos, D. y Priestley, R. (2006). "EMU and European Stock Market Integration". *The Journal of Business*, University of Chicago Press, vol. 79(1): 365-392.
- Harvey, A. C., Ruiz, E., y Shephard, N. (1994). "Multivariate stochastic variance models". *Review of Economic Studies* 61(2): 247-264.
- Inzinger, D. y Peter, H. (2006). "Integration of European Stock Markets. A Review and Extension of Quantity-Based Measures". In *Working Papers / Europainstitut*, 74. Europainstitut, WU Vienna University of Economics and Business, Vienna.
- Jacquier, E., Polson, N. G. and Rossi, P. E. (1994). "Bayesian Analysis of Stochastic Volatility Models". *Journal of Business & Economic Statistics*, 12(4): 371-389.
- Johansen, S. (1988). "Statistical analysis of cointegration vectors". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3):231-254.
- Kenourgios D. y Samitas, A. (2003). "The Interdependence of Major European Stock Markets: Evidence for Greece". *SPOUDAI*, vol. 53, (4). University of Piraeus: 54-65.
- Kim, S-J, Moshirian, F. y Wu, E. (2005). "Dynamic stock market integration driven by the European Monetary Union: An empirical analysis". *Journal of Banking and Finance*, 29 (10): 2475-2502.
- Nelson, D. B. (1988). *The Time Series Behavior of Stock Market Volatility and Returns*. Thesis (Ph.D), Massachusetts Institute of Technology, Dept. of Economics.
- Soares da Fonseca, J. (2008). "The Co-integration of European Stock Markets after the Launch of the Euro", *Panoeconomicus*, vol. 3: 309-324.
- Taylor, S. J. (1986). *Modelling Financial Time Series*. Chichester: John Wiley.