

Análisis de los efectos de las correlaciones bursátiles en la composición de carteras óptimas

Analyzing the effects of stock markets correlations on the composition of the optimal portfolios

José Luis Miralles Marcelo. Universidad de Extremadura. Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales

José Luis Miralles Quirós. Universidad de Extremadura. Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales

RESUMEN El objetivo de este trabajo es analizar la evolución de las relaciones existentes entre ocho de los principales índices bursátiles, y sus efectos sobre la composición de las carteras óptimas de los inversores, en el período que transcurre entre los años 1995 y 2002. La división del trabajo en dos períodos (antes y durante la crisis de los mercados referentes de la Nueva Economía) y la utilización de diferentes contrastes econométricos que parten del análisis de las correlaciones entre los índices, permiten determinar los efectos de la globalización en los mercados bursátiles y en los inversores. Los resultados obtenidos evidencian un claro aumento de la correlación entre los mercados bursátiles europeos, del mismo modo que muestran cómo los índices Dow y Dax se convierten en las principales referencias a nivel mundial, sobre todo en el período de crisis, dadas sus condiciones de potencias económicas.

PALABRAS CLAVES Índices bursátiles; Correlaciones; Cointegración; Causalidad; Vector de Corrección de Errores; Teoría de Carteras.

ABSTRACT The objective of this work is to analyze the evolution of the existing relations between eight of the main stock-exchange indices, and its effects on composition of the optimal portfolios of the investors, in the period that passes between years 1995 and 2002. The division of the work in two periods (before and during the crisis of the referring markets of the New Economy) and the use of different econometric techniques that begin from the analysis of the correlations between the indices, allow to determine the effects of the globalization in the stock markets and the investors. The obtained results demonstrate a clear increase of the correlation between the European stock markets, in the same way that show as the indices Dow and Dax become the main references to world-wide level, mainly in the period of crises, given their conditions of economic powers.

KEY WORDS Stock Indices; Cointegration; Causality; Vector Error Correction.

1. INTRODUCCIÓN

Una revisión pormenorizada de los acontecimientos que se han sucedido en los últimos años nos permitiría observar cómo sus efectos se han transmitido con rapidez a los mercados bursátiles y a sus relaciones entre ellos, así hechos tales como el auge de las empresas tecnológicas, el proceso de convergencia de los países que conforman la Unión Económica y Monetaria y, en su conjunto, todos los procesos que han derivado en una globalización de la economía han afectado de una forma u otra a los mercados bursátiles y, por extensión a los inversores.

De acuerdo con la teoría de los mercados eficientes los medios que, de no existir anomalías, deben contener toda la información sobre un mercado y, por consiguiente, se pueden convertir en un reflejo de las evoluciones de los mismos, son los índices bursátiles. De este modo el análisis de las relaciones entre los mismos se convierte en un elemento cada vez más a analizar como medio de contraste de la eficiencia de los mismos y la velocidad de transmisión de información entre los mercados.

El objetivo de este trabajo es analizar la evolución de las relaciones existentes entre ocho de los principales índices bursátiles, y sus efectos sobre la composición de las carteras óptimas de los inversores, en el período que transcurre entre los años 1995 y 2002 dividiendo el estudio en dos partes que permitan determinar los efectos producidos entre ellos como consecuencia de la crisis provocada por el declive de los mercados representativos de las empresas tecnológicas. Con el fin de alcanzar dichos objetivos se plantea un proceso continuo de análisis de las relaciones entre los índices que comienza en el análisis de las correlaciones y culmina en el desarrollo de los modelos de la Teoría de Carteras.

La estructura del trabajo es la siguiente: la Sección 2 se dedica a realizar una revisión bibliográfica de los trabajos anteriores sobre relaciones entre los diferentes índices bursátiles; la Sección 3 describe los datos a emplear y la metodología aplicada para ser seguida por la descripción de los resultados empíricos obtenidos en la Sección 4, siendo, finalmente, completado el trabajo con las conclusiones en la Sección 5.

2. REVISIÓN BIBLIOGRÁFICA

El análisis de las relaciones entre los diferentes índices bursátiles ha sido objeto, en los últimos años, de diferentes estudios desde varios enfoques que tenían por objetivo principal conocer las características de las mismas y determinar el sentido, así como la dimensión, de la transmisión de información entre los mercados.

De este modo destacan trabajos que utilizan la metodología derivada de los modelos de Heteroscedasticidad Autorregresiva Condicional, Engle [1982] y Bollerslev [1986], y, en especial, el modelo Exponencial Generalizado de Heteroscedasticidad Condicional Autorregresiva (EGARCH), desarrollado por Nelson [1991], considerado como muy útil para analizar, desde un enfoque econométrico-financiero, la asimetría precio-volatilidad ya que mide el impacto asimétrico de las buenas y malas noticias en la transmisión de volatilidad entre los diferentes mercados. Así destacan trabajos como los de Hamao, Masulis y Ng [1990] que analizan las relaciones entre los mercados bursátiles estadounidense, inglés y japonés llegando a la conclusión de que existe transmisión de volatilidad de Nueva York hacia Londres y Tokio y de Londres a Tokio pero no de Tokio hacia los otros mercados, los de Koutmos y Booth [1995] y Bae y Karolyi [1994] que confirman la transmisión de volatilidad entre Nueva York y Tokio tras el crash de 1987 o, finalmente el de Booth, Martikainen y Tse [1997] que, tras analizar la relación entre los mercados danés, noruego, sueco y finlandés, llegaron a la conclusión de que la transmisión de la volatilidad es asimétrica y que las malas noticias producen un mayor efecto que las buenas noticias aunque también es importante el trabajo de King, Sentana y Wadhwani [1994] que estimó un modelo factorial multivariante en el que la volatilidad de las rentabilidades está determinada por los cambios en la volatilidad de los factores

Otra opción consiste en el análisis multivariante de las relaciones de cointegración y causalidad entre un conjunto de series de datos representativas de índices bursátiles o variables macroeconómicas (o un conjunto de ambos) para, junto con modelos de análisis vectoriales autorregresivos (VAR) y de corrección de errores (VECM), determinar la influencia conjunta que ejercen sobre el resto de variables que componen el estudio. En este punto destacan los trabajos de Malliaris y Urrutia [1992] que, utilizando el criterio de causalidad de Granger [1969], observaron como aumentaban significativamente las relaciones de transmisión de efectos entre los principales índices bursátiles durante el mes de octubre de 1987 mientras que en los meses anteriores y posteriores la relación se difuminaba, y los de Huang, Yang y Hu [2000], Masih y Masih [2001 y 2002] y Climent y Meneu [2002] que se centran en el estudio de los efectos de la crisis asiática de 1997 sobre los mercados de su entorno económico o sobre los principales índices bursátiles mundiales y donde destacan la importancia del mercado bursátil estadounidense y su influencia sobre el resto.

Shawky, Kuenzel y Mikhail [1997], en cambio, combinan el análisis de las correlaciones entre las rentabilidades de diferentes índices europeos y uno estadounidense, y las relaciones de causalidad entre los mismos, con la realización de diferentes regresiones lineales bivariantes sobre las rentabilidades destinadas a determinar el grado de integración entre los índices, llegando a la conclusión de que existen beneficios derivados de la diversificación de las carteras pero que, a la vez, resulta difícil diseñar una estrategia óptima de diversificación ya que las relaciones entre los diferentes mercados, toda vez demostrada su existencia a través de los resultados positivos de los contrastes de causalidad, cambian de forma constante.

En una línea similar Peiró, Quesada y Uriel [1998] analizaron las relaciones entre los mercados bursátiles de Nueva York, Tokio y Frankfurt mediante diferentes modelos de regresiones lineales entre las rentabilidades de los respectivos índices. La conclusión más significativa fue la demostración de la importancia e influencia del mercado estadounidense frente al resto y la mayor sensibilidad del mercado japonés ante los movimientos del mercado estadounidense y, en menor medida, del alemán.

Ferruz, Marco y Rivas [2000] también optan por la utilización de regresiones lineales para analizar la relación entre los diferentes índices bursátiles internacionales pero considerando como variable de estudio la volatilidad de los diferentes índices. En este trabajo se destaca el hecho de que niveles de volatilidad similares conducen a la existencia de una alta correlación entre los índices como es el caso de los mercados europeos, que durante el período de análisis sufrieron una serie de transformaciones como la adopción del euro como moneda común.

Liljebloom, Löflund y Krokfors [1997] también consideraron la existencia de beneficios derivados de la diversificación entre los mercados europeos, especialmente los del norte de Europa, utilizando el criterio de constitución de carteras de mínima varianza de Markovitz. Por el contrario Meric, Leal, Ratner y Meric [2001], después de analizar la evolución de las correlaciones entre los mercados estadounidenses y latinoamericanos mediante una «correlación móvil de doce meses», utilizaron el mismo criterio que los anteriores para determinar la composición de la cartera de mínima varianza llegando a la conclusión de que no existían beneficios derivados de la diversificación como consecuencia del aumento de la correlación entre los diferentes mercados.

Los estudios más recientes como los de Forbes y Rigobon [2001], Climent y Meneu [2002] y Sander y Kleimeier [2003] se centran en el análisis del denominado «efecto contagio» entre los diferentes mercados de valores, definido éste como un aumento significativo del nivel de correlación entre varios mercados como consecuencia del impacto de un hecho relevante en otro u otros mercados, frente a la tradicional interdependencia entre los mismos, proponiéndose en el primero de ellos, en función de trabajos anteriores como los de Calvo y Reinhart [1996], Edwards [1998], Longin y Solnik [1995], cuatro formas para medir la transmisión de información entre los mercados y determinar la existencia o no del «efecto contagio» que son el análisis de los coeficientes de correlación, la utilización de modelos ARCH y GARCH, técnicas de cointegración y, en cuarto lugar, la determinación de factores que pudieran afectar a la transmisión de información.

Los resultados obtenidos son diferentes ya que Forbes y Rigobon [2001] consideran que no existe un incremento significativo de los coeficientes de correlación no condicional entre los índices mientras que Climent y Meneu [2002] y Sander y Kleimeier [2003], aplicando ambas técnicas de cointegración y causalidad, encuentran evidencias de contagio entre los índices analizados como consecuencia de la crisis asiática de 1997.

3. METODOLOGÍA

El objetivo planteado en nuestro trabajo de analizar la relación entre un conjunto de índices bursátiles internacionales en dos períodos diferentes, antes y después de la crisis bursátil provocada por el estallido de la «burbuja tecnológica» en enero de 2000, y determinar la existencia o no de elementos que permitan evidenciar la existencia de contagio entre los mismos, requiere la realización progresiva de un conjunto de estimaciones, y de diferentes modelos econométricos.

Siguiendo la metodología empleada por Meric, Leal, Ratner y Meric [2001] se calcula una «correlación móvil» entre pares de índices para estudiar la estabilidad de los coeficientes de correlación entre los índices durante un período de tiempo prolongado como complemento de información al análisis inicial de las correlaciones y las volatilidades de los índices que componen el estudio.

Por otro lado la existencia o no de relaciones dinámicas entre los índices es analizada mediante contrastes bivariantes de cointegración y causalidad. No obstante antes de efectuar las pruebas que determinen la cointegración o no de los mercados bursátiles objeto de estudio es necesaria la realización de los contrastes de raíces unitarias con el objeto de identificar el orden de integrabilidad de cada una de las series de datos correspondientes a los índices, siendo los criterios más habituales el de Dickey-Fuller Aumentado (Augmented Dickey-Fuller, ADF) propuesto por Dickey y Fuller [1979] y el de Philips y Perron, PP, [1988].

El primero de ellos, ADF, tiene en cuenta la dependencia temporal y la distribución heterogénea de los errores incluyendo parámetros retardados de las primeras diferencias de la variable en el conjunto de regresores [1].

$$\Delta x_t = \rho_0 + \rho x_{t-1} + \sum_{i=1}^n \delta_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad [1]$$

Mientras que el segundo, PP, adopta un ajuste no paramétrico eliminando cualquier parámetro sin valor [2].

$$x_t = \alpha_0 + \alpha x_{t-1} + u_t \quad [2]$$

En ambos contrastes la aceptación de la hipótesis nula, $\rho = 0$ y $\alpha = 1$, respectivamente, implica la no estacionariedad de la serie. Si la hipótesis nula no puede ser rechazada en niveles pero es rechazada en las primeras diferencias se considera que la serie está integrada en orden 1, I (1). El número de retardos que se ha de emplear para estas pruebas, y para el resto de causalidad y cointegración está determinado mediante el criterio de Akaike (Akaike Information Criterion, AIC).

Una vez comprobada la estacionariedad de las series que conforman el conjunto de datos a analizar, el siguiente paso es realizar un test sobre la presencia de cointegración. El procedimiento tradicional es el desarrollado por Johansen [1991] y Johansen y Juselius [1990], utilizado entre otros muchos por Arbeláez, Urrutia y Abbas [2001], Climent y Meneu [2002] y Chen, Firth y Rui [2002], que no admite la existencia de un único vector cointegrador sino que se plantea la determinación del número de vectores cointegradores que pudieran existir entre las variables y, al contrario que en el procedimiento de Engle y Granger [1987], que es sensible a la elección de la variable dependiente en la regresión, todas las variables son endógenas. Este método, según Gonzalo [1994] que lo comparó con otras alternativas, es el único en el que los vectores están simétricamente distribuidos y son asintóticamente eficientes.

El proceso de cointegración parte de la transformación del modelo VAR [3]:

$$X_t = By_t + \sum_{i=1}^k A_i X_{t-i} + \varepsilon_t \quad [3]$$

donde X_t es un vector de variables integradas de orden uno, I (1), no estacionarias, y_t es un vector de variables determinísticas y ε_t es el vector de las innovaciones, en [4]:

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + By_t + \varepsilon_t \quad [4]$$

donde

$$\Pi = \sum_{i=1}^k A_i - I \quad \Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^k A_j$$

En esta situación si el valor de Π fuese 0 la matriz es nula y no existiría ningún vector cointegrador y, consecuentemente, las variables no estarían cointegradas. Si el valor de Π fuese 1 nos estaría indicando que existe un vector de cointegración y que la expresión ΠX_{t-1} es el factor de corrección de error, existiendo múltiples vectores cointegradores en los casos en que el rango de Π estuviese entre 1 y k . Finalmente, un rango k de Π implicaría la estacionariedad del proceso. No se debe olvidar que la determinación de la existencia de cointegración entre las variables exige la estimación anterior de un modelo VAR para determinar el número de retardos que se han de aplicar en el proceso de cointegración⁽¹⁾.

⁽¹⁾ El procedimiento habitual para determinar el número de retardos aplicando la metodología VAR supone la utilización del test del estadístico LR (Likelihood Ratio) o los criterios de Akaike y Schwarz.

El modelo de análisis de la cointegración propuesto por Johansen y Juselius [1990] y Johansen [1991] se sustenta en los contrastes del estadístico de la traza (λ_{trace}) y el estadístico de valor propio máximo (λ_{max}), basados en el principio de la razón de verosimilitud.

El primero de ellos [5] contrasta la hipótesis nula de que el número de vectores de cointegración es menor o igual que r contra la alternativa de que es mayor que r .

$$\lambda_{trace} = -T \sum_{i=r+1}^k \log(1 - \lambda_i) \quad [5]$$

Mientras que el segundo [6] contrasta la hipótesis nula de que el número de vectores de cointegración sea r frente a la hipótesis alternativa de que sea $r + 1$,

$$\lambda_{max} = -T \log(1 - \lambda_{r+1}) \quad [6]$$

donde T es el número de observaciones y λ_i son los valores propios estimados y ordenados de forma descendente.

El rechazo de la hipótesis nula inicial en este modelo supone la existencia de cointegración entre las variables que lo componen y, por tanto, una relación a largo plazo entre las mismas a la vez que conduce a la utilización de un modelo VEC para la estimación correcta del contraste de causalidad de Granger y determinar, así, el alcance de las relaciones a corto plazo entre las variables del modelo.

Finalmente, para comprobar los efectos de la evolución de la correlación en la diversificación de las carteras se optó por estimar la cartera de mínima varianza y la cartera de máxima rentabilidad para cada uno de los años que abarca el estudio según el criterio de Markowitz.

Según este modelo una cartera es eficiente cuando cumple la premisa enunciada anteriormente, esto es, proporciona el máximo rendimiento para un nivel de riesgo determinado o el mínimo riesgo para un nivel de rendimiento dado. Para determinar el conjunto de carteras posibles que cumplieren dicha premisa Markowitz planteó el enunciado anterior como un problema de programación cuadrática que se habría de resolver, de modo que se podría optar por maximizar el rendimiento de la cartera (E_p) sujeto a un nivel de riesgo conocido (V^*), con la condición de que suma de las ponderaciones de cada título en la cartera (X_j) fuese la unidad (o el 100%) y, por supuesto, no fueran negativas [7],

$$\text{Max} \quad E_p = \sum_{i=1}^n X_i E_i \quad [7]$$

con las restricciones:

$$\sigma_p^2 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n X_i X_j \sigma_{ij} = V^*$$

$$\sum_{i=1}^n X_i = 1 \quad ; \quad \forall X_i \geq 0$$

o bien, minimizar el riesgo dado un rendimiento (E^*) y con las mismas restricciones relativas a las ponderaciones [8],

$$\text{Min} \quad \sigma_p^2 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n X_i X_j \sigma_{ij} \quad [8]$$

con las restricciones:

$$E_p = \sum_{i=1}^n X_i E_i = E^*$$
$$\sum_{i=1}^n X_i = 1 \quad ; \quad \forall X_i \geq 0$$

4. DATOS Y ANÁLISIS EMPÍRICO

4.1. DATOS Y ESTADÍSTICOS BÁSICOS

Los datos utilizados en este trabajo corresponden a los cierres diarios, extraídos de la base de datos de la agencia Reuters, de ocho de los índices más representativos a nivel mundial: Dax (Alemania), Cac40 (Francia), Ftse (Reino Unido), Ibex35 (España), Mibtel (Italia), Dow Jones y Nasdaq (Estados Unidos) y Nikkei (Japón), durante el período comprendido entre enero de 1995 y diciembre de 2002 (ambos inclusive).

La muestra fue dividida en dos subperíodos, desde enero de 1995 hasta diciembre de 1999, el primero, y desde enero de 2000 hasta diciembre de 2002, el segundo, que conforman un total de 2018 observaciones, con el objeto de analizar los efectos de la crisis bursátil originada por el estallido de la burbuja tecnológica entre los mercados mundiales.

Todos los datos son transformados en logaritmos naturales (ln) para proceder a su análisis siguiendo la metodología empleada, entre otros, por Ratanapakorn y Sharma [2002] y Chen, Firth y Rui [2002]. Asimismo, y con el objeto de homogeneizar el número de observaciones en los casos en que no hubiese actividad bursátil en un mercado concreto por ser festivo, se consideraron como válidas las observaciones del día anterior.

Los datos mostrados en las Tablas 1 y 2 (pág. sig.), referentes a los estadísticos básicos de los precios y las rentabilidades respectivamente, muestran como existen dos etapas claramente diferenciadas en los mercados bursátiles mundiales, provocadas por el punto de inflexión que supuso el estallido de la denominada «burbuja tecnológica», ya que, mientras que en la primera etapa los datos correspondientes a las rentabilidades y desviaciones típicas son los normales de un período de tendencia alcista constante y consistente (rentabilidades positivas y volatilidad no muy alta), los datos empeoran notablemente en la segunda etapa, donde se produce la crisis, volviéndose negativa la rentabilidad y aumentando la volatilidad.

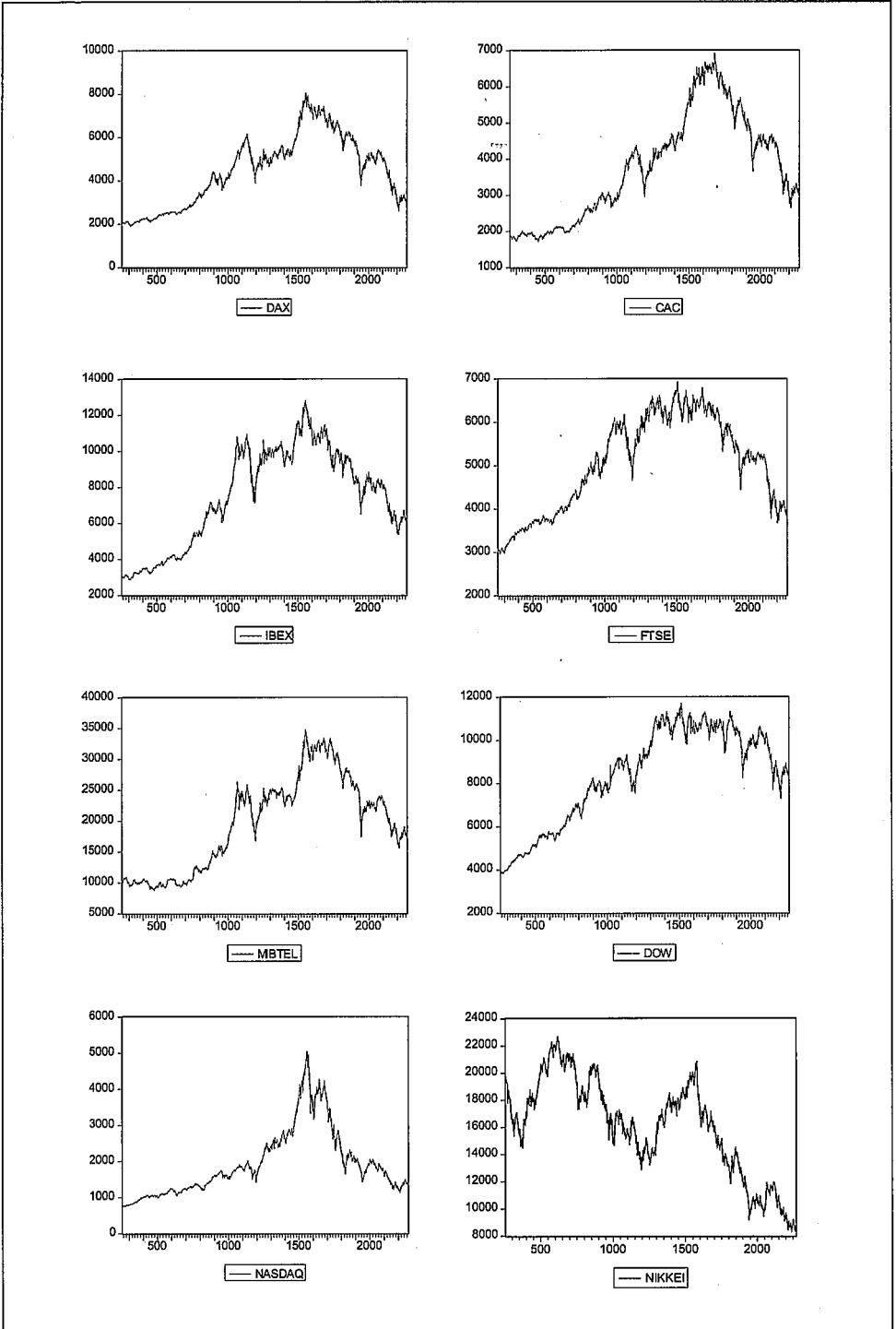
Los estadísticos de asimetría, kurtosis y Jarque-Bera muestran que las distribuciones de precios y rentabilidades no siguen una distribución normal.

Finalmente la Figura 1 (pág. sig.) muestra la evolución de los índices bursátiles analizados durante el período completo de estudio.

4.2. ANÁLISIS DE CORRELACIONES

La observación de los datos de la Tabla 3 correspondientes a los coeficientes de correlación entre los índices muestra varios aspectos relevantes ya que aumenta la correlación entre los principales índices bursátiles europeos seguramente como consecuencia del proceso de convergencia desarrollado en Europa durante el segundo período creando un

FIGURA 1
EVOLUCIÓN DE LOS ÍNDICES BURSÁTILES EN EL PERÍODO 1995-2002



conjunto homogéneo que eventualmente recibe influencias externas, fundamentalmente del índice Dow Jones y, en menor medida, de los índices Nasdaq y Nikkei.

TABLA 3
COEFICIENTES DE CORRELACIÓN

	DAX	CAC	IBEX	FTSE	MIBTEL	DOW	NASDAQ	NIKKEI
Primer Período (1/1/1995 a 31/12/1999)								
DAX	-							
CAC	0.692244	-						
IBEX	0.656851	0.715724	-					
FTSE	0.660329	0.702762	0.654705	-				
MIBTEL	0.589477	0.676478	0.677418	0.602132	-			
DOW	0.464415	0.475459	0.464981	0.495241	0.436297	-		
NASDAQ	0.307302	0.340508	0.331914	0.331685	0.281117	0.491613	-	
NIKKEI	0.271866	0.242353	0.208442	0.268385	0.197052	0.172026	0.087957	-
Segundo Período (1/1/2000 a 31/12/2002)								
DAX	-							
CAC	0.845928	-						
IBEX	0.758336	0.849812	-					
FTSE	0.752934	0.848374	0.747111	-				
MIBTEL	0.813835	0.867997	0.821155	0.777909	-			
DOW	0.533860	0.435679	0.381034	0.405763	0.413415	-		
NASDAQ	0.490706	0.385035	0.363324	0.345812	0.391070	0.669080	-	
NIKKEI	0.138617	0.192587	0.168825	0.188196	0.178975	0.116729	0.111691	-

De esta forma se puede observar como, en ambos períodos, los mayores coeficientes de correlación son aquellos que corresponden a relaciones entre los índices europeos y, especialmente, a los relacionados con el índice alemán y el índice francés como elementos representativos de la evolución de las dos economías más fuertes de la Unión Europea. Por el contrario se pone de manifiesto como el declive de la economía japonesa en ambos períodos se reflejó en la relación de su índice bursátil más representativo, el índice Nikkei (cuya evolución negativa puede ser observada en la Fig. 1), con el resto de índices mundiales considerados en este estudio que fue decayendo con el paso del tiempo.

La existencia de una mayor relación entre los índices bursátiles ha llevado en los últimos tiempos a los investigadores a analizar principalmente su relación con la volatilidad y sus consecuencias sobre la diversificación de carteras (como será comprobado en el último punto del análisis empírico).

En primer lugar, Meric, Leal, Ratner y Meric [2001] propusieron el cálculo de una «correlación móvil» para analizar la inestabilidad de los coeficientes de correlación entre los índices. Este estudio, junto al análisis de la evolución de la volatilidad, permitiría saber si un aumento en la correlación entre dos índices se debe a un aumento en la volatilidad en los mismos.

El procedimiento consiste en el cálculo continuo de coeficientes de correlación entre las rentabilidades de cada índice, calculada en nuestro caso como la diferencia entre logaritmos naturales, durante un período inicial e incorporar progresivamente cierto número de observaciones siguientes eliminando el mismo número de antiguas. En este trabajo se consideró como período inicial las observaciones correspondientes al año 1995 y se fueron

añadiendo a continuación las observaciones del mes siguiente mientras se eliminaban las del mes más antiguo hasta alcanzar las observaciones de diciembre de 2002 de modo que el período abarca acontecimientos como la crisis asiática de 1997, la introducción del euro como moneda única en Europa en 1999 (sin incluir al Reino Unido) y la crisis provocada por la caída de los valores tecnológicos en enero de 2000.

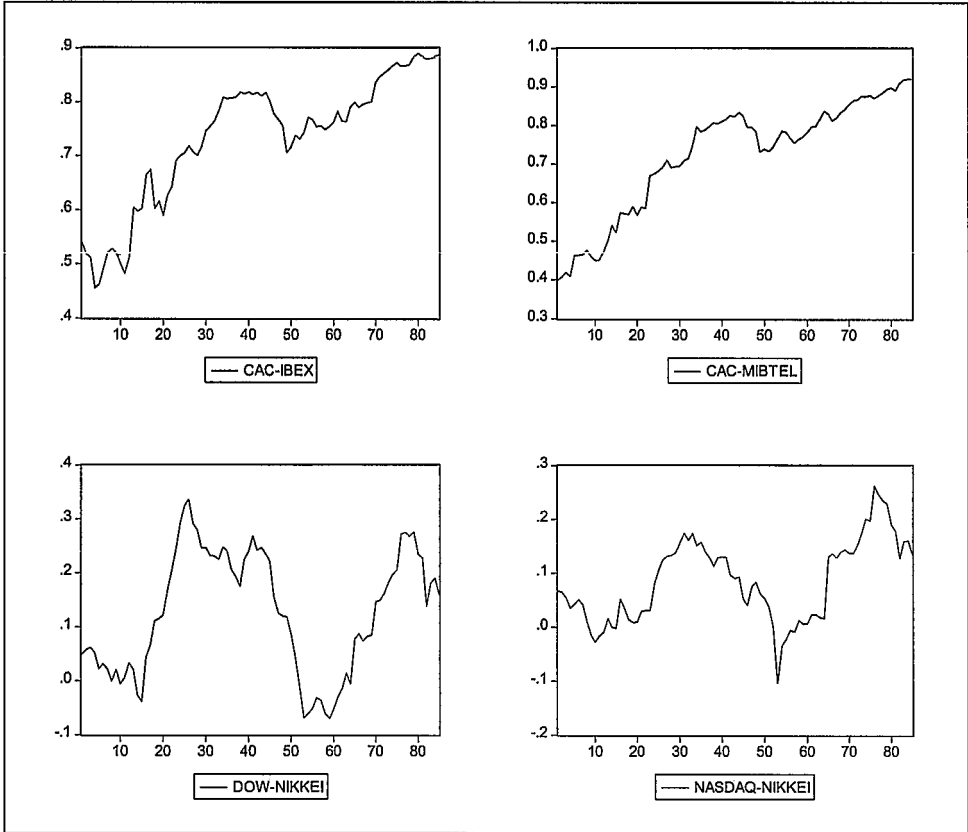
Fueron calculados 85 coeficientes de correlación para un total de 28 pares de índices de los que se expone en la Tabla 4 el valor medio de cada uno de ellos, así como la desviación típica y el coeficiente de variación con el objeto de mostrar la inestabilidad de dichos coeficientes a lo largo del período de estudio.

TABLA 4
RESULTADOS DE LAS CORRELACIONES MÓVILES

	<i>Media</i>	<i>D. Típica</i>	<i>C. Variación</i>
DAX-CAC	0.716310	0.139188	0.19431
DAX-IBEX	0.654372	0.120087	0.18351
DAX-FTSE	0.652882	0.114006	0.17462
DAX-MIBTEL	0.633340	0.177281	0.27991
DAX-DOW	0.414620	0.168633	0.40672
DAX-NASDAQ	0.349507	0.153819	0.44010
DAX-NIKKEI	0.229477	0.080719	0.35175
CAC-IBEX	0.732525	0.119552	0.16321
CAC-FTSE	0.722406	0.108324	0.14995
CAC-MIBTEL	0.722636	0.149672	0.20712
CAC-DOW	0.407601	0.120895	0.29660
CAC-NASDAQ	0.339930	0.108173	0.31822
CAC-NIKKEI	0.219390	0.069896	0.31859
IBEX-FTSE	0.646270	0.096635	0.14953
IBEX-MIBTEL	0.677099	0.172063	0.25412
IBEX-DOW	0.375012	0.150158	0.40041
IBEX-NASDAQ	0.326586	0.087151	0.26685
IBEX-NIKKEI	0.183580	0.067192	0.36601
FTSE-MIBTEL	0.627848	0.142738	0.22734
FTSE-DOW	0.422712	0.110660	0.26179
FTSE-NASDAQ	0.339766	0.055855	0.16439
FTSE-NIKKEI	0.231872	0.090628	0.39085
MIBTEL-DOW	0.376137	0.143514	0.38155
MIBTEL-NASDAQ	0.309698	0.090650	0.29270
MIBTEL-NIKKEI	0.181138	0.076608	0.42293
DOW-NASDAQ	0.576080	0.138232	0.23995
DOW-NIKKEI	0.125724	0.113143	0.89993
NASDAQ-NIKKEI	0.084968	0.075841	0.89258

Los resultados de la Tabla 4 muestran como la mayor correlación media corresponde, en primer lugar, al índice francés Cac con el resto de índices europeos y posteriormente las del índice alemán Dax con el mismo conjunto de índices, presentando en ambos casos una tendencia claramente ascendente conforme avanza la integración de los mercados y el proceso de convergencia en Europa, mientras que la mayor inestabilidad en las correlaciones es presentada por el conjunto de relaciones entre los dos índices estadounidenses y el índice japonés, como consecuencia de las crisis económicas que comenzaron en ambos mercados (como se puede observar en la Fig. 2, pág. sig.).

FIGURA 2
CORRELACIONES MÓVILES



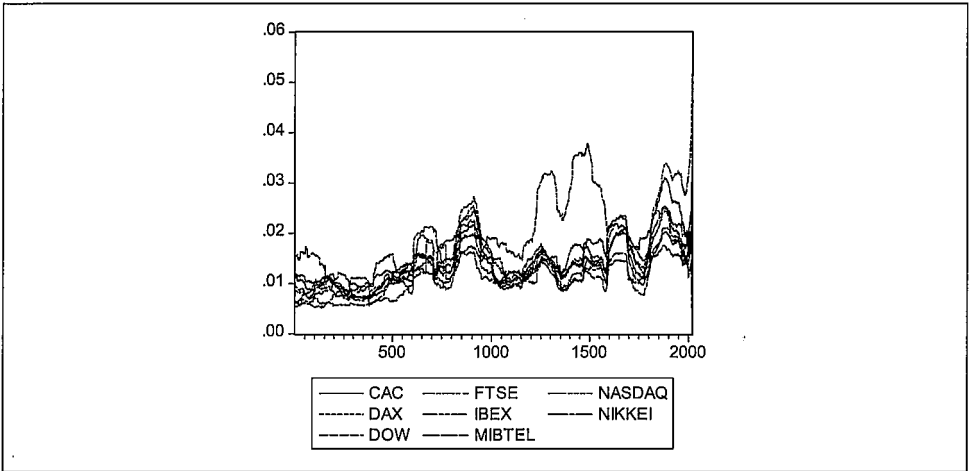
Ante el hecho de que la mayor correlación se presente en los índices europeos y que esta pueda estar provocada por un aumento de la volatilidad en los mercados, tal y como apuntan Solnik, Boucelle y Le Fur [1996], Karolyi y Stulz [1996] y Ferruz, Marco y Rivas [2000], se calculó la volatilidad a 100 días de cada uno de los índices, siguiendo la metodología empleada por Ferruz, Marco y Rivas [2000], con el fin de comprobar su evolución y confirmar la hipótesis planteada de la relación directa y positiva entre la correlación y la volatilidad de los índices.

Los resultados, expuestos en la Figura 3 (pág. sig.), muestran como efectivamente, correspondiendo con los mayores valores de los coeficientes de correlación, la mayor volatilidad se presenta en los índices Dax y Cac que aumenta especialmente en la última parte correspondiente al año 2002 en consonancia con el aumento de correlación.

4.3. ANÁLISIS DE CAUSALIDAD

La existencia de correlaciones entre los índices no aporta ninguna información acerca de las relaciones dinámicas, a largo y corto plazo, entre los mismos por lo que es necesario realizar un contrato de cointegración y causalidad, respectivamente.

FIGURA 3
 VOLATILIDAD A 100 DÍAS



El procedimiento seguido, que tuvo como paso previo la contrastación de que todas las series eran integradas de orden uno, $I(1)^{(2)}$, consiste en tomar en primer lugar cada uno de los pares de variables posibles, y contrastar la hipótesis nula inicial de inexistencia de cointegración según el modelo de Johansen. En los casos en los que la hipótesis fue rechazada, y, por tanto, existía relación a largo plazo entre los índices, se utilizó un modelo de corrección de errores [9] para contrastar la causalidad.

$$\Delta X_t = \alpha_x + \sum_{i=1}^k \beta_{xi} \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_{xi} \Delta Y_{t-i} + \phi_x ECT_{x,t-1} + \varepsilon_{x,t} \quad [9]$$

$$\Delta Y_t = \alpha_y + \sum_{i=1}^k \beta_{yi} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_{yi} \Delta X_{t-i} + \phi_y ECT_{y,t-1} + \varepsilon_{y,t}$$

En contra, en los casos donde la hipótesis se aceptó, se utilizó un modelo VAR [10]⁽³⁾.

$$\Delta X_t = \alpha_x + \sum_{i=1}^k \beta_{xi} \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_{xi} \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_{x,t} \quad [10]$$

$$\Delta Y_t = \alpha_y + \sum_{i=1}^k \beta_{yi} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_{yi} \Delta X_{t-i} + \varepsilon_{y,t}$$

Los resultados obtenidos muestran como durante el primer período, donde se produce un incremento continuo de los índices provocado por el clima de euforia económica en los mercados, todos los índices tiran unos de otros, las buenas noticias se transmiten rápidamente y no existe un índice que se pueda considerar como referente claro ya que, como se puede observar en la Tabla 5 que muestra los resultados de los contrastes de causalidad efectuados, 44 de los 56 contrastes realizados resultan significativos existiendo tan sólo una

⁽²⁾ No se exponen los resultados pero quedan a disposición de los lectores.

⁽³⁾ En ambos procedimientos se sigue la metodología y notación de Sander y Kleimeier [2003]. El número de retardos es determinado mediante la minimización del criterio de Akaike.

relación a largo plazo, entre el índice bursátil español Ibex y el índice alemán Dax, que puede venir propiciada por los esfuerzos de la economía española por adaptarse al conjunto de los países que conformaban en aquel momento la Unión Europea, y en especial a su principal potencia económica, tras su integración plena en 1996.

TABLA 5
CONTRASTES DE COINTEGRACIÓN Y CAUSALIDAD (ENERO 1995-DICIEMBRE 1999)

	DAX	CAC	IBEX	FTSE	MIBTEL	DOW	NASDAQ	NIKKEI
DAX		98.147*	80.486 ^A *	30.043*	31.976*	71.838*	184.47*	7.9371*
CAC	23.073*		6.8604**	5.5468	2.0955	17.022*	97.457*	8.9300*
IBEX	16.844*	2.8412		2.4663	3.0404	3.4456	58.109*	12.478*
FTSE	2.8129	8.3747*	6.0879*		0.4132	16.039*	117.81*	14.710*
MIBTEL	11.198*	11.113*	8.7876*	0.0067		2.9528**	69.751*	9.7462*
DOW	7.3356**	34.001*	36.342*	12.103*	8.3803*		112.36*	7.6311*
NASDAQ	4.0438	8.2706*	5.3362**	9.9632	2.8869**	10.648**		0.1003
NIKKEI	32.041*	51.968*	47.380*	63.873*	24.506*	85.758*	80.438*	

* Indica significatividad del contraste de Granger al 10%.

** Indica significatividad del contraste de Granger al 5%.

^A Indica existencia de cointegración.

El estadístico utilizado para el contraste de Granger fue χ^2 .

La situación cambia completamente en el período siguiente, como se puede observar en la Tabla 6, dado que el número de relaciones a corto plazo significativas se reduce a 27, mientras que aumenta el número de relaciones a largo plazo entre los índices, aunque sólo la establecida entre los índices Ftse y Dow es significativa tanto al 1% como al 5%, el resto de los contrastes indican que no existe cointegración al 1%. Este hecho es característico de las crisis bursátiles, donde los índices buscan uno o varios mercados de referencia que marquen la pauta a seguir siendo en este caso los índices más influyentes el alemán Dax, en su papel ya resaltado de principal motor económico de Europa, y los estadounidenses Nasdaq, por ser el foco principal de la crisis de los valores tecnológicos, y Dow Jones, que continúa manteniendo la influencia como índice más representativo de la situación de la economía norteamericana, principal potencia económica mundial.

TABLA 6
CONTRASTES DE COINTEGRACIÓN Y CAUSALIDAD (ENERO 2000-DICIEMBRE 2002)

	DAX	CAC	IBEX	FTSE	MIBTEL	DOW	NASDAQ	NIKKEI
DAX		10.750	1.0822	18.468 ^A *	1.0731	42.467 ^A *	22.960*	1.9587
CAC	35.369*		0.4300	1.2885 ^A	7.6372	101.19 ^A *	84.426*	1.9224
IBEX	12.830*	0.0049		1.1057	0.3122	47.549*	45.155*	2.5431
FTSE	30.015 ^A *	0.3841 ^A	0.6879		2.0560 ^A	130.42 ^A *	79.169*	8.3904
MIBTEL	8.2872*	4.3388	0.0072	7.3167 ^A		40.504 ^A *	35.926*	24.000*
DOW	10.371 ^A *	14.242 ^A *	0.2336	19.264 ^A *	1.1495 ^A		0.8770	2.6126
NASDAQ	0.8557	4.6640	0.0854	19.436*	0.1225	1.0829		3.9125
NIKKEI	126.15*	104.13*	77.594*	96.431*	97.662*	73.117*	120.58*	

* Indica significatividad del contraste de Granger al 10%.

** Indica significatividad del contraste de Granger al 5%.

^A Indica existencia de cointegración

El estadístico utilizado para el contraste de Granger fue χ^2 .

Este último factor conduce a que sea este índice el que mantenga, junto con el índice británico Ftse, un mayor número de relaciones a largo plazo con los índices Dax, Cac, Mibtel y Ftse, mientras que en el caso del índice británico esta relación a largo plazo puede estar provocada por el hecho de que se mantenga fuera de la Unión Monetaria Europea, no adoptando el euro como moneda única en sus transacciones, de forma que su influencia sobre el resto de mercados europeos tiene un efecto más secundario.

4.4. DIVERSIFICACIÓN ÓPTIMA

La evolución de las relaciones entre los diferentes índices, plasmada a través de los análisis sobre las correlaciones, las volatilidades y las relaciones a largo y corto plazo entre los mismos presentados anteriormente, nos condujo a investigar qué efectos tendría sobre la formación de una cartera óptima.

En teoría el aumento de la correlación entre los índices bursátiles europeos debe reflejarse en un bajo porcentaje de participación en la cartera óptima ya que dichos elevados coeficientes supondrían que las variaciones de los rendimientos son producidas por un efecto global ente el conjunto de países, lo que reduciría las posibilidades de diversificación de riesgos.

A su vez, para que se alcance una diversificación óptima a nivel internacional en un conjunto de mercados estos deben ser independientes entre sí, esto es, no pueden estar cointegrados. De este modo siguiendo el procedimiento empleado por Fernández [2000] se procedió al análisis previo de la existencia de cointegración en el conjunto de variables que componen el estudio en los dos períodos en que se dividió el mismo, ver Tabla 7.

TABLA 7
CONTRASTE DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN

VP	Hipótesis			Hipótesis			V.C (5%)		V.C (1%)	
	H ₀	H ₁	λ_{max}	H ₀	H ₁	λ_{traza}	λ_{max}	λ_{traza}	λ_{max}	λ_{traza}
Primer Período (1/1/1995 a 31/12/1999)										
0.042849	r=0	r=1	54.96185*	r=0	r>0	164.9462*	51.42	156.00	57.69	168.36
0.029131	r=1	r=2	37.10245	r≤1	r>1	109.9844	45.28	124.24	51.57	133.57
0.019017	r=2	r=3	24.09584	r≤2	r>2	72.88192	39.37	94.15	45.10	103.18
0.012305	r=3	r=4	15.53824	r≤3	r>3	48.78608	33.46	68.52	38.77	76.07
0.011187	r=4	r=5	14.11874	r≤4	r>4	33.24784	27.07	47.21	32.24	54.46
0.008432	r=5	r=6	10.62695	r≤5	r>5	19.12911	20.97	29.68	25.52	35.65
0.006702	r=6	r=7	8.438748	r≤6	r>6	8.502158	14.07	15.41	18.63	20.04
5.05E-05	r=7	r=8	0.063410	r≤7	r>7	0.063410	3.76	3.76	6.65	6.65
Segundo Período (1/1/2000 a 31/12/2002)										
0.068939	r=0	r=1	54.50175*	r=0	r>0	155.8090	51.42	156.00	57.69	168.36
0.042271	r=1	r=2	32.95437	r≤1	r>1	101.3073	45.28	124.24	51.57	133.57
0.029144	r=2	r=3	22.56723	r≤2	r>2	68.35292	39.37	94.15	45.10	103.18
0.023737	r=3	r=4	18.33003	r≤3	r>3	45.78569	33.46	68.52	38.77	76.07
0.016599	r=4	r=5	12.77130	r≤4	r>4	27.45565	27.07	47.21	32.24	54.46
0.011834	r=5	r=6	9.083518	r≤5	r>5	14.68435	20.97	29.68	25.52	35.65
0.006436	r=6	r=7	4.926245	r≤6	r>6	5.600830	14.07	15.41	18.63	20.04
0.000884	r=7	r=8	0.674585	r≤7	r>7	0.674585	3.76	3.76	6.65	6.65

El número de retardos óptimo de cada modelo VAR fue obtenido según el criterio de Akaike.

La primera columna corresponde a los Valores Propios (Eigenvalues) de cada una de las hipótesis.

Los valores críticos de λ_{max} y λ_{traza} , para el 5% y el 1% de nivel de significatividad, fueron obtenidos de Osterwald-Lenum [1992].

* Indica rechazo de la hipótesis nula al 5% de nivel de significatividad.

Los resultados obtenidos denotan una débil presencia de cointegración en ambos períodos ya que aunque es rechazada la hipótesis de inexistencia de cointegración al 5% es aceptada al 1% en ambos estadísticos (λ_{traza} y λ_{max}) en el primer período, mientras que en el segundo sólo se rechaza en el estadístico máximo al 5%, por lo que consideramos que no existen evidencias consistentes de existencia de cointegración y, por tanto, se puede alcanzar una diversificación óptima.

Por ello se construyó la cartera de mínima varianza «ex-post» para cada uno de los dos períodos, mediante la macro Solver de la hoja de cálculo Excel, siendo los resultados obtenidos los que aparecen en la Tabla 8.

TABLA 8
COMPOSICIÓN ÓPTIMA DE LA CARTERA DE MÍNIMO RIESGO

	DAX	CAC40	IBEX35	FTSE	MIBTEL	DOW	NASDAQ	NIKKEI
1995-1999	—	—	—	38,84%	19,39%	24,43%	15,70%	1,64%
2000-2002	—	—	—	19,98%	30,34%	34,93%	—	14,75%

El proceso se repitió posteriormente para cada uno de los años que componen el estudio siendo los resultados los que aparecen en la Tabla 9.

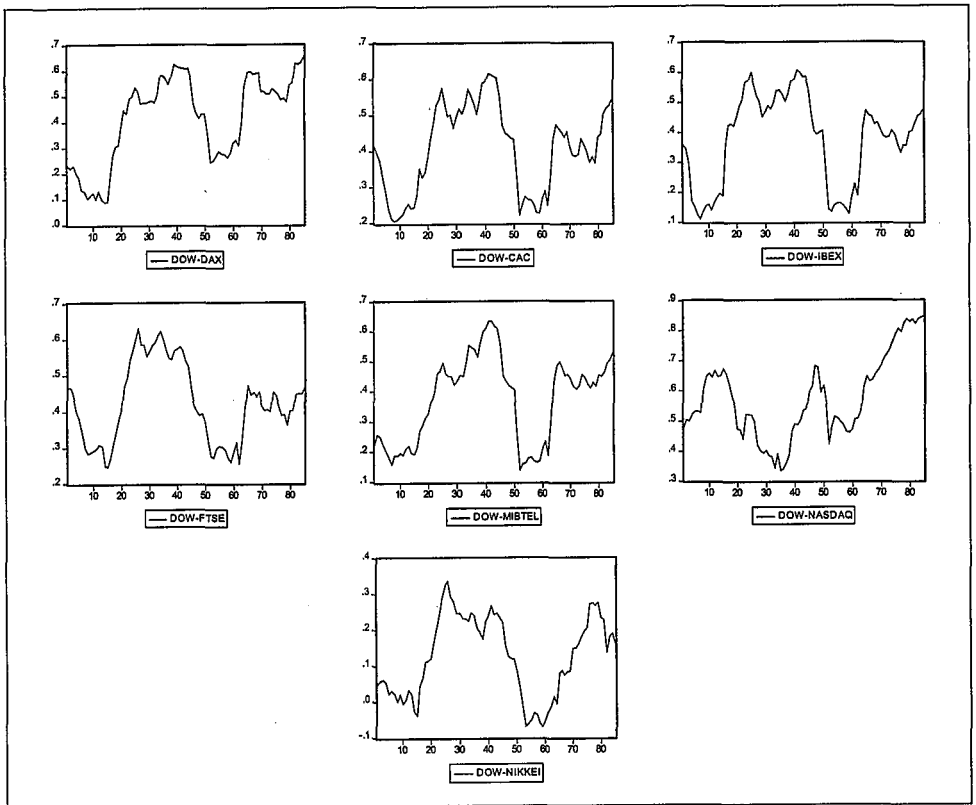
TABLA 9
COMPOSICIÓN ÓPTIMA DE LA CARTERA DE MÍNIMO RIESGO

	DAX	CAC40	IBEX35	FTSE	MIBTEL	DOW	NASDAQ	NIKKEI
1995	11,05%	—	—	21,63%	6,81%	42,77%	11,38%	6,37%
1996	8,12%	—	9,78%	34,73%	0,38%	28,77%	0,14%	18,08%
1997	—	—	—	43,52%	8,23%	7,64%	30,63%	9,99%
1998	—	—	—	31,01%	—	18,32%	23,69%	26,98%
1999	—	—	4,38%	15,26%	13,90%	39,18%	—	27,28%
2000	—	—	—	18,03%	16,80%	34,41%	—	30,76%
2001	—	—	—	37,72%	1,98%	39,79%	—	20,52%
2002	—	—	—	5,38%	23,22%	29,63%	—	41,77%

De los resultados obtenidos destaca la relación existente entre el aumento de los coeficientes de correlación entre los índices y la composición de la cartera óptima de forma que, tal y como se señaló con anterioridad, cuanto mayores son las correlaciones menores son las posibilidades de diversificación para el inversor así, como se puede comprobar en la Tabla 9, la composición de la cartera óptima de mínima varianza estaba compuesta por seis índices en 1995, e incluso por siete en 1996, mientras que en el año 2002 la mayor correlación entre los principales mercados europeos conduce a la imposibilidad de obtener beneficios mediante la diversificación y a que el número de índices que compongan la cartera óptima disminuya a cuatro.

La relación entre la evolución de los coeficientes de correlación y la composición de la cartera óptima se refuerza al comprobar como los cuatro índices que permanecen constantes como parte de su composición son aquellos que presentan una mayor inestabilidad en sus correlaciones con el resto, como ejemplo se muestran en la Figura 4 los gráficos de las correlaciones móviles del índice Dow con el resto de índices que componen el estudio. Este hecho origina la presencia de un cierto defecto de eficiencia que puede ser aprovechado por el inversor para obtener beneficios mediante la diversificación.

FIGURA 4
CORRELACIONES MÓVILES DEL ÍNDICE DOW



En último lugar se ha de resaltar el hecho, que podría ser objeto de estudio en trabajos futuros, de que la composición de una cartera que permita minimizar el riesgo al inversor o maximizar su beneficio no venga determinada tan sólo por las relaciones entre los diferentes mercados sino también por la posibilidad de obtener ventajas en la utilización de divisas diferentes como sucede en nuestro caso donde la cartera óptima está formada por cuatro mercados que operan en otras tantas divisas: Libra esterlina (Ftse), Euro (Mibtel), Dólar (Dow) y Yen (Nikkei).

5. CONCLUSIONES

La necesidad de conocer las diferencias en las relaciones entre los mercados bursátiles mundiales durante dos períodos totalmente distintos y sus efectos sobre el inversor fueron los hechos que motivaron la realización de este trabajo.

De este modo, se plantearon una serie de contrastes básicos iniciales basados en la correlación entre el conjunto de índices utilizados que se fueron completando con el análisis de las relaciones a largo y corto plazo entre los mismos con el fin de determinar la dirección de las influencias entre ellos hasta, finalmente, analizar la composición de la cartera óptima para un inversor.

Los resultados obtenidos evidencian un claro aumento de la correlación entre los mercados bursátiles europeos principalmente, como consecuencia de los procesos de convergencia de los países que forman parte de la Unión Económica y Monetaria europea que se han reflejado en una homogeneización de criterios y operativas y, consecuentemente, en un aumento de las relaciones entre los mismos, como muestran los resultados de los contrastes de causalidad, que, asimismo, muestran cómo los índices Dow y Dax se convierten en las principales referencias a nivel mundial, sobre todo en el período de crisis, dadas sus condiciones de potencias económicas.

Con el fin de conocer los efectos que estos factores pudieran ejercer sobre la diversificación del riesgo para el inversor se planteó la obtención de la cartera de mínimo riesgo para cada uno de los períodos y, por extensión, para cada uno de los años que componen el estudio. La solución óptima muestra como el aumento de las relaciones entre los índices condiciona la composición de la cartera ya que no permite a los inversores beneficiarse mediante la diversificación. En consecuencia la composición de la cartera pasa a dividirse entre aquellos índices cuyas correlaciones presentan mayores inestabilidades permitiendo así formar combinaciones que favorezcan a los inversores.

Conseguidos los objetivos marcados para este trabajo se abren varias posibilidades de trabajos futuros que se han de centrar en la influencia de diferentes variables macroeconómicas en la integración de los mercados bursátiles mundiales y sus consecuencias sobre la composición de la cartera óptima para los inversores.

6. BIBLIOGRAFÍA

- ARBELAEZ, H.; URRUTIA, J., y ABBAS, N. [2001]: «Short-term and Long-term Linkages among the Colombian Capital Market Indexes», *International Review of Financial Analysis*, 10, pp. 237-273.
- ARSHANAPALLI, B., y DOUKAS, J. [1993]: «International Stock Market Linkages: Evidence from the Pre and Post-October 1987 Period», *Journal of Banking and Finance*, 17, pp. 193-203.
- BAE, K. H., y KAROLYI, G. A. [1994]: «Good News, Bad News and International Spillovers of Stock Return Volatility between Japan and the U.S.», *Pacific Basin Finance Journal*, 2, pp. 405-438.
- BOLLERSLEV, T [1986]: «Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity», *Journal of Econometrics*, 31, February, pp. 307-327.
- BOOTH, G. G.; MARTIKAINEN, T., y TSE, Y. [1997]: «Price and Volatility Spillovers in Scandinavian Stock Markets», *Journal of Banking and Finance*, 21, pp. 811-823.
- CALVO, S., y REINHART, C. M. [1996]: «Capital flows to Latin America: Is there evidence of contagion effects?», en CALVO, GUILLERMO A.; GOLDSTEIN, MORRIS, and HOCHREITER, EDUARD, eds.: *Private Capital Flows to Emerging Markets After the Mexican Crisis* (Institute for International Economics, Washington, D.C.).
- CHEN, G. M.; FIRTH, M., y RU, O. M. [2002]: «Stock Markets Linkages: Evidence from Latin America», *Journal of Banking and Finance*, 26, pp. 1113-1141.
- CHOWDHURY, A. R. [1994]: «Stock Markets Interdependencies: Evidence from the Asian NIEs», *Journal of Macroeconomics*, 16, pp. 629-651.
- CHRISTOFI, A., y PERICLI, A. [1999]: «Correlation in Prices Changes and Volatility of Major Latin American Stock Markets», *Journal of Multinational Financial Management*, 9, pp. 79-93.
- CHUN, P. J., y LIU, D. J. [1994]: «Common Stochastic Trends in Pacific Rim Stock Markets», *Quarterly Review of Economics and Finance*, 34, pp. 241-259.
- CLIMENT, F., y MENEU, V. [2002]: «Has 1997 Asian Crisis Increased Information Flows between International Markets», *International Review of Economics and Finance*, 171, pp. 1-33.

- CORHAY, A.; TOURANI, A., y URBAIN, J. P. [1993]: «Common Stochastic Trends in European Stock Markets», *Economic Letters*, 42, pp. 385-390.
- DICKEY, D. A., y FULLER, W. A. [1979]: «Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root», *Journal of the American Statistical Association*, 74, pp. 427-431.
- EDWARDS, S. [1998]: *Interest rate volatility, capital controls, and contagion*, Working Paper 6756, NBER.
- ENGLER, R. F. [1982]: «Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the variance of U.K. Inflation», *Econometrica*, 50, pp. 987-1008.
- ENGLER, R. E., y GRANGER, C. W. J. [1987]: «Cointegration and Error-correction: Representation, Estimation and Testing», *Econometrica*, 55, pp. 251-276.
- EUN, C., y SHIM, S. [1989]: «International Transmission of Stock Markets Movements», *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24, pp. 241-246.
- FERRUZ, L.; MARCO, I., y RIVAS, F. J. [2000]: «Evolución y Comparación de la Volatilidad de los principales índices bursátiles internacionales», *Actualidad Financiera*, agosto, pp. 15-29.
- FORBES, K. J., y RIGOBON, R. [2002]: «No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Markets Comovements», *The Journal of Finance*, vol 57, n. 5.
- GARCÍA PASCUAL, A. [2002]: «Assesing European Stock Markets (Co)Integration», *Economics Letters*, 1, pp. 1-7.
- GONZALO, J. [1994]: «Five Alternative Methods of Estimating Long Run Equilibrium Relationships», *Journal of Econometrics*, 60, pp. 203-233.
- GRANGER, C. W. J. [1969]: «Investigating Causal Relations by Econometrics Models and Cross-spectral Methods», *Econometrica*, 37, pp. 424-438.
- [1988]: «Some Recent Development in an Concept of Causality», *Journal of Econometrics*, 39, pp. 199-211.
- HARVEY, C. R. [1991]: «The World Price of Covariance Risk», *Journal of Finance*, 46, pp. 111-157.
- HAMAQ, Y.; MASULIS, R. W., y NG, V. [1990]: «Correlations in Price Changes and Volatility across International Stock Markets», *The Review of Financial Studies*, vol. 3, n. 2, pp. 281-307.
- HANSEN, H., y JOHANSEN, S. [1998]: *Some Tests for Parameter Constancy in Cointegrated VAR-Models* (Mimeo).
- HUANG, B. N.; YANG, C. W., y HU, J. W. S. [2000]: «Causality and Cointegration of Stock Markets among the United States, Japan and the South China Growth Triangle», *International Review of Financial Analysis*, vol. 9, n. 3, pp. 281-297.
- JOHANSEN, S. [1991]: «Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autorregression Models», *Econometrica*, 59, pp. 1551-1580.
- JOHANSEN, S., y JOSELIUS, K. [1990]: «Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to Money Demand», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, pp. 169-210.
- KASA, K. [1992]: «Common Stochastic Trends in International Stock Markets», *Journal of Monetary Economics*, 29, pp. 95-124.
- KING, M., SENTANA, E., y WADHWANI, S. [1994]: «Volatility and Links between National Stock Markets», *Econometrica*, vol. 62, n. 4, pp. 901-933.
- KOUTMOS, G., y BOOTH, G. G. [1995]: «Asymmetric Volatility Transmission in International Stock Markets», *Journal of International Money and Finance*, 14, pp. 747-762.
- LILJEBLOM, E.; LÖFLUND, A., y KROKFORSS, S. [1997]: «The Benefits from International Diversification for Nordic Investors», *Journal of Banking and Finance*, 21, pp. 469-490.
- LONGIN, F. M., y SOLNIK, B. [1995]: «Is the correlation in international equity returns constant: 1960-1990?», *Journal of International Money and Finance*, 14, pp. 3-26.

- MALLIARIS, A. G., y URRUTIA, J. L. [1992]: «The International Crash of October 1987: Causality Tests», *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 27, pp. 353-364.
- MASHI, R., y MASHI, A. M. M. [2001]: «Long and Short Term Dynamic Causal Transmission Amongst International Stock Markets», *Journal of International Money and Finance*, 20, pp. 563-587.
- [2002]: «Propagative Causal Price Transmission among International Stock Markets: Evidence from the Pre- and Post Globalization Period», *Global Finance Journal*, 13, pp. 63-91.
- MACKINNON, J. G. [1991]: «Critical Values for Cointegration Tests», *Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, Oxford University Press.
- MERIC, G.; LEAL, R.; RATNER, M., y MERIC, I. [2001]: «Co-movements of U.S. and Latin American Equity Markets Before and After the 1987 Crash», *International Review of Financial Analysis*, 10, pp. 219-235.
- NELSON, D. [1991]: «Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach», *Econometrica*, 59, pp. 347-370.
- OSTERWALD-LENUM, M. [1992]: «A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 461-472.
- PEIRÓ, A.; QUESADA, J., y URIEL, E. [1998]: «Transmission of Movements in Stock Markets», *The European Journal of Finance*, 4, pp. 331-343.
- PHILLIPS, P. C. B., y PERRON, P. [1988]: «Testing for a Unit Root in Time Series Regression», *Biometrika*, 75, pp. 335-346.
- RANGVID, J. [2001]: «Increasing Convergence among European Stock Markets? A Recursive Common Stochastic Trend Analysis», *Economics Letters*, 71, pp. 383-389.
- RATANAPAKORN, O., y SHARMA, S. C. [2002]: «Interrelationships among Regional Stock Indices», *Review of Financial Economics*, 11, pp. 91-108.
- SANDER, H., y KLEIMEIER, S. [2003]: «Contagion and Causality: An Empirical Investigation of Four Asian Crisis Episodes», *International Financial Markets, Institutions and Money*, 13, pp. 171-186.
- SHAWKY, H. A.; KUENZEL, R., y MIKHAIL, A. D. [1997]: «International Portfolio Diversification: A Synthesis and an Update», *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 7, pp. 303-327.
- SHENG, H., y TU, A. H. [2000]: «A Study of Cointegration and Variance Decomposition among National Equity Indices before and during the Period of the Asian Financial Crisis», *Journal of Multinational Financial Management*, 10, pp. 345-365.
- SOLNIK, B. H.; BOUCRELLE, C., y FUR, Y. LE [1996]: «International Market Correlation and Volatility», *Financial Analyst Journal*, 52, pp. 17-34.