

Rosa M.^a Cáceres

Octavio Maroto

Jorge V.
Pérez-Rodríguez

M.^a Victoria Ruiz

Domingo J. Santana

Universidad de Las Palmas
de Gran Canaria

¿CONTAGIO O INTERDEPENDENCIA ENTRE LOS MERCADOS USA, EUROPA Y JAPÓN DURANTE LA CRISIS DEL 97?

*Contagion or Interdependence between USA, Europe
and Japan during the 1997 crisis?*

Resumen.—Palabras clave.—Abstract.—Key words.—

1. Introducción.—2. Estudios precedentes.—3. Muestras y datos.—
4. ¿Contagio entre los mercados?—5. El efecto de la crisis sobre la incertidumbre
y la interdependencia entre las rentabilidades de diferentes mercados:
5.1. El efecto de la crisis en la incertidumbre de cada mercado.
5.2. El efecto de la crisis a través de la correlación entre las rentabilidades
de los mercados.—5. Conclusiones.— Apéndices 1, 2, 3, 4.—
Referencias bibliográficas.

RESUMEN

EN este estudio se analiza la repercusión que la crisis de 1997 tuvo sobre las bolsas de USA, Europa (UK, Francia, Alemania y España) y Japón. Concretamente, se estudia si existió contagio o interdependencia entre las mismas durante dicha crisis. Para ello, se utiliza una muestra de datos diarios, que abarca el período comprendido entre el 30 de noviembre de 1995 y el 13 de diciembre de 2000. Los resultados muestran que no existió contagio, aunque sí interdependencia entre los mercados. Sin embargo, esta interdependencia disminuyó durante

Recibido 20-11-00

Aceptado 01-04-03

Copyright © 2001 Asociación Española de Contabilidad y Administración de Empresas

ISSN 0210-2412

la crisis como consecuencia de la probable actitud defensiva y de protección que cada mercado realizó ante tales hechos.

PALABRAS CLAVE

Contagio; Interdependencia; Correlaciones constantes.

ABSTRACT

In this study, we analyze the repercussion of the crisis of 1997 on the USA, Europe (UK, France, Germany and Spain) and Japan Stock Exchange Markets. Concretely, we study if there was contagion or interdependence among the same ones during November 30th 1995 and December 13th 2000, using daily data. The results show that contagion didn't exist, but there was interdependence among all markets. However, this interdependence diminished during the crisis like consequence of the own protection that each market carried out in the face of such eventualities.

KEY WORDS

Contagion; Interdependence; Constant correlations.

1. INTRODUCCIÓN

En los últimos tiempos, la liberalización de los mercados financieros y el rápido desarrollo de las redes de comunicación han incrementado significativamente la capacidad para la transmisión de información entre los mercados bursátiles de todo el mundo, por lo que el estudio de las relaciones entre los mismos ha adoptado una nueva dimensión. De este modo, son numerosos los trabajos que han estudiado dichas relaciones, utilizando para ello distintas metodologías estadísticas y econométricas, como el análisis de la varianza y el análisis de los coeficientes de correlación, o el análisis de causalidad y el análisis de la cointegración. Algunos trabajos que destacan en este ámbito son los realizados por Espitia y

Santamaría [1991], Peña [1992], Chan, Gup y Pan [1997] y Kanas [1998] o Forbes y Rigobon [1999].

Un aspecto especialmente analizado ha sido el efecto que ha producido los períodos de elevada volatilidad o períodos de crisis en las relaciones entre los distintos mercados bursátiles. En este sentido, los estudios más recientes se han centrado en la existencia o no de contagio entre los mercados cuando dichas crisis se producen, ya que debido a la mayor interconexión existente en la actualidad «la estabilidad financiera interna nunca ha dependido tanto de lo que está sucediendo fuera» [Zamorano, 1998, p. 19].

El contagio ha sido definido por la literatura financiera de distintas formas. Según Pritsker [2000] el contagio tiene lugar cuando un shock en uno o varios mercados, países o instituciones se transmite a otros mercados, países o instituciones. Asimismo, Kaminsky y Reinhart [1999] definen el contagio como una situación en la cual el conocimiento de una crisis en cualquier lugar incrementa la probabilidad de una crisis doméstica.

Seguindo a Masson [1998] se puede hablar de una situación de contagio ante un momento de crisis, fundamentalmente en tres situaciones: 1) cuando la crisis en un país genera una crisis en otra parte por razones inexplicables económicamente, pero sí por razones psicológicas o debido a que la falta de liquidez en un mercado lleva a los inversores a liquidar activos en otros mercados emergentes; 2) cuando se produce un comportamiento en «manada», debido a externalidades de la información existente, y 3) cuando se producen efectos desbordamiento, esto es, cuando la crisis de un país afecta a los fundamentos económicos de otro.

La existencia de contagio se pone de manifiesto ante un incremento significativo de las relaciones entre mercados en períodos puntuales de crisis o turbulencias, medidos a través de las correlaciones entre los mismos. En el caso de que no se produzcan incrementos significativos que impliquen contagio, las relaciones entre dos economías se denominan de interdependencia. En este sentido, tal y como indican Forbes y Rigobon [1999], el contagio implica que las relaciones entre mercados son significativamente diferentes después de un período de crisis, mientras que la interdependencia implica que no existen cambios significativos en dichas relaciones.

Una de las crisis más recientes que ha afectado al sistema financiero global ha sido la denominada crisis financiera del Sudeste Asiático, la cual refleja dos momentos de especial turbulencia como fueron los meses de octubre de 1997 y 1998. Así, si bien el punto de partida de la crisis financiera que afectó a un grupo importante de países del sudeste asiático

co en 1997 puede situarse en un hecho concreto, como fue la devaluación del Baht tailandés el 2 de julio de dicho año, la crisis se extendió en primer lugar a Malasia e Indonesia, siendo verdaderamente a mediados de octubre de 1997 cuando se produjeron los efectos más adversos con la caída de la Bolsa de Hong-Kong y comenzaron las quiebras de entidades financieras, que se extendieron a países desarrollados de la zona como Japón y Corea. Precisamente, hay que destacar el hecho de que la ya deteriorada situación de la banca japonesa desde principios de los noventa se vio agravada por la crisis financiera en los países emergentes asiáticos, ya que la banca nipona había llevado a cabo una rápida expansión por el sudeste asiático (1). El período de fuerte inestabilidad se prolongó hasta el otoño de 1998, teniendo que añadir a la crisis financiera asiática, los acontecimientos acaecidos en el verano de ese año en Rusia, así como la crisis del *Long Term Capital Management* (LTCM), hechos que provocaron la caída de las bolsas occidentales en el otoño de 1998.

Las implicaciones derivadas de la crisis financiera del Sudeste Asiático se pueden resumir en las siguientes (2). La primera de ellas hace referencia a la falta de estabilidad de los sistemas bancarios y mercados financieros de los países de la región, lo cual se pone de manifiesto fundamentalmente en las fuertes depreciaciones de las monedas de dichos países, así como caídas pronunciadas en sus índices bursátiles. En segundo lugar, la pauta de crecimiento económico de estos países también se vio afectada, así en 1998 las tasas de variación del Producto Interior Bruto que habían sido positivas y elevadas en años anteriores se convirtieron en negativas, especialmente en Indonesia (-13,7%), en Tailandia (-10%) y en Malasia (-7,5%). Finalmente la tercera implicación hace referencia a las tensiones sociales y riesgos proteccionistas, destacando el aumento del desempleo, de la pobreza y la explícita intromisión de otros gobiernos y agencias internacionales en la gestión de la crisis.

El efecto de esta crisis financiera del Sudeste Asiático sobre las relaciones entre diversos mercados bursátiles es el objetivo fundamental de este trabajo. Para ello, se estudia en primer lugar la posible existencia de contagio durante la crisis de octubre de 1997, y extendiendo el análisis a la crisis de 1998, entre los mercados de USA, Europa (Reino Unido, Francia, Alemania y España) y Japón. En segundo lugar, se analiza el

(1) Si se desea poseer una visión en profundidad de los problemas estructurales del sistema bancario japonés, puede consultarse Cardenal [2000].

(2) Un análisis exhaustivo de las causas y consecuencias de la crisis asiática, puede realizarse en Ontiveros [1998] y Chowdhry y Goyal [2000], entre otros.

efecto de la crisis asiática sobre la incertidumbre y la interdependencia entre dichos mercados.

Para el análisis de la existencia de contagio se utiliza la metodología propuesta por Forbes y Rigobon [1999]. El efecto de la crisis en la incertidumbre de cada uno de los mercados se mide a través de su volatilidad condicional y para el análisis de la interdependencia entre las rentabilidades de los distintos mercados se utiliza la metodología GARCH multiecuacional de Bollerslev [1990], la cual nos permitirá valorar el efecto que tuvo la crisis sobre las rentabilidades y, particularmente, sobre las correlaciones constantes a través de la modelización conjunta de las rentabilidades, varianzas y covarianzas condicionales entre todos los mercados.

El trabajo se organiza como sigue. En la Sección 2 se realiza una breve descripción de los estudios precedentes sobre el contagio e interdependencia. En la Sección 3 se describe la muestra y los datos utilizados en este estudio. En la Sección 4 se analiza la posible existencia de contagio entre los mercados. En la Sección 5 se mide el efecto de la crisis sobre la incertidumbre de cada mercado, utilizándose posteriormente un modelo multiecuacional para representar la interdependencia entre los mercados y el efecto que la crisis tuvo sobre las rentabilidades y correlaciones entre los mismos. Finalmente, en la Sección 6 se ilustran las conclusiones más relevantes.

2. ESTUDIOS PRECEDENTES

Tal y como ha quedado expuesto en la introducción del trabajo son numerosos los estudios que en los últimos años han abordado la problemática de la interdependencia entre los mercados financieros mundiales. Así, entre otros, Divecha *et al.* [1992], Cheung and Ho [1991] y Cheung [1993] se centran en las relaciones existentes entre los mercados asiáticos, llegando el primero de ellos a la conclusión de que diez mercados asiáticos emergentes eran homogéneos, con el dominio de un mercado fuerte, y poco correlacionados unos con otros y con los mercados desarrollados. Por su parte, los otros dos trabajos citados estudian la estructura de correlación entre los mercados asiáticos emergentes y los mercados desarrollados, concluyendo que la correlación entre éstos era menor que la existente entre los mercados desarrollados.

A nivel internacional destacamos el trabajo de Braker y Koch [1999] en el que se analizan diez índices financieros, entre los que se incluye Estados Unidos, Japón, Alemania y Reino Unido, demostrando que la ma-

triz de correlación cambia sustancialmente a lo largo del tiempo, por lo que propone un modelo teórico que intenta explicar los posibles factores macroeconómicos determinantes de la estructura de correlación. Otros trabajos se han centrado más en los mercados regionales de Latinoamérica, como por ejemplo, el trabajo de Christofi y Pericli [1999] que explora las relaciones a corto plazo entre los cinco mayores mercados latinoamericanos y el de Choudhry [1997], que analiza la relación a largo plazo entre los índices del mercado de seis países latinoamericanos y el de Estados Unidos encontrando evidencia de cointegración y de causalidad entre los índices de los seis países con y sin el índice americano.

Son numerosos también los estudios que se han centrado en el análisis de las relaciones entre los mercados nacionales y sus alteraciones en momentos de crisis. Así, trabajos como los de Eun y Shim [1989], King y Wadhwani [1990], Hamao *et al.* [1990] y Malliaris y Urrutia [1992] se centran en la crisis de octubre de 1987. En lo referente a la crisis financiera asiática de 1997, Sheng y Tu [2000] examina mediante el análisis de cointegración y la descomposición de la varianza, las relaciones entre los once mayores mercados asiáticos y Estados Unidos antes y durante el período de la crisis financiera asiática. Estos autores llegan a la conclusión de la existencia de cointegración entre los mercados nacionales durante, pero no antes, de la crisis financiera, así como que la relación entre los países del Sudeste Asiático parece ser más fuerte que entre los países del Noreste. En este mismo trabajo, y aplicando el test de causalidad de Granger, se obtiene que el mercado americano «causa» a algunos países asiáticos incluso durante el período de la crisis, reflejándose la persistencia del papel predominante de Estados Unidos.

Las posibles situaciones de contagio en momentos de crisis en los mercados financieros mundiales han sido analizadas por distintos autores utilizando diferentes metodologías. De entre ellos, y en primer lugar, podemos citar el de Forbes y Rigobon [1999], que se centra en la crisis asiática de 1997 tomando como foco del contagio a Hong Kong. Estos autores analizan la existencia o no de contagio mediante el análisis de las diferencias entre los coeficientes de correlación ajustados entre Hong Kong y un amplio número de países de todo el mundo, tanto en los momentos de turbulencia como en los de estabilidad, y llegan a la conclusión de que no puede hablarse de contagio, sino de una interdependencia de esos mercados en general que simplemente se ve acrecentada en los períodos de crisis. Utilizando la misma metodología de los coeficientes de correlación ajustados Bordo y Panini [2000] estudian siete crisis financieras internacionales a lo largo de los siglos XIX y XX con el objetivo de determinar la existencia o no de contagio, llegando a la conclusión de

que no existe una fuerte evidencia del mismo en las crisis más recientes de Latinoamérica y del Sudeste Asiático. En esta misma línea Bae et al. [2000], utilizando un modelo logístico de regresión multinomial, llegan a las siguientes conclusiones: *a)* El contagio es más importante en Latinoamérica que en Asia; *b)* El contagio desde Latinoamérica a otras regiones es más importante que desde Asia; *c)* Estados Unidos está aislado del contagio desde Asia, y *d)* El contagio es predecible con determinada información previa.

3. MUESTRA Y DATOS

La información utilizada en el presente trabajo se refiere a datos diarios de los índices nacionales de los mercados de seis países: Estados Unidos (Nyse), Reino Unido (FTSE 100), Japón (Nikkei 225), Francia (CAC 40), Alemania (Dax) y España (Ibex 35), desde el 30 de noviembre de 1995 hasta el 13 de diciembre de 2000, obtenidos de la base de datos MSCI, y eliminando aquellas fechas en las que algunos de los países no presentaba cotización así como los fines de semana y festivos (3). De este modo, se obtiene una muestra final de 1.315 cotizaciones diarias, con las que se calcularon 1.314 rentabilidades diarias continuas.

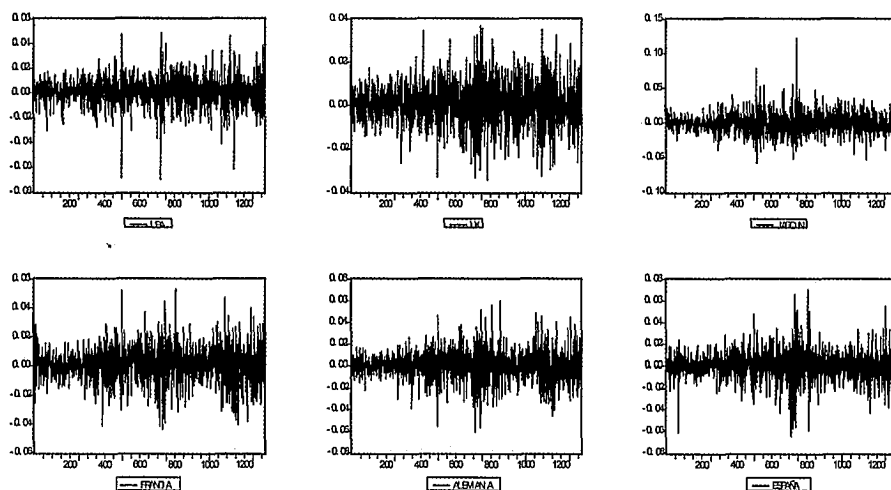
Los principales estadísticos descriptivos de las series de rentabilidades diarias de los índices estudiados se recogen en el cuadro 1. La media diaria de las mismas es muy cercana a cero, siendo la Bolsa Norteamericana la que presenta la mayor rentabilidad media. Cabe destacar los resultados referentes a la Bolsa Japonesa, ya que es la única que presenta una rentabilidad media negativa en el período de estudio analizado y un mayor nivel de riesgo. En relación a los coeficientes de asimetría, la mayoría de las distribuciones estadísticas de las series de rentabilidades son asimétricas a la izquierda, salvo el caso de la Bolsa Japonesa, cuya asimetría es a la derecha. Referente a los coeficientes de curtosis, éstos son superiores a 3 en todas las series, siendo por tanto distribuciones leptocúrticas o más apuntadas que la distribución normal. Por último, el contraste del estadístico de Jarque-Bera pone de manifiesto la no normalidad de las distribuciones, en todos los casos, ya que siempre se rechaza la hipótesis nula de normalidad. En el gráfico 1, se recoge la evolución temporal de las rentabilidades diarias de los distintos índices a lo largo del período de estudio.

(3) Las cotizaciones se tomaron en dólares USA, para evitar el problema relacionado con la utilización de tipos de cambio de los diferentes países.

CUADRO 1
ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS

	USA	U.K.	Japón	Francia	Alemania	España
Media	0,000623	0,000374	-0,000112	0,000598	0,000415	0,000596
Mediana	0,000436	0,000390	-0,000541	0,001270	0,000408	0,000824
Máximo	0,048590	0,036548	0,122724	0,052855	0,060079	0,070142
Mínimo	-0,069668	-0,034220	-0,057871	-0,043366	-0,060779	-0,063892
Desv. Tip.	0,011225	0,009958	0,014900	0,012092	0,013530	0,013640
Asimetría	-0,357108	-0,034710	0,609437	-0,124226	-0,153491	-0,168753
Curtosis	6,802309	3,885107	7,794876	4,453911	4,949635	6,091445
Jarque-Bera	819,4791	43,15576	1340,088	119,1134	213,2684	529,4841

GRÁFICO 1
EVOLUCIÓN TEMPORAL DE LAS RENTABILIDADES
DE LOS ÍNDICES DE BOLSA PARA CADA UNO DE LOS PAÍSES
(USA, UK, JAPÓN, FRANCIA, ALEMANIA Y ESPAÑA)



NOTA: En las abscisas de los gráficos aparecen los días en que se negocian los activos. En particular, los números se corresponden con las siguientes fechas —que en un formato equivalente a día/mes/año— pueden leerse como: 200 = 04/09/1996, 400 = 11/07/1997, 600 = 18/03/1998, 800 = 23/12/1998, 1000 = 29/09/1999 y 1200 = 05/07/2000.

La no estacionariedad en media de las series de los índices (integradas de orden 1) así como la estacionariedad de las series correspondientes a las rentabilidades (integradas de orden 0) se ha comprobado mediante los contrastes de raíces unitarias tanto de Dickey-Fuller aumentado (ADF) (incluyendo constante y tendencia determinista) como de Phillips-Perron (PP), tomando el 5% como nivel de significación. En el anexo 1 se recogen los resultados de la aplicación de dichos contrastes para las series de rentabilidades.

4. ¿CONTAGIO ENTRE LOS MERCADOS?

Las relaciones existentes entre los distintos mercados financieros pueden verse alteradas ante la existencia de una crisis en uno o varios momentos del tiempo, pudiendo derivarse esta situación en un contagio entre los mismos. En este sentido, el contagio se define como un incremento significativo de las relaciones entre mercados en períodos puntuales de crisis o turbulencias, medidos a través de las correlaciones entre los mismos. En el caso de que no se produzcan incrementos significativos que impliquen contagio, las relaciones entre dos economías se denominan de interdependencia. En este epígrafe se analiza el posible contagio entre el mercado estadounidense y el resto de mercados, tanto en el período completo analizado como en los períodos de crisis de 1997 y 1998 (4). Para ello, se ha utilizado la metodología de Forbes y Rigobon [1999], consistente en medir la correlación a través de coeficientes ajustados al incremento de la volatilidad, dado que estos autores consideran que el coeficiente de correlación tradicional presenta un sesgo, especialmente importante en períodos de crisis en los mercados, al estar condicionado por la varianza de la variable estudiada. Asimismo, la expresión del coeficiente de correlación ajustado es la siguiente:

$$\rho_t^a = \frac{\rho_t}{\sqrt{1 + \delta_t [1 - (\rho_t)^2]}}$$

(4) Se han calculado únicamente los coeficientes de correlación con el mercado estadounidense, como consecuencia de que al efectuar el análisis de causalidad lineal de Granger, se observa que el mercado americano es el principal «causante» del resto de mercados, tal y como puede comprobarse en el Apéndice 2.

siendo:

ρ_t^a : coeficiente de correlación ajustado.

ρ_t : coeficiente de correlación tradicional.

$\delta_t \equiv \frac{\sigma_r^h}{\sigma_r^l} - 1$, donde:

σ_r^h : varianza de las rentabilidades en el momento de alta volatilidad.

σ_r^l : varianza de las rentabilidades en el momento de baja volatilidad.

Al aplicar la metodología anteriormente citada, se han obtenido los coeficientes de correlación ajustados de la rentabilidad del mercado americano con el resto de mercados, tanto para el período completo como para los períodos de crisis correspondientes a los años 1997 y 1998. En el primero de ellos se recoge la devaluación del Bath tailandés y la propagación de la crisis al resto de países emergentes asiáticos, correspondiéndose con el período comprendido entre el 2 de julio y el 30 de noviembre de 1997. El segundo período de crisis es el comprendido desde el 1 de septiembre de 1998 hasta 31 de octubre de 1998 representando a las crisis en las bolsas europeas como consecuencia de la crisis asiática y la caída del *Hedge Fund* LTCM. Tal y como indican Forbes y Rigobon [1999], un cambio significativo en las correlaciones entre ambos períodos demostraría un cambio en las relaciones entre los mercados. Para estudiar si las diferencias entre los coeficientes de correlación ajustados entre los dos períodos son significativas se ha calculado un estadístico de prueba, recogiendo los resultados obtenidos en el cuadro 2.

Los resultados obtenidos permiten observar, en primer lugar, que al utilizar coeficientes de correlación ajustados no siempre se produce un incremento de los mismos en los momentos de crisis, como ocurre con Alemania y Francia en la crisis de 1997 y con Gran Bretaña y Alemania en la correspondiente a 1998 (5). En segundo lugar, el análisis estadístico de las diferencias entre dichos coeficientes en el período completo y en los períodos de crisis, refleja que los incrementos producidos en las relaciones de interdependencia entre los mercados en dichos momentos de turbulencia no son significativos, por lo que no existe contagio, lo cual podría entenderse como una defensa de los distintos mercados ante estas situaciones. Este re-

(5) Asimismo se ha observado, si bien los resultados no se recogen en el cuadro 2, que las diferencias entre los coeficientes de correlación no ajustados en los dos momentos analizados, son significativamente mayores que las obtenidas utilizando los coeficientes de correlación ajustados, coincidiendo con las conclusiones obtenidas por Forbes y Rigobon [1999].

sultado es similar al obtenido por Forbes y Rigobon [1999], los cuales para tres momentos de crisis distintos (Crisis asiática de 1997, Crisis de México de 1994 y Crisis en USA en 1987), no encuentran diferencias significativas entre los coeficientes de correlación ajustados, por lo que no puede hablarse de una situación de contagio entre los países implicados en esas crisis.

CUADRO 2
COEFICIENTES DE CORRELACIÓN AJUSTADOS

	PERÍODO COMPLETO	PERÍODO CRISIS AÑO 97	PERÍODO CRISIS AÑO 98	CONTAGIO	
				año 97	año 98
UK	21,82%	33,32% (9,83)	13,24% (-7,34)	SÍ	NO
Francia	21,73%	19,85% (-1,61)	24,55% (2,41)	NO	SÍ
Japón	1,61%	3,43% (1,46)	2,19% (0,46)	NO	NO
Alemania	18,96%	14,18% (-4,03)	17,66% (-1,10)	NO	NO
España	19,52%	20,48% (0,81)	21,01% (1,25)	NO	NO

Nota: El estadístico de prueba utilizado ha sido: $\frac{\rho^u - \rho}{\sigma_\rho} \approx t_{T-k}$, siendo T el número total de observaciones y k el número de parámetros estimados (en nuestro caso, $k = 1$). El punto crítico 1,64 para un nivel de significación del 5%.

5. EL EFECTO DE LA CRISIS SOBRE LA INCERTIDUMBRE
Y LA INTERDEPENDENCIA ENTRE LAS RENTABILIDADES
DE DIFERENTES MERCADOS

En este epígrafe, distinguiremos dos partes. Por un lado, analizaremos brevemente cuál fue el efecto de la crisis de 1997 y 1998 sobre la incertidumbre de cada mercado aisladamente; incertidumbre que medimos por su volatilidad condicional. Por otra parte, y no obstante lo anterior, analizaremos cuál fue el impacto que dichas crisis tuvieron sobre la correlación o interdependencia entre los mercados, mediante el estudio de si la caída de las rentabilidades y las correlaciones entre los mercados es debida a la transmisión de los efectos entre los mismos.

5.1. EL EFECTO DE LA CRISIS EN LA INCERTIDUMBRE DE CADA MERCADO

La evidencia empírica presentada hasta el momento —dentro de la literatura econométrico-financiera— sugiere que la volatilidad de la rentabilidad de mercado es variable temporalmente. Este hecho se justificaría, por ejemplo, porque las acciones de los agentes están basadas en la distribución condicional a la información disponible de las rentabilidades, y en el hecho de que los datos reflejan el resultado de la negociación entre compradores y vendedores. En este sentido, podríamos decir que los errores suelen poseer una distribución cuya varianza es heterocedástica y está generada por un proceso dependiente temporalmente en sus cuadrados.

Dentro de los modelos no lineales que más se han popularizado en las dos últimas décadas, y que, además, son extensamente utilizados en finanzas, están los modelos ARCH desarrollados por Engle [1982]. La especificación de tales modelos es amplia, y muchos han sido investigados por autores como Engle y Ng [1993]. En nuestro caso, representamos el modo en que dicha varianza fluctúa en el tiempo mediante un modelo de tipo GARCH. Concretamente, el modelo ajustado para las volatilidades condicionales de la rentabilidad de mercado es un modelo GARCH [1,1], tal que:

$$r_{it} = c_{it} + u_{it}, u_{it} / \Psi_{t-1} \sim N(0, h_{it})$$

$$h_{it} = \omega_{0i} + \alpha_{1i} u_{it-1}^2 + \beta_{1i} h_{it-1} + \omega_{1i} D_{1t} + \omega_{2i} D_{2t} + \omega_{3i} D_{3t}$$

siendo $i = \text{USA, UK, Japón, Francia, Alemania, y España}$; ψ_{t-1} es el conjunto de información disponible en $t-1$; h_{it} es una varianza condicional que sigue un esquema GARCH (1,1) y que, además, está explicada por variables explicativas como D_{1t} , D_{2t} y D_{3t} , las cuales son diferentes variables ficticias. Concretamente, éstas representan los siguientes períodos temporales: D_{1t} toma el valor 1 desde la devaluación del Bath tailandés el 2 de julio de 1997 hasta el 30 de noviembre de 1997 (propagación al resto de países asiáticos); D_{2t} toma valor 1 desde el 1 de septiembre de 1998 hasta 31 de octubre de 1998 (correspondiendo con las crisis en las bolsas europeas como consecuencia de la crisis asiática y la caída del *Hedge Fund* LTCM); y D_{3t} toma valor 1 desde el 2 de julio de 1997 hasta 31 de octubre de 1998, y recoge el período completo de crisis.

Esta especificación es un modelo simple que permite la modelización de la incertidumbre mediante los modelos de tipo ARCH. Los resultados

aparecen en el cuadro 3 (6). En general, y para todos los modelos, se observa la significación estadística de todos los parámetros, así como la relevancia de los efectos GARCH (aunque para USA, UK y Japón se muestra cierto grado de persistencia debido a que está próximo a la unidad). Pero, también, observamos como existe un efecto significativo de las crisis de 1997 y 1998 en USA, y un efecto conjunto de las crisis de 1997 y 1998 en Japón, Alemania y España sobre la volatilidad condicional. Concretamente, este efecto es casi siempre positivo (excepto para USA en 1998), lo que demuestra que la volatilidad condicional creció en estos períodos.

CUADRO 3
ESTIMACIONES UNIECUACIONALES
DE LA VARIANZA CONDICIONAL

	USA	UK	Japón	Francia	Alemania	España
c_1	0.000824 (2,79)	0.000531 (2.23)	-0.000105 (-0.32)	—	0.000481 (1.59)	0.000792 (2.41)
ω	2.16E-06 (3.20)	6.11E-07 (2.07)	1.47E-06 (2.50)	5.19E-05 (2.87)	5.84E-07 (2.21)	2,69E-06 (6,04)
α	0.062459 (7.56)	0.03333 (4.31)	0.0509 (5.12)	0.14982 (3.54)	0.0479 (6.17)	0.0486 (7.43)
β	0.922040 (79.17)	0.96126 (113.9)	0.93918 (84.59)	0.599575 (5.04)	0.9480 (128.5)	0.9339 (168.6)
D_{1t}	3.54E-06 (3.86)	—	—	—	—	—
D_{2t}	-7.02E-06 (-2,02)	—	—	—	—	—
D_{3t}	—	—	4.54E-06 (2.61)	—	2.13E-06 (2.17)	2.56E-06 (2.20)
LogL	4112.209	4265.443	3786.428	3968.132	3936.064	3891.262
Akaike	-6.2499	-6.4862	-5.7559	-6.0184	-5.9818	-5.9151

NOTA: Las variables ficticias que utilizamos representan lo siguiente: D_{1t} toma valor 1 desde la devaluación del Bath tailandés el 2 de julio de 1997 hasta el 30 de noviembre de 1997 (propagación al resto de países asiáticos). D_{2t} toma valor 1 desde el 1 de septiembre de 1998 hasta 31 de octubre de 1998 (se corresponde con las crisis en las bolsas europeas como consecuencia de la crisis asiática y la caída del *Hedge Fund LTCM*). D_{3t} toma valor 1 desde el 2 de julio de 1997 hasta 31 de octubre de 1998, y recoge el período completo de crisis.

(6) Utilizando los contrastes convencionales de heterocedasticidad condicional (contraste de Engle de los multiplicadores de Lagrange, y estadísticos de Ljung-Box de las rentabilidades al cuadrado), comprobamos que en todos los casos no se rechaza que las rentabilidades puedan modelizarse mediante este tipo de esquemas.

En resumen, estos resultados demuestran que la incertidumbre sobre la rentabilidad de algunos mercados también estuvo explicada por la crisis de 1997 y 1998, y sugieren que éstas afectaron a la volatilidad de las rentabilidades y, por lo tanto a la percepción del riesgo por los mercados.

5.2. EL EFECTO DE LA CRISIS A TRAVÉS DE LA CORRELACIÓN ENTRE LAS RENTABILIDADES DE LOS MERCADOS

En la actualidad, los mercados mundiales están altamente globalizados debido, entre otros factores, a la desregulación, los avances tecnológicos que proporcionan una mayor transparencia y profundidad a los mercados y la eliminación de las restricciones en la banca y en las transacciones de los activos, aspectos que facilitan la consecución de mayores ganancias como consecuencia de la diversificación internacional. Como resultado de esta creciente globalización se ha producido un incremento de las oportunidades de inversión y una aceleración del flujo de negocio entre los mercados. Esta creciente integración internacional de los mercados financieros ha influido notablemente en una gran cantidad de estudios empíricos que examinan los mecanismos a través de los cuales los mercados de activos están interrelacionados (por ejemplo, tal y como consideran Drummen y Zimmermann [1992], estableciendo una estructura jerárquica de ajuste que relacione los movimientos producidos en el mercado mundial, el mercado europeo y el mercado nacional). Sin embargo, el estudio de dicha integración se centra en el análisis de la dinámica a corto plazo que siguen las rentabilidades y sus volatilidades en los diferentes mercados de activos, aún cuando no exista una perfecta sincronización en la negociación de todos ellos (puesto que, la apertura y cierre de los mismos no coincide, haciendo que no exista sincronía en las observaciones de los precios y rentabilidades (7), y que la composición de las carteras diversificadas no sea la misma, lo que puede afectar al riesgo de concentración en los períodos en los que pueden producirse crisis.

Las interrelaciones dinámicas entre los mercados pueden estar motivadas por diversos aspectos. En primer lugar, los movimientos de los precios y de las rentabilidades entre los mercados internacionales están correlacionados, observándose cómo las variaciones producidas en los índices de precios de otros mercados pueden afectar a la formación

(7) En este caso, los agentes del mercado abierto no pueden utilizar la información del mercado que cierra porque no existe negocio.

de precios de los activos en el resto de países. Por ejemplo, el *crash* de 1987 pone de manifiesto la interdependencia entre los mercados de activos nacionales, advirtiéndose un movimiento correlacionado de los precios y sugiriendo un grado sustancial de relación entre los mismos. Cabe destacar, en este sentido, que esta elevada correlación entre los mercados se produjo aún cuando la composición de las carteras no fuese la misma; y además, incluso cuando existieran errores en la formación de precios de un país (8). En segundo lugar, el grado de dependencia entre los mercados también se encuentra afectado por la incertidumbre que existe en cada uno de ellos. Este hecho puede observarse desde distintos puntos de vista. Por un lado, estudiando cómo los *shocks* y la llegada de nueva información a los mercados domésticos (tanto del propio mercado como desde el exterior) se transmiten a otros mercados o viceversa, aunque el ajuste se realice con cierto retardo (véase Eun y Shim [1989], por ejemplo). Por otro lado, analizando cómo el *contagio* o relación entre la volatilidad y la correlación en momentos en los que una perturbación proveniente de cada uno de los mercados aumenta (véase King y Wadhwani [1990]) (9). Y, finalmente, porque las varianzas y covarianzas condicionadas de los movimientos de los precios de los activos negociados en distintos mercados es variable en el tiempo (véase Karolyi [1995] y Pérez-Rodríguez y Torra [1995], entre otros).

Estos aspectos, unidos a la especial sensibilidad que poseen los mercados mundiales, los reguladores de mercado, los negociadores y la inversión pública en general a los movimientos del mercado americano, dada la mayor relevancia de su información (por ejemplo, la información intrínseca del mercado de activos y de la economía americana [véase Cheung y Kwan, 1992]), justifican el estudio de las relaciones a corto plazo entre diversos mercados mundiales.

(8) En este último caso, si no se advirtiese este hecho, los errores podrían transmitirse a los precios de los activos negociados en los distintos mercados.

(9) Por ejemplo, la reacción que un mercado tiene a la apertura del otro en una zona horaria diferente juega un importante papel en la transmisión de volatilidad. En este contexto, King y Wadhwani elaboran un modelo donde se supone que los agentes tienen expectativas racionales en un mercado en equilibrio, infieren la información de los cambios en los precios de los mercados internacionales, aunque no están perfectamente informados. En España, el trabajo de Jimeno [1995] es una buena referencia, por cuanto consigue contrastar el modelo de contagio de King y Wadhwani durante 1992 y principios de 1993. Jimeno no encuentra que los aumentos de la volatilidad en los mercados bursátiles vengán acompañados de aumentos en los coeficientes de correlación entre dichos mercados. Sus resultados muestran como el grado de correlación disminuye en el periodo de mayor volatilidad entre Londres y Madrid y Nueva York y Madrid.

Atendiendo a los resultados de la Sección 4, si no existió contagio durante la crisis —salvo para UK en el año 1997 y Francia en el año 1998—, ¿cuánto afectó la crisis de 1997 a la interdependencia entre los mercados de USA, Europa y Japón?. Para analizar este hecho en nuestro estudio, utilizaremos un modelo conjunto que permita introducir la dinámica de las rentabilidades, las varianzas y covarianzas condicionales de las mismas para cuantificar la correlación condicional entre los mercados. Es decir, puesto que nuestro interés es analizar la interdependencia (a través de la coherencia o correlación) entre los mercados durante las crisis, sobre todo durante la crisis de 1997, construiremos un modelo multiecuacional. Así, podríamos analizar el impacto promedio sobre la correlación entre los mercados como consecuencia de la crisis de 1997.

La modelización conjunta de la dinámica de las rentabilidades así como la correspondiente a las volatilidades condicionales de los mercados bursátiles estadounidense, japonés, británico, francés, alemán y español, pretende el conocimiento del grado de interdependencia entre los mercados. No obstante, se ha recurrido a un conjunto de restricciones sobre el comportamiento de tales variables. Éstas son:

- a) En primer lugar, en este modelo multiecuacional se ha establecido una dependencia (y, por ello, un ordenamiento jerárquico) de todos los mercados respecto al mercado estadounidense. La justificación de esta dependencia viene dada por los resultados obtenidos al aplicar el contraste de causalidad lineal de Granger, tal y como se ha comentado en la Sección 4. Dichos resultados se recogen en el anexo 2. En cierto sentido, estos resultados se encuentran en consonancia con los obtenidos por Sheng y Tu [2000], quienes encuentran un papel predominante de USA en su relación con otros mercados organizados del mundo.
- b) Y, en segundo lugar, el modelo analizado es una representación general de la dinámica temporal de las rentabilidades, pues considera los siguientes aspectos: 1) Las rentabilidades están retardadas (es decir, incorporan el efecto de que no exista sincronía en los horarios de negociación entre los mercados analizados); 2) La existencia de una dependencia de todos los mercados respecto del mercado estadounidense (tal y como se ha aludido anteriormente); 3) La dependencia de las varianzas condicionales de los errores producidos en cada mercado que están relacionados con la información proveniente de USA, y 4) La consideración del hecho de que la correlación condicional entre dos mercados pueda explicarse por diversas variables que caractericen los períodos en los

que se produjeron las crisis financieras de 1997 y 1998, así como los días en los que esta perduró.

En este sentido, el modelo econométrico propuesto se caracteriza por que representa una estructura de tipo VAR (1) restringido, en el que las volatilidades condicionadas multiecuacionales siguen el esquema GARCH (1,1) de correlaciones constantes propuesto por Bollerslev [1990], que va a permitir introducir de forma exógena el efecto de los períodos anteriores y posteriores a la crisis de 1997 y 1998 sobre la rentabilidad y sobre la correlación. Este modelo puede escribirse como sigue:

$$\begin{aligned} r_{1t} &= \gamma_{11} + \phi_{11} r_{1t-1} + \theta_{11} DU_t + u_{1t} \\ r_{it} &= \gamma_{ii} + \phi_{ii} r_{it-1} + \lambda_{ii} r_{it-1} + \theta_{1i} DU_t + u_{it}, \quad i = 2, \dots, 6 \\ \varepsilon_t &= (u_{1t}, \dots, u_{6t})' / \psi_{t-1} \sim N(0, \Omega_t) \\ h_{it} &= \omega_{0i} + \alpha_{1i} u_{it-1}^2 + \beta_{1i} h_{it-1}, \quad i = 1, \dots, 6 \\ h_{ij,t} &= \eta_{ij} \sqrt{h_{ii} h_{jj}}, \quad \forall i, j = 1, 2, \dots, 6 \\ \eta_{ij} &= \rho_{ij} + \rho_1 D_{2t} + \rho_2 D_{3t} + \rho_3 D_{4t} + \rho_4 D_{5t}, \quad \forall i, j = 1, 2, \dots, 6 \end{aligned} \quad [1]$$

donde, el subíndice $i = 1, 2, \dots, 6$ representa a los mercados de USA, UK, Japón, Francia, Alemania y España; r_{it} es la rentabilidad del mercado i -ésimo (por lo tanto, la primera ecuación de rentabilidades pertenece a USA, la segunda a UK, y así sucesivamente); DU_t es una variable ficticia que recoge la crisis puntual de 1997; u_{it} es el residuo del mercado i -ésimo; Ω_t es la matriz de covarianzas de los errores en el período t ; ε_t es un vector de errores en el momento t ; h_{it} es la volatilidad condicional del mercado i -ésimo; h_{ij} es la covarianza condicional entre los mercados i -ésimo y j -ésimo; y la última ecuación recoge la correlación constante entre el mercado i -ésimo y j -ésimo, según los distintos regímenes considerados mediante los coeficientes de las variables ficticias que aparecen en dicha ecuación, esto es: 1) Período antes de la crisis de 1997: del 13 de noviembre de 1995 al 1 de julio de 1997 (ρ_{ij}); 2) Período de crisis de 1997: del 2 de julio de 1997 al 28 de noviembre de 1997 (ρ_1); 3) Período entre crisis: del 29 de noviembre de 1997 al 31 de agosto de 1998 (ρ_2); 4) Período de crisis de 1998: del 1 de septiembre de 1998 al 31 de octubre de 1998 (ρ_3); y 5) Período después de las crisis: del 1 de noviembre de 1998 al 13 de diciembre de 2000 (ρ_4).

Los parámetros del modelo multiecuacional se estiman por cuasi-máxima verosimilitud, y el logaritmo de verosimilitud está expresado por:

$$\log L = f - \sum_{i=1}^T \log |\Omega_{it}| - \frac{1}{2} \varepsilon_t \Omega_{t-1}^{-1} \varepsilon_t$$

siendo f una constante y asumiéndose, además, normalidad condicionada. Las estimaciones se llevarán a cabo a través del algoritmo BHHH [Berndt, Hall, Hall y Hausman, 1974] (11).

Los resultados de la estimación aparecen en el cuadro 4. Estos resultados son obtenidos bajo la imposición de dos supuestos adicionales al modelo [1], debido a que en estimaciones previas del mismo, tales coeficientes no resultaban significativos estadísticamente. Concretamente, la hipótesis nula planteada es $\theta_{it} = \theta$, para todo $i = 1, \dots, 6$; y $\rho_2 = \rho_3 = \rho_4 = 0$, lo que da lugar al que denominaremos como modelo [2]. Estas hipótesis significan, en primer lugar, que el efecto de la crisis de 1997 es común a todos los mercados e igual a θ ; y en segundo lugar, los períodos de «entre crisis» de 1997 y 1998 y la crisis de 1998 así como el período posterior a la crisis de 1998 no resultan estadísticamente relevantes. El contraste de dicha hipótesis se realiza mediante el contraste de la razón de verosimilitudes, comparando el logaritmo del modelo [1] o no restringido, y el modelo [2] o restringido. Los resultados indican que no se rechaza la hipótesis y, por lo tanto, el nuevo modelo [2] es estadísticamente aceptable (12).

De esta forma, se admite que el coeficiente de la variable ficticia —que representa la crisis de 1997— sea constante para las rentabilidades de todos los mercados. De la misma forma, podemos decir que no existe una influencia relevante de los regímenes comprendidos entre la crisis de 1997 y 1998, el período de la crisis de 1998 y el período post-crisis de 1998.

(11) El sistema está compuesto por seis ecuaciones de rentabilidades, seis ecuaciones de varianza condicional y dieciséis ecuaciones de covarianza, es decir, un total de veintiocho ecuaciones. Teniendo en cuenta que se han impuesto restricciones de exclusión sobre algunos coeficientes del modelo VAR, así como restricciones de igualdad entre otros coeficientes, el total de parámetros a estimar es 52. El criterio de convergencia utilizado para los cambios en el valor de los coeficientes fue 1.0×10^{-4} . Además, los valores iniciales son obtenidos a través de la aplicación previa del algoritmo del *simplex* que obtiene una rápida y buena aproximación de los mismos.

(12) El logaritmo de verosimilitud del modelo [1] es igual a -32662.14 ; mientras que el logaritmo de verosimilitud del modelo restringido es igual a -32665.709 . El estadístico correspondiente al contraste de razón de verosimilitudes es igual a 7.138, el cual es menor que el valor tabulado para la distribución χ^2 con 9 grados de libertad (número de restricciones bajo la hipótesis nula), y que para un nivel de significación del 5% es igual a 16.919.

CUADRO 4
ESTIMACIONES PSEUDO MÁXIMO-VEROSÍMILES.
MODELO VAR(1)-GARCH(1,1) MULTIECUACIONAL
DE CORRELACIONES CONSTANTES

PERÍODO COMPLETO						
i.	USA	UK	Japón	Francia	Alemania	España
VAR(1) restringido						
γ	0.000799 (2.65)	0.000403 (1.62)	-0.000297 (-0.91)	0.0006025 (1.95)	0.000339 (1.18)	0.0005845 (1.69)
ϕ	0.0210 (1.65)	0.260 (10.9)	0.3240 (11.3)	0.313 (11.3)	0.437 (14.75)	0.248 (7.76)
λ	—	-0.0533 (-2.17)	0.06195 (2.11)	-0.06548 (-3.35)	-0.106 (-4.91)	-0.01393 (-0.61)
θ	-0.03047 (-4.45)					
GARCH(1,1)						
ω	3.379e-6 (3.27)	2.081e-6 (2.74)	1.624e-6 (2.43)	2.647e-6 (3.19)	1.537e-6 (4.32)	5.126e-6 (4.18)
α_1	0.0678 (5.53)	0.0404 (3.95)	0.0717 (6.78)	0.0307 (4.72)	0.0376 (5.54)	0.0414 (5.88)
β_1	0.905 (50.38)	0.936 (55.8)	0.923 (80.9)	0.947 (80.6)	0.951 (115.1)	0.926 (71.4)
Correlaciones constantes (ρ_{ij})						
USA	1					
UK	0.354 (14.7)	1				
JAP	0.044 (1.44)	0.147 (5.49)	1			
FRA	0.343 (13.5)	0.564 (31.8)	0.180 (6.68)	1		
AL	0.278 (10.1)	0.501 (23.03)	0.180 (6.72)	0.649 (41.0)	1	
ESP	0.290 (10.7)	0.500 (23.98)	0.135 (5.17)	0.675 (48.5)	0.581 (33.5)	1
ρ_1	-0.081 (-3.44)					
Log L	-32665.709					

NOTA: Los valores de la t de Student se presentan entre paréntesis. Cabe destacar, que la distribución de los residuos estandarizados es Normal, y la curtosis de dichos residuos es menor que la correspondiente a los residuos sin estandarizar del modelo. Esto justificaría —en cierta medida— una especificación correcta para el modelo multiecuacional de varianzas y covarianzas condicionadas.

De los resultados obtenidos en el cuadro 4, pueden destacarse varias cuestiones. En primer lugar, la influencia de la rentabilidad retardada de un período correspondiente al mercado estadounidense (ϕ_{it}) es siempre positiva y significativa estadísticamente (al menos al 10% de nivel de significación), lo cual demuestra la relevancia de la influencia del mercado norteamericano en el resto de mercados analizados. Por el contrario, observamos que la influencia de la rentabilidad retardada de un período correspondiente al propio mercado (λ_{it}) es negativa y pequeña, si bien es significativa estadísticamente. No obstante, este es un «hecho estilizado» que indica la existencia de una correlación serial negativa entre las rentabilidades de dos días consecutivos.

En segundo lugar, y en lo que a los coeficientes GARCH se refiere, cabe destacar la significación de los parámetros de los procesos ARCH (α_1), y la fuerte influencia de la parte GARCH (β_1) en todos los mercados. En este sentido, cabe resaltar la proximidad de los coeficientes del modelo GARCH a la integrabilidad en varianza, puesto que la condición de estacionariedad ($\alpha_1 + \beta_1$) está próxima a la unidad, sobre todo en el caso del mercado japonés. Sin embargo, estos resultados son habituales en muchos estudios sobre mercados financieros.

Los apéndices 3 y 4 muestran la evolución temporal de las varianzas y covarianzas condicionadas, respectivamente, para todos los mercados. En general, observamos un comportamiento estacionario en todas ellas, si bien existen períodos en los que las varianzas condicionales son bastante elevadas, fundamentalmente durante los períodos correspondientes a la crisis de 1997, aspecto que indica un incremento de la incertidumbre de los mercados alrededor de dichas fechas.

Finalmente, debemos comentar que los resultados obtenidos para las correlaciones condicionales constantes que han sido estimadas son variados. Estas correlaciones pueden ser interpretadas como correlaciones medias del período de análisis. En primer lugar, se observa como las correlaciones entre los mercados europeos se encuentran por encima del 50%, destacando especialmente las mayores correlaciones para los mercados español y francés (67.5%) y alemán y francés (64.9%), lo que demuestra un importante efecto «regional» o de vecindad o proximidad en la transmisión tanto de las rentabilidades como volatilidades entre dichos países. Por otro lado, las correlaciones entre el mercado estadounidense y británico representan el 35.4%, y las correlaciones del mercado americano con el resto de los países europeos están en torno al 30%. Destaca el hecho de que el mercado japonés, en general, presenta las correlaciones más bajas

con el resto de mercados, no siendo significativa la correlación con el mercado estadounidense. Además, observando la evolución de la covariabilidad entre los mercados (véase al Apéndice 4), los gráficos correspondientes a la covarianza condicional entre el mercado japonés y el resto de los mercados (H13, H23, H34, H35 y H36), presentan una disminución importante en esa covariabilidad en el período de la crisis de 1997 (13). Este resultado es coherente con el hecho de que Japón es el país que a lo largo del período analizado más intensamente vive las consecuencias de la crisis, y por tanto entendemos que puede poner de manifiesto la ya comentada posible actitud defensiva de los mercados ante las turbulencias existentes en el mercado japonés.

En el cuadro 5 se presentan los resultados de los porcentajes de caída de las rentabilidades y correlaciones durante el período de crisis de 1997. Como consecuencia de la misma, existieron unas caídas promedio del 3% en la rentabilidad y del 8% en todas las correlaciones, para todos los mercados. En relación a las rentabilidades, como cabría esperar, el mercado que presenta una mayor caída es el japonés, al ser éste el foco de la crisis analizada, seguido de Estados Unidos por ser éste el que más vinculaciones presenta con el mercado asiático a nivel de relaciones comerciales y financieras. Asimismo también se observan menores rentabilidades en los países europeos como consecuencia de la mayor incertidumbre existente en esos momentos ante los acontecimientos acaecidos en el sudeste asiático, si bien las caídas en estos mercados son inferiores al del mercado norteamericano, al entender que los precios de las empresas de estos países se ven más influenciados por la situación de los países vecinos.

En relación a las correlaciones condicionales, se observan importantes reducciones, en torno al 50%, en las del mercado japonés con el resto de países. El resto de las correlaciones condicionales también sufren descensos de manera general si bien se sigue observando el efecto «regional», ya que si bien las correlaciones entre los países europeos se reducen, siguen siendo las que presentan valores más elevados.

Las implicaciones de estas caídas en la correlación constante, explicadas por el signo negativo con que se han estimado para el período de crisis, podrían indicar, tal y como ya se comentó en el epígrafe 4 al estudiar los coeficientes de correlación ajustados y al analizar las covarianzas condicionales, una reacción defensiva de los distintos mercados, que en el momento de crisis disminuyen la correlación con el resto de mercados

(13) Obsérvese que la citada disminución es más acusada en el gráfico que recoge la covarianza condicional entre el mercado estadounidense y el mercado japonés debido a la escala utilizada en el mismo.

para evitar mayores caídas de las Bolsas en dicho período. Esta actitud defensiva hay que entenderla como un posible reflejo de una mayor ponderación de los aspectos internos en la formación de los precios, esto es, no significa que la actividad de los mercados se vea reducida (14) sino que la misma se ve menos influenciada por aquellos aspectos externos que pueden perjudicar a su comportamiento.

CUADRO 5
PORCENTAJES DE LA RENTABILIDAD MEDIA
Y DE LA CORRELACIÓN CONSTANTE DIARIA DURANTE LA CRISIS
DE 1997 Y SEGÚN EL MODELO MULTIECUACIONAL ESTIMADO

	USA	UK	Japón	Francia	Alemania	España
Rentabilidades						
	-3.030	-2.854	-3.279	-2.803	-2.724	-2.947
Correlaciones						
USA	—					
UK	0.269	—				
JAP	-0.040	0.062	—			
FRA	0.258	0.479	0.095	—		
AL	0.193	0.416	0.095	0.564	—	
ESP	0.205	0.415	0.050	0.590	0.496	—

NOTA: Al ser un proceso autorregresivo, las rentabilidades medias se han calculado como $E[r_{it}/DU_t = 1] = (\gamma + \theta)(1-\lambda)^{-1}$; mientras que el cálculo de las correlaciones ha sido $E[\eta_{ij}/DU_t = 1] = \rho_{ij} + \rho_i$, aislándolos del resto de efectos.

5. CONCLUSIONES

Las fuertes relaciones existentes en la actualidad entre los mercados mundiales justifican el objetivo del presente trabajo, que como ya ha quedado expuesto, no es otro que el estudio de la relaciones a corto plazo entre dichos mercados, en concreto los de USA, Europa (UK, Alemania, Francia, España) y Japón, y en especial el efecto que la crisis de 1997 tuvo sobre las citadas relaciones.

(14) En concreto para el caso español, no se observan disminuciones significativas de los volúmenes de contratación en la época de la crisis asiática (véase la Revista de la Bolsa de Madrid entre los periodos de enero de 1998 y enero 1999).

Para la consecución del objetivo planteado se han utilizado dos metodologías diferentes, aunque complementarias. Por un lado, la metodología de los coeficientes de correlación ajustados de Forbes y Rigobon [1999], de cuya aplicación se obtiene como conclusión la no existencia de contagio entre los mercados analizados durante los períodos de crisis estudiados, lo cual puede entenderse como una reacción defensiva de cada uno de esos mercados ante el mayor riesgo existente en esos momentos.

Por otro lado, al no encontrar evidencia de contagio mediante el estudio de los coeficientes de correlación ajustados, y con el propósito de profundizar aún más en la interdependencia entre esos mercados y el efecto de la crisis en la misma, se utiliza un modelo econométrico conjunto que permite introducir la dinámica de las rentabilidades, las varianzas y covarianzas condicionales de las mismas para cuantificar la correlación condicional entre los mercados (Metodología GARCH multiecuacional de Bollerslev [1990]).

El modelo multiecuacional propuesto permite analizar los cambios en el comportamiento de las correlaciones condicionales entre los mercados, tanto para el período completo como para la crisis de 1997. El resultado más relevante que obtenemos viene determinado por la caída en el momento de la crisis de todas las correlaciones para todos los mercados. Este resultado vuelve a poner de manifiesto la conclusión ya obtenida con el análisis de los coeficientes de correlación ajustados en relación a la posible actitud defensiva de los mercados que tienden a protegerse y aislarse ante períodos de perturbaciones financieras.

APÉNDICE 1

CONTRASTES DE RAÍCES UNITARIAS PARA LAS SERIES DE RENTABILIDADES

	<i>ADF</i>	<i>PP</i>
USA	-17,12109	-36,06341
UK	-17,72693	-33,95106
Francia	-17,46456	-34,50982
Japón	-17,95915	-34,70813
Alemania	-16,06841	-35,73452
España	-17,19265	-32,87137
<i>Nivel 5%</i>	-3,4157	-3,4157

NOTA: Para el contraste ADF se ha tomado un número de retardos igual a 4. También, para el contraste PP, el retardo de truncamiento es igual a 4. Los valores críticos son obtenidos de Mackinnon [1991].

APÉNDICE 2

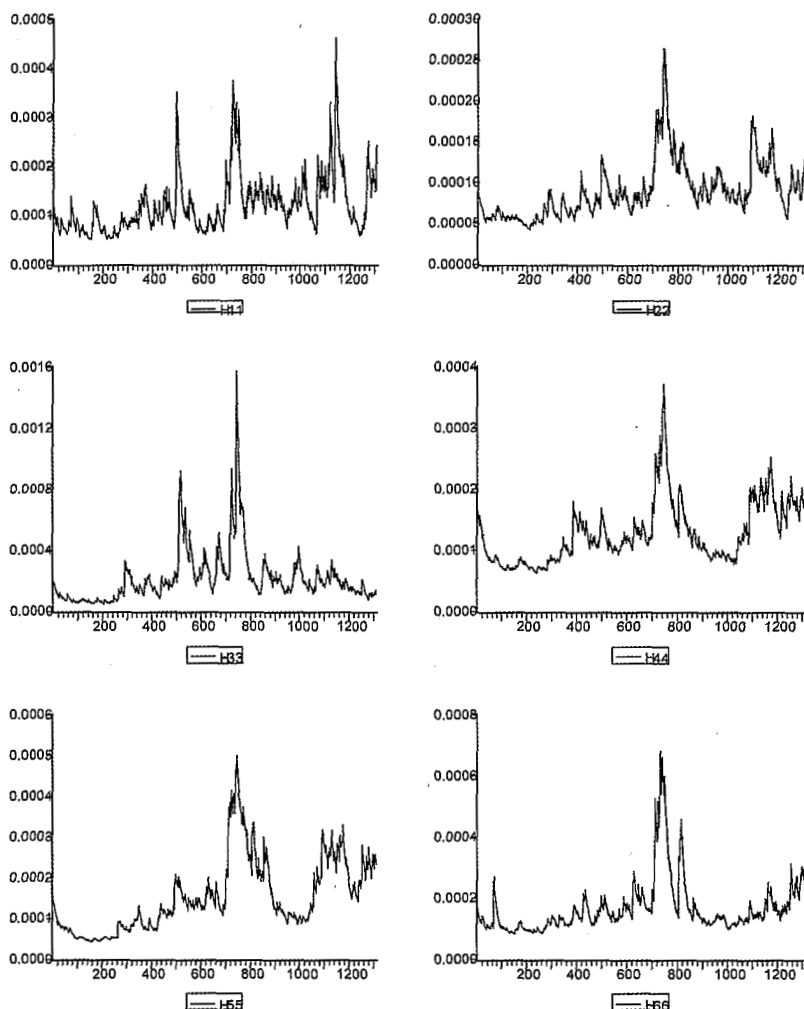
ANÁLISIS DE CAUSALIDAD LINEAL DE GRANGER

<i>USA</i>	<i>Japón</i>	<i>UK</i>	<i>Francia</i>	<i>Alemania</i>	<i>España</i>	
USA			SÍ			
Japón	SÍ		SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
UK	SÍ	SÍ				
Francia	SÍ	SÍ				
Alemania	SÍ		SÍ	SÍ		SÍ
España	SÍ	SÍ				

NOTA: La tabla indica que los mercados incluidos en las columnas causan a los mercados incluidos en las filas.

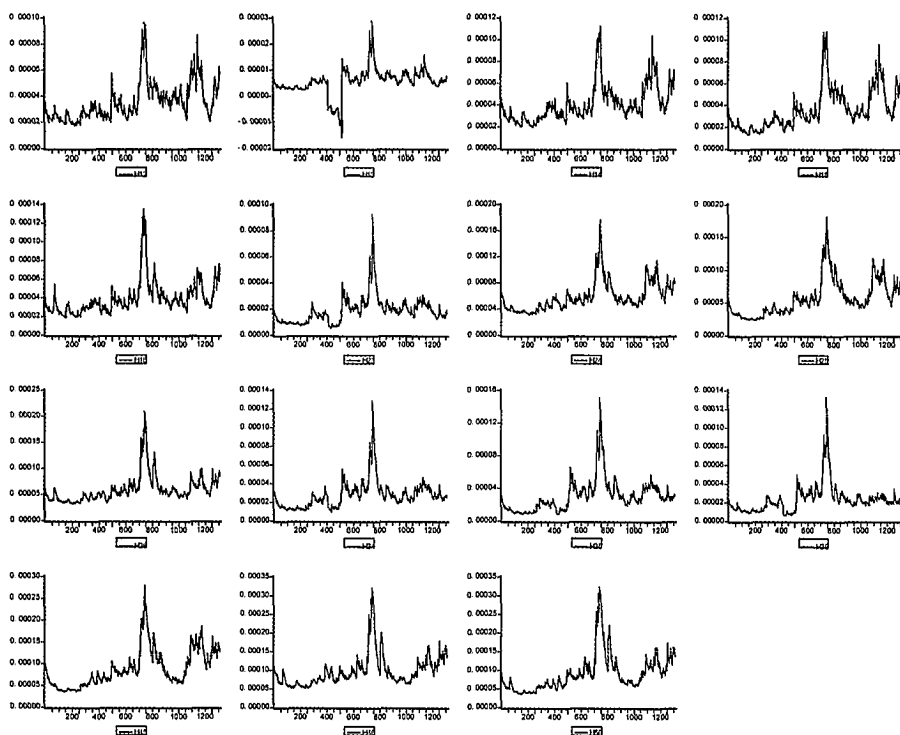
APÉNDICE 3

EVOLUCIÓN DE LA VOLATILIDAD EN CADA MERCADO. ESTIMACIONES MULTIECUACIONALES



NOTA: H_{ii} es la varianza condicional de las rentabilidades en los mercados de USA, UK, JAP, FRA, AL, ESP, esto es, $i = 1, 2, 3, 4, 5, 6$. Así, H_{11} es la varianza condicional del mercado USA y H_{66} es la varianza condicional del mercado español. Por otro lado, en las abcisas de los gráficos aparecen los días en que se negocian los activos. En particular, los números se corresponden con las siguientes fechas —que en un formato equivalente a día/mes/año— pueden leerse como: 200 = 04/09/1996, 400 = 11/07/1997, 600 = 18/03/1998, 800 = 23/12/1998, 1000 = 29/09/1999 y 1200 = 05/07/2000.

APÉNDICE 4

EVOLUCIÓN DE LA COVARIABILIDAD ENTRE LOS MERCADOS.
ESTIMACIONES MULTIECUACIONALES

NOTA: Hij es la covarianza condicional de las rentabilidades en los mercados de USA, UK, JAP, FRA, AL, ESP, esto es, para todo $i \neq j$. Así, por ejemplo, H12 es la covarianza condicional entre el mercado americano y el británico; mientras que H46 es la covarianza condicional entre el mercado francés y el español. Por otro lado, en las abscisas de los gráficos aparecen los días en que se negocian los activos. En particular, los números se corresponden con las siguientes fechas —que en un formato equivalente a *día/mes/año*— pueden leerse como: 200 = 04/09/1996, 400 = 11/07/1997, 600 = 18/03/1998, 800 = 23/12/1998, 1000 = 29/09/1999 y 1200 = 05/07/2000.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BAE, K.; KAROLYI, G. E.; STULZ, R. M. [2000]: «A new approach to measuring financial contagion», *NBER Working Paper* 7913.
- BERNDT, E. K.; HALL, B. H.; HALL, R. E., y J. A. HAUSMAN [1974]: «Estimation Inference in Nonlinear Structural Models», *Annals of Economic and Social Measurement*, 4: 653-665.
- BOLLERSLEV, T. [1990]: «Modelling the Coherence in Short-run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Approach», *Review of Economics and Statistics*, 72: 498-505.
- BORDO, M., y PANINI, A. [2000]: «Are financial crisis becoming increasingly more contagious? What is the historical evidence on contagion?», *NBER Working Paper* 7900.
- BRACKER, K., y KOCH, P. D. [1999]: «Economic determinants of the correlation structure across international equity markets», *Journal of Economics and Business*, 51: 443-471.
- BROOKS, R. D.; FAFF, R. W.; MCKENZIE, M. D., y MITCHELL, H. [2000]: «A multi-country study of power ARCH models and national stock market returns», *Journal of International Money and Finance*, 19: 377-397.
- CARDENAL, S. [2000]: «Japón: Crisis y saneamiento del sector bancario». *Boletín Económico del Banco de España*, septiembre, 51-61.
- CHAN, K. C.; GUP, B. E., y PAN, M. S. [1997]: «International stock market efficiency and integration: a study of eighteen nations», *Journal of Business Finance & Accounting* 24 (6): 805-813.
- CHEUNG, C. S., y KWAN, C. C. Y. [1992]: «A Note on the Transmission of Public Information Across International Stock Markets», *Journal of Banking and Finance*, 16: 831-837.
- CHEUNG, Y. W. [1993]: «A note of the stability of the intertemporal relationships between the Asian Pacific equity markets and the developed markets, A non parametric approach», *Journal of Business, Finance and Accounting*, 20: 223-229.
- CHEUNG, Y. W., y HO, L. K. [1991]: «The intertemporal stability of the relationship between the Asian emerging equity markets and the developed equity markets», *Journal of Business, Finance and Accounting*, 18: 235-254.
- CHOWDHRY, B., y GOYL, A. [2000]: «Understanding the financial crisis in Asia», *Pacific-Basin Finance Journal*, 8: 135-152.
- CHOWDHRY, I. [1997]: «Stochastic trends in stock prices: evidence from Latin American markets», *Journal of Macroeconomics*, 19: 285-304.
- CHRISTOFI, A., y PERICLI, A. [1999]: «Correlation in price changes and volatility of major Latin America stock markets», *Journal of Multinational Financial Management*, 9: 79-93.
- DIVECHA, A. B.; DRACH, I., y STEFEC, D. [1992]: «Emerging markets quantitative perspective», *Journal of Portfolio Management*, 19: 41-45.

- DRUMMEN, M., y ZIMMERMANN, H. [1992]: «The Structure of European Stock Returns», *Financial Analysts Journal*, July-August, 15-26.
- ENGLE, R. F. [1982]: «Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of Variance of U.K. Inflation», *Econometrica*, 50: 987-1007.
- ENGLE, R. F., y NG, V. [1993]: «Measuring and Testing the impact of News on Volatility», *Journal of Finance*, 48: 1749-1778.
- ENGLE, R. F. y KRONER, K. [1995]: «Multivariate Simultaneous Generalized ARCH», *Econometric Theory*, 11: 122-150.
- ESPITIA, M., y SANTAMARÍA, R. [1991]: «Interacción internacional entre mercados de valores», *Información Comercial Española*, enero: 181-197.
- EUN, C. S., y SHIM, S. [1989]: «International transmission of stock market movements», *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24: 241-256.
- FORBES, K., y RIGOBON, R. [1999]: «No contagion, only interdependence: Measuring stock market co-movements», *NBER Working Paper* n.º 7267.
- HAMAO, Y.; MASULIS, R. W., y NG, V. [1990]: «Correlation in price changes and volatility across international stock markets», *Review of Financial Studies*, 3: 281-307.
- JIMENO, J. P. [1995]: «Transmisión de volatilidad: El Caso Español en la Crisis de 1992», *Investigaciones Económicas*, 19: 107-125.
- KANAS, A. [1998]: «Linkages between the US and European equity markets: further evidence from cointegration test», *Applied Financial Economics*, vol. 8: 607-614.
- KAROLYI, G. A. [1995]: «A Multivariate GARCH Models of International Transmissions of Stock Returns and Volatility: The Case of the United States and Canada», *Journal of Business and Economics Statistics*, 13: 11-25.
- KING, M. A., y WADHWAMI, S. [1990]: «Transmission of Volatility between Stock Markets», *Review of Financial Studies*, 3: 5-33.
- MALLIARIS, A. G., y URRUTIA, J. L. [1992]: «The international crash of October 1987: causality test», *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 27: 353-364.
- MASSON, P. [1998]: «Contagion: Monsoonal Effects, spillovers and jumps between multiple equilibria», *IMF Working Paper*, n.º 142.
- ONTIVEROS, E. [1998]: «La crisis asiática: implicaciones y lecciones», *Análisis Financiero*, diciembre-enero: 3-37.
- PEÑA, J. I. [1992]: «Sobre la relación entre los mercados bursátiles internacionales y la bolsa de Madrid», *Información Comercial Española*, Abril: 16-24.
- PÉREZ-RODRÍGUEZ, J., y TORRA, S. [1995]: «Transmisión Internacional de las Rentabilidades y Volatilidades entre el NYSE e IBEX35», *Cuadernos de Economía*, 23: 83-101.
- SHENG; HSIAO-CHING, y A. H. TU [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: 345-365.
- ZAMORANO VALIÑA, J. [1998]: «Efectos contagio y la causalidad entre crisis cambiarias y crisis bancarias», *Análisis Financiero*, agosto-septiembre: 19-28.