



UNIVERSITAT DE VALÈNCIA  
FACULTAT DE CIÈNCIES ECONÒMIQUES I EMPRESARIALS  
**Departament d'Economia Financera i  
Matemàtica**

**INTERRELACIONES ENTRE LOS  
MERCADOS BURSÁTILES  
INTERNACIONALES**

Tesis doctoral presentada por  
Francisco José Climent Diranzo

Dirigida por:

Dr. D. Vicente Meneu Ferrer  
Catedrático de Economía Financiera  
Universitat de València

Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales
n.º orden 1010
Fecha de Entrada 28 de Junio de 1999
Fecha de Lectura 24 de Septiembre 1999
Calificación sobresaliente "cum laude"

Valencia, 1999.

UMI Number: U607307

All rights reserved

INFORMATION TO ALL USERS

The quality of this reproduction is dependent upon the quality of the copy submitted.

In the unlikely event that the author did not send a complete manuscript and there are missing pages, these will be noted. Also, if material had to be removed, a note will indicate the deletion.



UMI U607307

Published by ProQuest LLC 2014. Copyright in the Dissertation held by the Author.  
Microform Edition © ProQuest LLC.

All rights reserved. This work is protected against  
unauthorized copying under Title 17, United States Code.



ProQuest LLC  
789 East Eisenhower Parkway  
P.O. Box 1346  
Ann Arbor, MI 48106-1346



A mis padres y a María José



## Agradecimientos

La tesis doctoral presentada no hubiera sido posible sin la adecuada dirección y la paciente supervisión de D. Vicente Meneu Ferrer, por lo que le manifiesto mi más sincero agradecimiento.

Quiero hacer extensible mi gratitud a mis compañeros del Departamento de Economía Financiera y Matemática de la Universidad de Valencia, en especial a D. Angel Pardo Tornero.

Además, para la realización del trabajo otras personas, empresas e instituciones merecen ser destacadas por su colaboración desinteresada. En concreto, en cuanto a los datos utilizados he de agradecer la atención recibida por parte de D. Fernando Cantón de la Sociedad Bolsagest, de D. Francisco Álvarez Molina Director General de la Bolsa de Valencia, así como a la agencia de información Reuters.

Por último, y no por ello menos importante, he de agradecer la comprensión y el soporte incondicional recibido por mis padres y por María José.

UNIVERSITAT DE VALÈNCIA
CC. SOCIALS
BIBLIOTECA
Nº Registre <u>6.956</u>
DATA <u>27-10-99</u>
SIGNATURA
Nº LIBIS:

D. 846968  
L. 846976

---

# *Índice*

---



Lista de Cuadros .....	vi
Lista de Gráficos.....	xi
<b>Introducción .....</b>	<b>1</b>
<b>Capítulo I: La Globalización de los Mercados Financieros Internacionales.....</b>	<b>13</b>
I.1) Introducción .....	14
I.2) Ventajas e Inconvenientes de la Globalización de los Mercados.....	16
I.2.1) Ventajas de la Globalización.....	16
I.2.2) Inconvenientes de la Globalización.....	17
I.3) La Globalización de los Mercados de Valores .....	18
I.3.1) Importancia Relativa de los Mercados Bursátiles Internacionales.....	19
I.3.2) Internacionalización de los Mercados Bursátiles.....	21
I.3.2.1) Desde el Lado de la Oferta.....	22
I.3.2.2) Desde el Lado de la Demanda.....	23
I.4) La Internacionalización de la Bolsa Española.....	24
I.4.1) Análisis e Importancia de la Inversión Extranjera.....	24
I.4.2) Análisis de las Empresas Españolas que Cotizan en otros Mercados.....	26
I.5) Efecto de la Introducción de la Moneda Única .....	29
I.6) Referencias Bibliográficas .....	32

<b>Capítulo II: Revisión Bibliográfica.....</b>	<b>43</b>
II.1) Introducción .....	44
II.2) Diversificación Internacional de Carteras .....	44
II.3) Co-Movimientos de los Mercados de Renta Variable .....	47
II.4) Relaciones Lead-Lag .....	50
II.5) Relaciones a Corto y Largo Plazo .....	58
II.6) Referencias Bibliográficas .....	75
Anexo II-1 Co-Movimientos de los Mercados Bursátiles.....	86
Anexo II-2 Relaciones <i>Lead-Lag</i> .....	87
Anexo II-3 Relaciones a Corto y Largo Plazo .....	90
<b>Capítulo III: Influencia y Sensibilidad de los Mercados Bursátiles Europeos.....</b>	<b>97</b>
III.1) Introducción .....	98
III.2) Revisión Bibliográfica .....	100
III.3) Datos.....	101
III.4) Análisis de Correlación.....	102
III.5) Análisis de Regresión Lineal Múltiple.....	104
III.6) Relaciones No Lineales.....	106
III.6.1) Resultados con la Muestra Original.....	108
III.7) Extensiones .....	110
III.7.1) Efecto del Periodo Muestral.....	110
III.7.2) Efecto de los Rendimientos Atípicos.....	111
III.7.3) Efecto de los Tipos de Cambio.....	111
III.8) Conclusiones.....	113
III.9) Referencias Bibliográficas .....	115

Anexo III-1	Características de los Índices Bursátiles objeto de Estudio.....	120
Anexo III-2	Horarios de Negociación .....	126
<b>Capítulo IV:</b>	<b>Relaciones de Causalidad a Corto y Largo Plazo</b>	
	<b>entre los Mercados Bursátiles .....</b>	<b>143</b>
IV.1)	Introducción.....	144
IV.2)	Revisión Bibliográfica .....	145
IV.3)	Modelo Teórico.....	147
IV.4)	Datos .....	150
IV.5)	Estacionariedad.....	151
IV.6)	Cointegración.....	153
IV.6.1)	Introducción .....	153
IV.6.2)	Fundamento Teórico .....	155
IV.6.3)	Eficiencia <i>vs</i> Cointegración .....	156
IV.6.4)	Frecuencia <i>vs</i> Cointegración.....	159
IV.6.5)	Análisis Empírico.....	160
IV.6.6)	Correlación .....	161
IV.6.7)	Cointegración .....	163
IV.6.7.1)	Caso Bivariante .....	164
IV.6.7.2)	Caso Multivariante.....	165
IV.7)	Análisis de la Causalidad a Corto y Largo Plazo.....	167
IV.7.1)	Estudio Empírico .....	171
IV.7.1.1)	Caso Bivariante .....	172
IV.7.1.2)	Caso Multivariante.....	175
IV.8)	Conclusiones .....	177
IV.9)	Referencias Bibliográficas.....	181

Anexo IV-1	Cuadro Resumen de la Metodología de los Índices Bursátiles .....	192
Anexo IV-2	Estrategia del Contrate de Raíz Unitaria propuesta por Holden y Perman.....	193
Anexo IV-3	Diferencias entre la Metodología de Johansen y Juselius (JJ) y la de Engle y Granger (EG) .....	197
Anexo IV-4	Análisis de Cointegración según la Metodología de Johansen y Juselius .....	198
Anexo IV-5	Trabajos que Estudian las Relaciones de Equilibrio a Corto y Largo Plazo entre los Mercados Bursátiles Internacionales Clasificados según la Frecuencia de la Muestra Utilizada .....	201
Anexo IV-6	Teorema de Representación de Granger .....	202
<b>Capítulo V:</b>	<b>Efecto de la Crisis Asiática en los Principales Mercados Bursátiles Internacionales .....</b>	<b>235</b>
V.1)	Introducción .....	236
V.2)	Origen y Causas de la Crisis .....	239
V.3)	Revisión Bibliográfica.....	243
V.4)	Datos .....	244
V.5)	Características de los Mercados Bursátiles.....	245
V.6)	Metodología.....	246
V.6.1)	Análisis Descriptivo .....	246
V.6.2)	Relaciones a Largo y Corto Plazo .....	248
V.6.2.1)	Relaciones de Equilibrio a Largo Plazo .....	248
V.6.2.2)	Relaciones Dinámicas a Corto Plazo.....	249
V.6.2.3)	Funciones Impulso-Respuesta y Descomposición de la Varianza del Error de Predicción.....	252
V.7)	Conclusiones .....	259
V.8)	Referencias Bibliográficas .....	261

Anexo V-1	Índices Bursátiles.....	266
Anexo V-2	Horarios de Negociación .....	269
Anexo V-3	Capitalización Bursátil .....	269
Anexo V-4	Número de Sociedades Admitidas a Contratación.....	270
Anexo V-5	Número de Sociedades Extranjeras en las Bolsas de Nueva York, Londres y Tokio .....	271

## Cuadros

---

### Capítulo I

---

Cuadro I-1	Capitalización Bursátil de los Principales Mercados de Valores y España.....	34
Cuadro I-2	Importancia de los Mercados Bursátiles en las Economías Nacionales.....	34
Cuadro I-3	Capitalización Bursátil y Número de Sociedades Cotizadas	35
Cuadro I-4	Concentración de la Capitalización Bursátil y del Volumen de Contratación .....	36
Cuadro I-5	Número de Sociedades Admitidas a Contratación.....	37
Cuadro I-6	Volumen de Contratación de las Empresas Cotizadas .....	38
Cuadro I-7	Volumen de Operaciones de Inversores Extranjeros en la Bolsa de Madrid.....	39
Cuadro I-8	Tenencia de Acciones Españolas por parte de Extranjeros .	39
Cuadro I-9	Acciones Españolas Cotizadas en otros Mercados Bursátiles.....	40
Cuadro I-10	Importancia de la Contratación de Valores Españoles en la Bolsa de Nueva York.....	40
Cuadro I-11	Contratación de Valores Españoles en las Bolsas Internacionales.....	41

### Capítulo II

---

Cuadro II-1	Interrelaciones entre los Mercados Bursátiles Internacionales. Métodos basados en Técnicas Estadísticas y Económicas .....	85
-------------	--	----

### Capítulo III

---

Cuadro III-1	Coefficientes de Correlación Cruzada Contemporánea ....	127
Cuadro III-2	Coefficientes de Correlación Cruzada no Contemporánea	127
Cuadro III-3	Estimación Lineal Múltiple .....	128
Cuadro III-4	Estimación Lineal Múltiple sin Mercados Pantalla .....	129
Cuadro III-5	Estimación del Modelo de Relaciones no Lineales (Muestra Original 1988-1998) .....	130
Cuadro III-6	Test de Correlación de los Residuos de Breusch y Pagan (Serie Original).....	131
Cuadro III-7	Estimación del Modelo de Relaciones No Lineales (Submuestra 1988-1992).....	131
Cuadro III-8	Test de Correlación de los Residuos de Breusch y Pagan. (Submuestra 1988-1992) .....	132
Cuadro III-9	Estimación del Modelo de Relaciones No Lineales (Submuestra 1992-1998).....	132
Cuadro III-10	Test de Correlación de los Residuos de Breusch y Pagan. (Submuestra 1992-1998) .....	133
Cuadro III-11	Estadísticos Descriptivos de los Rendimientos de los Índices Bursátiles para el periodo 2/1/88-11/5/98.....	133
Cuadro III-12	Estimación del Modelo de Relaciones no Lineales (Muestra Corregida).....	134
Cuadro III-13	Test de Correlación de los Residuos de Breusch y Pagan (Muestra Corregida).....	134
Cuadro III-14	Estadísticos Descriptivos de las Series de Tipos de Cambio con respecto al Dólar para el periodo 2/1/88- 11/5/98 .....	135
Cuadro III-15	Estadísticos descriptivos de los Rendimientos de los Índices Bursátiles para el Periodo 2/1/88-11/5/98 .....	135
Cuadro III-16	Estimación del Modelo de Relaciones no Lineales (Muestra Original en Dólares).....	136
Cuadro III-17	Test de Correlación de los Residuos de Breusch y Pagan (Muestra Original en Dólares).....	136

## Capítulo IV

---

Cuadro IV-1	Contraste de Raíz Unitaria.....	204
Cuadro IV-2	Coefficientes de Correlación Cruzada Contemporánea ....	205
Cuadro IV-3	Coefficientes de Correlación Cruzada no Contemporánea (Diario).....	206
Cuadro IV-4	Test de Cointegración Bivariante Diario. Test de la Traza.....	207
Cuadro IV-5	Test de Cointegración Bivariante Diario. Test del $\lambda$ Máximo .....	208
Cuadro IV-6	Test de Cointegración Multivariante Diario.....	209
Cuadro IV-7	Test de Cointegración Bivariante Semanal. Test de la Traza.....	210
Cuadro IV-8	Test de Cointegración Bivariante Semanal. Test del $\lambda$ Máximo .....	211
Cuadro IV-9	Test de Cointegración Multivariante Semanal.....	212
Cuadro IV-10	Test de Cointegración Bivariante Mensual. Test de la Traza.....	213
Cuadro IV-11	Test de Cointegración Bivariante Mensual. Test del $\lambda$ Máximo .....	214
Cuadro IV-12	Test de Cointegración Multivariante Mensual.....	215
Cuadro IV-13	Análisis de la Causalidad de Granger Bivariante .....	216
Cuadro IV-14	Resumen de la Causalidad Bivariante de Granger .....	217
Cuadro IV-15	Causalidad a Largo Plazo y Modelos de Corrección de Error de las Series de Índices Bursátiles Diarias que se encuentran Cointegradas Durante el periodo 2/1/88 - 2/6/92 .....	218
Cuadro IV-16	Causalidad a Largo Plazo y Modelos de Corrección de Error de las Series de Índices Bursátiles Diarias que se encuentran Cointegradas durante el periodo 3/6/92 - 11/5/98 .....	219



Cuadro IV-17	Causalidad a Largo Plazo y Modelos de Corrección de Error de las Series de Índices Bursátiles Diarias que se encuentran Cointegradas Durante el periodo 3/6/92 - 11/5/98 (Continuación).....	220
Cuadro IV-18	Resumen de la Causalidad a Corto y Largo Plazo .....	221
Cuadro IV-19	Número de Retardos Óptimo (2/1/88 - 11/5/98).....	222
Cuadro IV-20	Causalidad a Corto Plazo de las Series de índices Bursátiles durante el Periodo 2/1/88 - 11/5/98.....	223
Cuadro IV-21	Causalidad a Corto Plazo en el Periodo 2/1/88 - 11/5/98 .	224
Cuadro IV-22	Número de Retardos Óptimo (2/1/88 - 2/6/92).....	225
Cuadro IV-23	Causalidad a Corto Plazo de las Series de índices Bursátiles Europeos durante el periodo 2/1/88 - 2/6/92...	226
Cuadro IV-24	Causalidad a Corto Plazo en el periodo 2/1/88 - 2/6/92....	227
Cuadro IV-25	Número de Retardos Óptimo (3/6/92 - 11/5/98).....	228
Cuadro IV-26	Causalidad a Corto Plazo de las Series de Índices Bursátiles durante el periodo 3/6/92 - 11/5/98 .....	229
Cuadro IV-27	Causalidad a Corto Plazo en el periodo 3/6/92 - 11/5/98..	230
Cuadro IV-28	Número de Retardos Óptimo (3/6/92 - 11/5/98).....	231
Cuadro IV-29	Modelos de Corrección de Error para los Mercados Europeos en el periodo 3/6/92 - 11/5/98.....	232
Cuadro IV-30	Causalidad a Corto Plazo de los Mercados Europeos en el periodo 3/6/92 - 11/5/98 .....	233

---

**Capítulo V**

---

Cuadro V-1	Rendimiento y Volatilidad .....	272
Cuadro V-2	Coefficientes de Correlación Cruzada Contemporánea y no Contemporánea .....	273
Cuadro V-3	Contraste de Raíz Unitaria.....	274
Cuadro V-4	Test de Cointegración Multivariante .....	275
Cuadro V-5	Causalidad a Corto Plazo.....	276
Cuadro V-6	Descomposición de la Varianza del Error de Predicción (Asia <i>vs</i> Nueva York).....	277
Cuadro V-7	Descomposición de la Varianza del Error de Predicción (Asia <i>vs</i> Londres) .....	278
Cuadro V-8	Descomposición de la Varianza del Error de Predicción (Asia <i>vs</i> Zona Euro) .....	279

## Gráficos

---

### Capítulo III

---

Gráfico III-1	Índices de los Mercados Bursátiles Internacionales en Moneda Local.....	137
Gráfico III-2	Tipos de Cambio con respecto al Dólar.....	138
Gráfico III-3	Índices de los Mercados Bursátiles Internacionales en Dólares.....	139
Gráfico III-4	Flujos de Información entre los Mercados Europeos, Japonés y Norteamericano.....	140

### Capítulo V

---

Gráfico V-1	Evolución de los Índices Bursátiles expresados en Dólares.....	280
Gráfico V-2	Respuesta de Nueva York a un <i>Shock</i> de una Desviación Típica en los Mercados Asiáticos.....	281
Gráfico V-3	Respuesta de los Mercados Asiáticos a un <i>Shock</i> de una Desviación Típica en Nueva York.....	282
Gráfico V-4	Respuesta de Londres a un <i>Shock</i> de una Desviación Típica en los Mercados Asiáticos.....	283
Gráfico V-5	Respuesta de los Mercados Asiáticos a un <i>Shock</i> de una Desviación Típica en Londres.....	284
Gráfico V-6	Respuesta de la Zona Euro a un <i>Shock</i> de una Desviación Típica en los Mercados Asiáticos.....	285
Gráfico V-7	Respuesta de los Mercados Asiáticos a un <i>Shock</i> de una Desviación Típica en la Zona Euro.....	286





---

# *Introducción*

---

## **Presentación**

La globalización de los mercados financieros es un tema que desde mediados de los años ochenta ha tenido una presencia cada vez más destacada en la literatura financiera. Así, la progresiva pérdida de relevancia económica de las fronteras nacionales, la desregulación de los sistemas financieros, las mejoras en la tecnología de la comunicación y el incremento de los flujos internacionales entre los diferentes mercados, han llevado a lo que se ha dado en denominar globalización económica o globalización financiera. Una definición generalmente aceptada de este concepto es la que proporcionan Fabozzi y Modigliani (1992) indicando que es el proceso de integración de los mercados, de todos los países del mundo, en un único mercado de carácter universal. Otros términos utilizados como sinónimos han sido integración, internacionalización y mundialización.

Si existe movilidad internacional de capitales, los fondos se desplazarán hacia los mercados donde las tasas de rendimiento para activos similares sean superiores. Este trasvase de fondos continuará hasta que las tasas de rendimientos de los activos financieros negociados en distintos mercados nacionales se aproximen, teniendo en cuenta el tipo de cambio de las respectivas monedas. Por ello, la globalización de los mercados puede entenderse también como un proceso hacia el cumplimiento de la Ley de Precio Único entre los mercados, es decir, como un proceso hacia la igualación de los precios (o de las tasas de rendimientos) de los activos financieros (Meneu, 1999). La verificación de la Ley de Precio Único determinará que no se puedan obtener beneficios adicionales por la diversificación internacional de carteras.

Para medir el grado de interrelación a corto plazo entre los mercados de valores internacionales aparecen en la literatura financiera diferentes metodologías basadas en técnicas estadísticas y econométricas. El método más utilizado ha sido, tradicionalmente, el análisis de correlación cruzada

de los rendimientos de los mercados comparados. Cuanto mayor sea el coeficiente de correlación entre los rendimientos, contemporáneos o no (debido a los diferentes horarios de negociación), mayor será el grado de integración entre los mercados. Esta metodología presenta los inconvenientes de ser un test estático y un test bivariante, lo que limita en exceso las conclusiones que de este tipo de análisis se puedan extraer.

Un paso adelante en el estudio de estas relaciones es el análisis de regresión lineal que permite introducir un ámbito multivariante, si bien persiste el problema de ser una medida estática. Además, no considera la información común que las variables explicativas de cada regresión puedan contener. En aras a solucionar este inconveniente y así analizar de forma más adecuada los flujos de información que aporta cada mercado, surge la metodología propuesta por Peiró *et al.* (1998) que está basada en la técnica de regresión lineal pero permite ir más allá y distinguir, por ejemplo, entre la capacidad de influir de un mercado, con independencia del mercado influido, y la sensibilidad de ser influido, con independencia del mercado causante. Esta metodología se basa en la estimación de ecuaciones simultáneas con una estructura de los parámetros no lineal. Requiere que los mercados considerados se encuentren lo menos solapados posible en sus horarios de negociación para así poder descomponer la influencia de un mercado sobre otro de una forma más precisa.

Un análisis complementario a corto plazo que no precisa la consideración de mercados no-solapados en el horario de negociación lo conforma el estudio de las relaciones de causalidad o liderazgo. En esta línea se encuentra el estudio de causalidad bivariante de Granger (1969). Posteriormente, Sims (1980) introduce la metodología basada en la estimación de vectores autorregresivos (VAR) que permite un análisis de causalidad multivariante al considerar todas las variables como endógenas pudiendo, cada una de ellas ser explicada por valores retardados de ella misma y de las restantes.



Este método tiene el inconveniente de que, si bien permite determinar la existencia de causalidad (a corto plazo) en el sentido de Granger, no dice nada acerca de las propiedades dinámicas del sistema. Por ello, se suele complementar el análisis a corto plazo con el estudio de las funciones Impulso-Respuesta (FIR) y el análisis de la Descomposición de la Varianza del Error de Predicción (DVEP). Estas dos técnicas aportan información sobre los movimientos a corto plazo desde una perspectiva dinámica al analizar el comportamiento de una variable ante *shocks* producidos por el resto.

Finalmente se ha de abordar el tratamiento a largo plazo de las relaciones entre los mercados con el fin de detectar si los movimientos de los precios se compensan en media a lo largo de este horizonte temporal y poder responder desde esta perspectiva a la pregunta de si están o no integrados. Para ello, se dispone de una herramienta econométrica fundamental que es el análisis de cointegración que presenta la ventaja de que trabaja con precios y no con diferencias de precios. Recordemos, según Engle y Granger (1987), que si dos series no estacionarias presentan una combinación lineal que sí lo es, ambas están cointegradas y que, por el Teorema de representación de Granger, si las series de precios de los dos mercados comparados están cointegradas, las desviaciones a corto plazo de las series con respecto a la relación de equilibrio quedan recogidas en un modelo de corrección de error (MCE). De esta forma, en el caso de que las series de precios de dos mercados estén cointegradas, se puede analizar la causalidad a largo plazo a través del término de corrección de error y la causalidad a corto plazo mediante la significatividad conjunta de los rendimientos de los mercados de valores, considerados como variables independientes en el MCE.

La evidencia empírica, resultado de la contrastación de las metodología enunciadas previamente, indica que no se puede aceptar de forma clara y robusta la noción de integración financiera internacional. En

el caso de los mercados de renta variable se ha detectado en el análisis *ex-post* diferencias persistentes entre los rendimientos de los activos y, además, estas diferencias no se compensan de forma sistemática por los movimientos de los tipos de cambio.

Esta inconsistencia entre la teoría y la evidencia empírica puede obedecer a distintas causas. De entrada, muchas veces se han ignorado las complicaciones del mundo real que afectan a la negociación de valores: los costes de transacción, las imperfecciones de los mercados financieros, las barreras a la libre circulación de capitales entre países, etc.

Además, diversos factores económicos (inflación, tipos de interés, tratamiento fiscal...) y políticos pueden generar sustanciales diferencias entre las tasas de rendimientos reales y esperadas de los activos financieros de distintos países.

Hay que indicar también que las interrelaciones entre los mercados bursátiles presentan comportamientos diferentes en periodos de estabilidad frente a periodos de elevada volatilidad. Así ocurrió en la crisis bursátil de 1987 y en la serie de acontecimientos que se producen en el sudeste asiático, relacionados con inestabilidades cambiarias, que desembocaron en la crisis bursátil de 1997.

Por otra parte, los mercados bursátiles internacionales se encuentran en áreas geográficas distintas, lo que provoca que sus horarios de negociación sean diferentes y con ello que los flujos de información entre los mismos se encuentren solapados total o parcialmente (mercados europeos o americano) frente a otros que no lo están (mercados asiáticos). De esta manera, cada mercado aporta a los demás información propia relevante e información generada por otros mercados previamente, pudiendo esta circunstancia provocar un enturbiamiento del sentido de las relaciones entre ellos.

A su vez, el horizonte temporal del estudio empírico es una variable que se puede mostrar como determinante según se considere el corto o el largo plazo. En el primer caso, los periodos de alta variabilidad junto con la no-coincidencia de los horarios de negociación pueden provocar distorsiones que lleven a la conclusión de que existe poca integración entre los mercados. En el segundo caso, el largo plazo, los efectos de las circunstancias reseñadas tienden a compensarse en media a lo largo del tiempo, llegándose a resultados que apoyan la tesis de integración entre los mercados.

Otra cuestión a tener en cuenta, relacionada con la anterior y también en el contexto empírico, es el tema de la frecuencia temporal de los datos. Puede decirse, a priori, que es preferible una alta frecuencia para aproximar de forma más precisa los movimientos de los mercados, tanto en el corto como en el largo plazo. Ahora bien, una frecuencia de datos superior a la diaria tiene el inconveniente de que puedan aparecer problemas de negociación infrecuente si se trabaja con índices bursátiles. Por ello, y en la medida de que se disponga de información, se sugiere trabajar con datos diarios, tomando sobre todo precios de cierre de cada sesión bursátil.

## **Objetivos**

El objetivo de esta tesis es analizar las interrelaciones entre los mercados bursátiles internacionales. Para ello, en primer lugar, se estudian de forma detallada las conexiones entre los principales mercados a partir de la información disponible, para constatar su comportamiento pasado y extrapolar los resultados alcanzados a los movimientos futuros.

En segundo lugar, se intenta dar respuesta a la cuestión de si los mercados están o no integrados, es decir, de si se produce (o se está produciendo) una aproximación de los rendimientos de los activos financieros de distintos mercados en estos años de aceleración del proceso de globalización financiera.

En tercer lugar, se busca determinar cuáles son (si existen) las relaciones de dominancia y dependencia entre los mercados, precisando qué mercados son más líderes o más influyentes y cuáles los más fácilmente influenciados o sensibles.

También se trata de precisar si las relaciones detectadas son fruto de situaciones pasajeras y a corto plazo o si, por el contrario, se detectan relaciones estables que, a largo plazo, tiendan en media a una relación básica o fundamental de equilibrio.

Para alcanzar estos objetivos se han tomado muestras de datos suficientemente amplias (segmentadas, en su caso, en subperíodos relevantes) y se ha tenido en cuenta cuestiones de evidente interés, como por ejemplo: la influencia del tipo de cambio, el horizonte del análisis empírico, la frecuencia temporal de los datos, la variabilidad de los periodos, etc. La metodología utilizada ha sido eminentemente econométrica buscando la verificación empírica de las hipótesis teóricas o de los modelos planteados.

## **Estructura de la tesis**

La tesis se estructura en cinco Capítulos. El Capítulo I es introductorio y se dedica al estudio de las causas, ventajas e inconvenientes de la globalización de los mercados financieros internacionales, haciendo especial hincapié en el caso español y en el efecto de la entrada del euro en los mercados de renta variable.

El Capítulo II trata de proporcionar una visión objetiva de la extensa literatura financiera que analiza la interrelación entre los mercados bursátiles internacionales a través de las más diversas metodologías, lo que dificulta el estudio comparativo de dichos trabajos. Se revisan las principales aportaciones al respecto que abarcan desde los análisis

tradicionales de correlación hasta el estudio de las relaciones a corto y largo plazo, a través de herramientas econométricas.

En el Capítulo III se analiza la influencia y la sensibilidad de los mercados bursátiles europeos en comparación con los principales mercados bursátiles internacionales (las Bolsas de Nueva York y de Tokio), a partir de la descomposición de los flujos de información entre los mercados en innovaciones específicas e innovaciones globales. Estas últimas reflejan la influencia de un mercado sobre otro y se pueden dividir, a su vez, en dos componentes, la capacidad de influir de un mercado (debida a información generada por el mismo) y la sensibilidad de un mercado para ser influido por el resto (que recoge la información generada previamente por otros mercados). Se intenta detectar, entre otras cuestiones, la presencia de mercados pantalla y se ha utilizado la metodología de Peiró *et al.* (1998) en el estudio de la dominancia y de la dependencia entre los mercados.

El Capítulo IV se dedica al estudio de las relaciones de equilibrio a largo plazo entre los principales mercados bursátiles internacionales con el fin de determinar el grado de integración entre los mismos, tanto en un entorno bivariante como multivariante, así como a través de distintas frecuencias muestrales. Se utiliza la metodología de cointegración de Johansen (1988, 1991) y Johansen y Juselius (1990) para detectar la existencia de relaciones de equilibrio a largo plazo y la metodología VAR y los MCE para establecer las relaciones de causalidad a corto y/o largo plazo.

En el Capítulo V se examina el efecto que ha supuesto la reciente crisis cambiaria del sudeste asiático en las relaciones de causalidad y liderazgo entre los principales mercados bursátiles internacionales. Con este fin se plantea un análisis multivariante para detectar la existencia de relaciones de causalidad a corto plazo entre las principales plazas bursátiles asiáticas (Tokio y Hong Kong) y los principales mercados de valores internacionales (Zona Euro, Nueva York y Londres), especialmente en el

periodo *post-crash*. Posteriormente, se analiza las propiedades dinámicas del sistema, observando las respuestas de los mercados ante *shocks* de información generados por el resto (FIR) así como el grado exogeneidad de los mismos (DVEP).

## Resultados

Los principales resultados y las conclusiones más relevantes están al final de los Capítulos III, IV y V. Se ha optado por esta separación atendiendo a las distintas finalidades contempladas por cada uno de ellos y al propósito de publicación en artículos separados. De todas formas, se comentan en este lugar aquellas cuestiones que, a juicio del autor, tienen mayor trascendencia.

Se ha comprobado que, en general, se está produciendo un progresivo aumento del grado de integración entre los mercados, sobre todo desde 1992, si bien se constata distinta intensidad según el horizonte del análisis empírico.

Es en el corto plazo donde se manifiesta un menor grado de integración entre los mercados. Especialmente significativo es el hecho de que a partir de 1992 el estudio econométrico detecte menores relaciones a corto plazo que entre 1988 y 1992. La explicación puede estar en que los mercados, merced a las mejoras en los sistemas de negociación, transmiten y absorben con rapidez la información en los periodos de negociación solapados, de manera que la comparación realizada entre precios de cierre no incorpore esta circunstancia, perdiéndose precisión. Habría que trabajar con datos intradía para constatar esta afirmación, si bien podría aparecer el problema de la negociación infrecuente al utilizar índices bursátiles.

Al estudiar las relaciones de dominancia y dependencia entre los mercados en el corto plazo se detecta que USA es el mercado dominante por

excelencia, con gran capacidad de influencia (Capítulo III) y de liderazgo (Capítulo IV), siendo Europa el más sensible en la mayoría de los casos. Japón aparece relativamente aislado a partir de 1992.

¿Y que sucede con la integración a largo plazo?. En este caso, sí que se detecta integración entre los mercados pues se han podido constatar relaciones de equilibrio estables en ese horizonte. Son, sobre todo, los mercados europeos los que presentan unas relaciones multivariantes de equilibrio permanentes, en especial desde la crisis cambiaria de 1992. También presentan la misma interrelación los mercados de USA y de Londres, si bien menos intensa. Tampoco en el largo plazo el mercado de Tokio aparece integrado con los otros.

Interesa destacar que, en este mismo horizonte temporal, se ha comprobado que la frecuencia de los datos influye en los resultados llegándose a que cuanto menor es la frecuencia de los datos, mayor es el grado de integración.

Por lo demás siguen existiendo diferencias entre los rendimientos de los activos de ciertos países (lo que justifica una gestión de carteras diversificada internacionalmente), si bien cada vez más se circunscriben a la separación entre las bolsas de las economías desarrolladas y las bolsas de las economías en un estadio anterior de desarrollo.







---

*Capítulo I*

---

*La Globalización de los  
Mercados Financieros  
Internacionales*

---

## I.1) Introducción

El *crash* bursátil de 1987 inauguró un periodo en el que se desarrollaron episodios cuya magnitud y alcance ni fueron previstos por las autoridades nacionales e internacionales, ni las respuestas a los mismos dispusieron en la mayoría de los casos de mecanismos comunes de intervención. A la convulsión de los principales mercados de renta variable del mundo le siguió una no menos importante en los mercados de divisas, especialmente localizada en el Sistema Monetario Europeo (SME) a mediados de 1992, y otra en los mercados de tipos de interés a comienzos de 1994 que afectaron a la mayoría de los países desarrollados. Además, el carácter estrictamente local de algunas perturbaciones en economías no consideradas centrales, como la crisis del peso mejicano de 1994 y 1995 o la más reciente de algunas monedas del sudeste asiático y de Suramérica ha puesto de manifiesto la facilidad en la propagación de sus más adversas consecuencias a países distantes del epicentro de esas turbulencias.

La gradual pérdida de relevancia económica de las fronteras nacionales, el crecimiento de los flujos internacionales de capitales y el asociado desafío de los mercados financieros a los gobiernos son algunos de los rasgos del nuevo escenario económico que se asienta en el final de los años ochenta y la década de los noventa. Todos estos sucesos han ido conformando lo que ha dado en conocerse como globalización económica y, en concreto, la globalización financiera, entendiendo por tal el proceso de integración de los mercados de todos los países del mundo en un único mercado de carácter universal (Fabozzi y Modigliani, 1992, p.960).<sup>1</sup>

El proceso de globalización puede ser entendido como un proceso progresivo de aproximación de precios provocado por la eliminación de

---

<sup>1</sup> Bergés y Valero (1999) la definen como el proceso mediante el cual se viene produciendo una progresiva integración, tanto económica como financiera, de los diferentes países del mundo, de ahí que se le denomine en ocasiones mundialización, pese a que no todos los países se ven igualmente influidos por este fenómeno, en función de su relativo grado de desarrollo económico y financiero.

fricciones entre economías que da lugar a la aparición de oportunidades de beneficio, aprovechando las situaciones en las que no se cumple la ley del precio único entre los bienes y servicios. Este proceso es también conocido, habitualmente, con el nombre de internacionalización de los mercados y da lugar a un incremento notable de los flujos financieros, de las mercancías y de los servicios (Meneu, 1999).

El proceso de convergencia de las economías europeas llevado a cabo en la década de los 90 puede ser un ejemplo de esa aproximación de precios de bienes y servicios mediante la paulatina eliminación de fricciones que se ha producido acompañado de la coordinación de políticas económicas y del apoyo de los avances tecnológicos.

Conviene señalar que el proceso globalizador ha venido acompañado, en el campo financiero, por un aumento en el número y en la negociación en los mercados organizados y en los mercados no organizados (OTC). Esto ha sido posible gracias al desarrollo de la tecnología informativa que ha permitido la conexión entre los mercados, ha facilitado y unificado los sistemas de liquidación y compensación de activos y, por último, ha agilizado la negociación al ofrecer al cliente servicios integrados de varios mercados.<sup>2</sup>

Como afirma la Federación Internacional de Bolsas en agosto de 1998, hay fuertes razones económicas para homogeneizar la tecnología de bolsas y liquidadores pues la globalización de capitales se ha acelerado de un tiempo a esta parte. Ello significa que los inversores e intermediarios insisten en el acceso sencillo y fácil a los mercados de todo el mundo, en cualquier momento y circunstancia. Solo una red global de "centros de liquidez", lograda a través de alianzas estratégicas entre Bolsas conectadas por vía tecnológica, puede responder a la demanda.<sup>3</sup>

---

<sup>2</sup> Para un estudio más detallado véase García-Vaquero (1996, pp.38-40).

<sup>3</sup> Citado en el Boletín de la Bolsa de Madrid Nº 70, octubre 1998.

## I.2) Ventajas e Inconvenientes de la Globalización de los Mercados

El proceso de globalización de los mercados entraña una serie de ventajas e inconvenientes que se detallan a continuación:

### I.2.1) Ventajas de la Globalización

Las consecuencias de los procesos de globalización a nivel mundial son importantes (Requeijo, 1996, p.9) destacando en primer lugar el impulso al comercio y los movimientos internacionales de capitales.<sup>4</sup> Este crecimiento puede ser explicado por diferentes causas como son el auge del comercio intraindustrial, la deslocalización de la producción, el impulso de los nuevos países industriales y, en general, a la reducción de trabas a los intercambios y al efecto del desarrollo tecnológico (Krugman, 1995).

Además, se produce una menor dependencia de la inversión en el ahorro nacional, si bien la incertidumbre asociada al riesgo de cambio, la complejidad que puede revestir la apelación a los mercados internacionales de capitales y el debilitamiento de los niveles de ahorro mundiales retrasan la desvinculación de dicho ahorro nacional.<sup>5</sup> Este retraso no modifica la ventaja adicional que supone, para cualquier inversor, la existencia de mercados financieros integrados.

Por otra parte y dado que se dispone de un mayor abanico de bienes y activos y de gran rapidez de respuesta a situaciones nuevas de riesgo, la asignación de recursos se plantea a escala de los países con economía globalizada, con consecuencias claras en la gestión de carteras y en las decisiones de inversión.

---

<sup>4</sup> Las transacciones internacionales de valores bursátiles de la mayoría de países industrializados pasaron de menos del 10% del PIB en 1980 a cifras muy superiores al 100% en 1992, según el Fondo Monetario Internacional (FMI, 1995, Cuadro 12).

<sup>5</sup> Todavía se observa en el mundo desarrollado una correlación entre las tasas de ahorro e inversión internas que, aunque decreciente, pone de manifiesto que la integración de los mercados financieros no ha roto el vínculo entre esas dos variables (Banco de España, 1995, Cuadro II.2).

## **I.2.2) Inconvenientes de la Globalización**

En contrapartida a las ventajas, se enuncia una serie de puntos que desmitifican el proceso de globalización. Según el FMI (1997, pp.24-25), la variabilidad de los precios de los activos ha aumentado considerablemente en respuesta al volumen y la rapidez de las transacciones y a los efectos de contagio entre mercados provocados, en muchos casos, por burbujas especulativas que tiran con fuerza de los precios al alza y a la baja. Además, se ha producido un incremento de estas presiones especulativas debido, en primer lugar, al incremento del número de operaciones con las que puede especularse (derivados), en segundo lugar, porque el número de especuladores ha aumentado al reducirse las barreras de entrada a los mercados y, en tercer lugar, porque en el contexto de mercados ampliados y operadores más numerosos, los grandes especuladores encuentran el mejor ambiente para forzar al mercado. En este contexto, las crisis producidas en algún segmento del mercado mundial o en algunos intermediarios pueden ser transmitidas (o contagiadas) rápidamente a otros mercados provocando situaciones difíciles de asimilar por los mercados y las economías.

Por otra parte, también se produce una pérdida de autonomía de la política económica de cada país que pasa a estar en función de la situación económica internacional. Esta situación afecta, en concreto, a la política monetaria. Las economías industriales aplican, en la actualidad, políticas monetarias encaminadas a lograr el doble objetivo de estabilizar los precios y el tipo de cambio. La variable intermedia a través de la que se persigue este doble objetivo es la liquidez global de la economía, dado que se acepta que la mayor o menor liquidez determinará el gasto nominal total, y éste, a su vez, la tasa de inflación. Esa variable depende, de forma clara, de los flujos internacionales de capitales en las economías globalizadas.

### I.3) La Globalización de los Mercados de Valores

Los últimos veinte años han sido testigos de un crecimiento espectacular de las transacciones internacionales de títulos de renta variable, tanto desde el punto de vista de los intermediarios financieros como de las empresas emisoras.

La creciente integración entre los mercados internacionales de capitales, que dichas transacciones han provocado, descansa sobre una serie de factores que han ayudado a superar la tradicional impermeabilidad de los mercados de valores. Entre ellos cabe destacar el mayor grado de apertura de los mercados, como consecuencia de los procesos desreguladores que se han generalizado en los sistemas financieros de los principales países.

Las Bolsas de valores más importantes del mundo han acometido profundas reformas tendentes a la apertura de sus respectivos mercados y a facilitar y agilizar las operaciones realizadas por sus clientes (emisores y demandantes de títulos).<sup>6</sup> En este sentido, se observa un cambio en los sistemas de negociación que pasan a ser, en la mayoría de los casos, electrónicos: en España el CATS en 1988 y el SIB en 1995; en Alemania, en primer lugar el IBIS y en noviembre de 1997 el XETRA; en el Reino Unido el SETS también en 1998 (sistema que supone el cambio de un mercado dirigido por precios a uno basado en el cruce automático de órdenes a través un sistema informático); en octubre del mismo año la Bolsa de Tokio decide cerrar su mercado tradicional de corros, etc.

Por último, también han sido importantes los avances experimentados en la tecnología de producción y transmisión de

---

<sup>6</sup> Estados Unidos inició la apertura de sus Bolsas de valores en 1984, que vino seguida del denominado Big Bang en el Reino Unido. Posteriormente, en Francia y en España se promulgan leyes reformadoras del mercado de valores en 1987 y en 1988, respectivamente. En España se reforma aquella ley en noviembre de 1998.

información, lo que ha permitido reducir la brecha informativa tan relevante en el control de riesgos de los activos de renta variable y de renta fija.

### **I.3.1) Importancia Relativa de los Mercados Bursátiles Internacionales**

Los mercados de valores dan marco institucional a la denominada vía directa de financiación empresarial y se erigen en el principal mecanismo de valoración de la riqueza productiva. Los más desarrollados se han especializado profundamente en la función de valoración, quedando relegada a una importancia marginal la función de aportación de financiación.

El Cuadro 1 ilustra la importancia de los principales mercados de valores en el mundo en función de su capitalización bursátil, entendida como el valor de los activos financieros susceptibles de ser negociados en el mercado. Se observa las enormes diferencias existentes entre los distintos mercados. El *New York Stock Exchange* (NYSE) presenta una capitalización bursátil muy superior, cuadruplicando en 1998 a la del segundo en importancia (la Bolsa de Tokio) y, además, presenta un incremento porcentual en el periodo 1995-1998 superior al 80%.

El mercado bursátil español ocupaba en el año 1998 el lugar decimotercero, remontando posiciones desde el puesto decimoséptimo en 1995. Su capitalización bursátil en 1998 supone apenas un 4% de la capitalización en el NYSE.

Es de destacar, la caída de la capitalización bursátil de la Bolsa de Tokio que aunque todavía se sitúa en segundo lugar, ha sufrido un descenso del 31% desde 1995, resultado que no sorprende tras conocer la crisis de la economía nipona (en general de los países del sudeste asiático), con la quiebra de importantes entidades financieras y la inestabilidad cambiaria.



Otra forma de analizar la profundidad de un mercado consiste en estudiar la relación existente entre la capitalización bursátil y el Producto Interior Bruto (PIB) como medida de comparación. En el Cuadro 2 se recogen los importes de la capitalización bursátil, del PIB y sus cocientes. La capitalización bursátil de los mercados de valores de Estados Unidos y el Reino Unido, para los años 1996 y 1997, es superior al PIB de cada uno de ellos. Si se agrupa la capitalización bursátil de los países analizados, excepto Estados Unidos, se obtiene que dicha capitalización representa el 56% de la del mercado americano. En lo que se refiere a España, el cociente capitalización bursátil/PIB se encuentra en la línea de los países de la Zona *Euro* (Francia y Alemania) para 1995 (26.3%), si bien en 1996 y 1997 este ratio ha sufrido un incremento significativo (41.4% y del 54.7%, respectivamente). En el caso de Japón el porcentaje para 1997 se encuentra en cuarto lugar de los países analizados con un 52.9% de importancia relativa, similar al nivel que tenía en 1995. Este resultado muestra de nuevo la fase recesiva en que se encuentra sumida la Bolsa de Tokio.

En cuanto a la variación relativa de la importancia de los mercados en la economía es llamativo el incremento del 108% en el periodo 1995-1997 para el caso español. En el lado opuesto se encuentra el caso japonés, donde en el mismo periodo se ha reducido la importancia un 36%. El resto de los mercados han seguido una pauta creciente fluctuando en un intervalo entre el 27% del Reino Unido hasta el 53% de Alemania.

En los Cuadros 3 y 4 se presenta la amplitud y el grado de concentración, tanto de la capitalización bursátil como del volumen de contratación, en los diferentes mercados de valores. El mercado alemán, el NYSE y el mercado londinense constituyen los tres mercados que tienen admitidas a cotización mayor número de sociedades (ordenados de mayor a menor), lo que se traduce en el caso de Alemania y de Londres, en una capitalización media por compañía sustancialmente más reducida que en el resto de los mercados estudiados (Cuadro 3). Las sociedades cotizadas en el

NYSE son las que, a pesar de su elevado número, tienen la mayor capitalización media

En términos relativos la Bolsa de Madrid es el mercado que en el periodo 1995-1998 más ha aumentado su capitalización media, en concreto un 100%, debido al incremento en la capitalización bursátil y a la estabilidad en el número de sociedades cotizadas. De nuevo es la Bolsa de Tokio la que pone una nota negativa y, en contra de la mayor parte de los mercados, su caída del 35% en el periodo 1998-1995 la sitúa junto con el mercado alemán como los únicos que muestran un signo negativo en la variación anual de la capitalización media.

En el Cuadro 4 se presenta el grado de concentración de los mercados bursátiles, definido como el porcentaje de la capitalización bursátil y del volumen de contratación de cada mercado de valores que corresponde al 5% de las sociedades con mayor valor de mercado. El menor grado de concentración, tanto en cuanto a la capitalización bursátil como al volumen de contratación, se sitúa en el NYSE y la Bolsa de Tokio, siendo uno de los más concentrados, en lo que respecta al volumen de contratación, la Bolsa de Madrid. Estos resultados son lógicos dado el elevado número de sociedades que cotizan en aquellos dos y el reducido número que cotizan en éste. La excepción a esta regla la protagoniza la Bolsa de Londres, pues a pesar de ser la segunda en cuanto a sociedades admitidas a cotización y la tercera en cuanto a capitalización bursátil, también es una de las más concentradas.

### **I.3.2) Internacionalización de los Mercados Bursátiles**

Dado que en los mercados bursátiles se produce la confluencia de la oferta y la demanda de activos financieros, el grado de apertura al exterior de un mercado debe ser examinado atendiendo a los dos lados del mercado (oferta y demanda). Por el lado de la oferta, una bolsa será más

internacional cuanto mayor sea la posibilidad de contratar títulos emitidos por compañías extranjeras. Por el lado de la demanda, el grado de internacionalización será directamente proporcional al peso de la inversión extranjera en la Bolsa.

### **I.3.2.1) Desde el Lado de la Oferta**

En el Cuadro 5 se presenta, para el periodo 1995-1998, el número de compañías admitidas a cotización en cada uno de los principales mercados bursátiles, y el porcentaje que representan las compañías domésticas y extranjeras admitidas a cotización sobre el total.

Junto a mercados tradicionalmente aislados como son la Bolsa de Madrid y la de Tokio (en los que el porcentaje de empresas extranjeras cotizadas sobre el total es en promedio el 1% y 3%, respectivamente), destacan las Bolsas de Francfort, Londres y París con una importante presencia de compañías extranjeras. La posición preferente en este sentido corresponde al mercado alemán (2,784 sociedades que representan el 78.98% sobre el total en 1998), seguido por el mercado londinense en cuanto al número de entidades y por el mercado francés en cuanto al porcentaje que representa sobre el total.

El caso del elevado número de compañías extranjeras admitidas a cotización en el mercado alemán es debido a que existe una especie de tercer mercado o segmento especial en el que se contratan sociedades que posiblemente ni ellas mismas lo sepan, pues no tienen el requisito de ser admitidas oficialmente por la bolsa y con sólo un intermediario que esté dispuesto a contratarlas es suficiente. Estas razones llevan a que la capitalización media sea muy reducida. Otro caso parecido es el de la Bolsa de Londres, donde se negocian, por ejemplo, acciones españolas en pesetas y en ADRs (Certificados de Depósito que tienen como subyacente las acciones), que es tal y como se deben negociar las acciones extranjeras en la Bolsa de Nueva York. Por tanto, la Bolsa de Londres es un espejo de lo que ocurre en

el mercado continuo español y en la Bolsa de Nueva York, con la diferencia de que las operaciones realizadas con estos activos se computan en Madrid o en Nueva York, y también en Londres (Zoido, 1997).

Teniendo en cuenta las salvedades indicadas acerca de las sociedades extranjeras admitidas a cotización en las Bolsas de Francfort y de Londres, queda patente que la Bolsa de Nueva York es el mercado con mayor número de sociedades extranjeras cotizando de forma efectiva, siendo el mercado de valores más internacionalizado desde el punto de vista de la oferta.

### **I.3.2.2) Desde el Lado de la Demanda**

En el Cuadro 6 se presenta el grado de internacionalización bursátil desde el lado de la demanda, sobre la base del peso que supone la contratación de sociedades extranjeras admitidas a cotización con respecto al volumen total contratado para cada mercado.<sup>7</sup>

Es de destacar la importancia, en términos relativos, de la inversión extranjera en el volumen de contratación en la Bolsa de Londres, representando en 1998 un 63.84% de su volumen de contratación total y triplicando en cuantía a la Bolsa de Nueva York. Por el contrario, al igual que ocurría con el número de sociedades extranjeras cotizadas, los mercados de Madrid y Tokio destacan por la poca contratación de entidades extranjeras.

---

<sup>7</sup> Las significativas diferencias en los criterios internacionales de cálculo de la contratación en los mercados de valores han llevado a la Federación Internacional de Bolsas a establecer dos definiciones del cálculo de la contratación, por un lado se encuentra el criterio TSV (*Trading System View*) recoge las operaciones realizadas entre los miembros del mercado a través de los sistemas de contratación de las bolsas (en el caso español son los sistemas de corros y electrónico), mientras que por otro lado está el criterio REV (*Regulated Environment View*) que recoge lo mismo que el TSV más todo tipo de transacciones en las que intervienen los miembros del mercado y que se realizan en el marco del *entorno regulado* del mercado bursátil. Esta discrepancia de criterios permite que no se puedan comparar de forma homogénea las cifras correspondientes al volumen de contratación de cada mercado y, por ello tan solo se deben considerar de forma orientativa.

## **I.4) La Internacionalización de la Bolsa Española**

### **I.4.1) Análisis e Importancia de la Inversión Extranjera**

El mercado bursátil español ha visto incrementarse de forma espectacular durante la segunda mitad de la década de los 80 su grado de apertura al exterior, tanto en lo referente a flujos de inversión de cartera del exterior hacia nuestro país, como a la inversa. Los primeros superan con creces a los segundos debido a las fuertes necesidades de financiación exterior para cubrir la insuficiencia del ahorro nacional.

El despegue de la inversión extranjera en España se inicia en 1984 con los primeros signos de recuperación económica y la posterior entrada en una fase expansiva, con las consiguientes expectativas de alta rentabilidad empresarial. El crecimiento exponencial que, en dichas inversiones extranjeras, se produce hasta el final de la década se vio truncado momentáneamente en 1987, cuando la crisis bursátil de octubre provocó un fuerte movimiento de retorno hacia los mercados domésticos, de los capitales invertidos en el exterior.

El mercado de valores español se ha ido convirtiendo, en los últimos años, en un destino cada vez más atractivo para el capital internacional, tendencia acrecentada por una serie de acontecimientos como son la incorporación de España a la Comunidad Económica Europea (1/1/86), la entrada de la peseta en el Sistema Monetario Europeo (19/6/89), la liberalización plena de movimientos de capital en febrero de 1992, la ratificación del Tratado de Maastricht (25/11/92) y el establecimiento del mercado único en 1993 (como fruto del Acta Única), entre otros.<sup>8</sup> La mejora en la economía española como consecuencia del proceso de convergencia hacia la moneda única ha traído consigo una serie de efectos como son la

---

<sup>8</sup> Para un análisis más detallado de estos acontecimientos véase García-Vaquero (1996, p.35).

disminución de los tipos de interés,<sup>9</sup> de la inflación y del déficit público, y la mejora en el PIB, entre otros.

En el Cuadro 7 se muestra la evolución de la inversión extranjera en la Bolsa de Madrid en los años 90, distinguiendo entre compras, ventas e inversión neta.<sup>10</sup> El volumen de compras realizado por inversores extranjeros con respecto al volumen de contratación total se sitúa en media alrededor del 50%.<sup>11</sup> La inversión de los no residentes en las bolsas españolas en 1998 ha seguido la línea ascendente de los dos últimos años. La inversión bruta (compras) en 1998 es un 88% superior a la de 1997, mientras que las ventas han aumentado un 78%, dando como resultado una inversión neta positiva tras dos años consecutivos con saldos netos negativos.

El hacer una estimación correcta de quiénes son los propietarios de las acciones en España no es fácil, debido a la dificultad de desagregar la información existente. En el Cuadro 8 se muestran los datos obtenidos de las Cuentas Financieras de la economía española, que publica el Banco de España, y de los datos de la Bolsa de Madrid. Se observa que el incremento en la capitalización bursátil año tras año durante el periodo 1992-1997 ha ido unido a una presencia cada vez más destacada de los inversores extranjeros en el mismo periodo, si bien su crecimiento ha sido más moderado que el de la capitalización.

---

<sup>9</sup> Que está reduciendo sensiblemente la rentabilidad de las inversiones en renta fija y, por tanto, desplazando las preferencias de los inversores hacia la renta variable máxime cuando la oferta de la misma se amplía de forma significativa, tanto por las privatizaciones de empresas públicas como por nuevas incorporaciones de empresas privadas a la bolsa.

<sup>10</sup> Las cifras de 1991 y 1992 referidas a compras están algo infladas al incluir las ampliaciones de capital suscritas por extranjeros. En 1993 y 1994, la Bolsa de Madrid ajusta a la baja las compras de extranjeros eliminando el volumen representado por ampliaciones de capital.

<sup>11</sup> Según el Informe del Mercado de la Bolsa de Madrid (1998), durante el año 1998, la contratación extranjera de valores nacionales ha alcanzado el 43.89% del efectivo contratado en el mercado continuo (Bolsas de Barcelona, Bilbao, Madrid y Valencia). En un trabajo anterior, Galmés (1993) analiza la inversión en la Bolsa española de no residentes en el periodo 1984-1992.

#### I.4.2) Análisis de las empresas españolas que cotizan en otros mercados

El actual entorno mundial de los mercados de valores se caracteriza por la concentración de la liquidez de los grandes valores internacionales —*Blue Chips*— en su mercado doméstico y la extraordinaria movilidad de los inversores y los flujos de capital que buscan la liquidez allí donde se encuentre. Este proceso tendrá su prueba de fuego en Europa con la reciente llegada de la moneda única.

La admisión a cotización en una bolsa extranjera supone, para la empresa que lo consigue, una serie de ventajas e inconvenientes. Según Ontiveros *et al.* (1991) entre las primeras se encuentra el aumento del prestigio de la empresa (derivado de su reconocimiento internacional por su presencia activa entre los inversores institucionales de los distintos mercados), una mayor liquidez para sus acciones, nuevas oportunidades de captación de recursos financieros, la posible reducción del coste de su capital propio y la ampliación y diversificación de su accionariado.

En cuanto a los inconvenientes cabe destacar los pagos en concepto de comisión de cotización, costes derivados del cumplimiento de las obligaciones de información de los accionistas en los diferentes mercados, costes legales y de auditoría, mayores exigencias de información pública, posibilidad de que se produzca el retorno de las acciones al mercado doméstico, así como el posible incremento de la volatilidad de sus cotizaciones y la entrada de accionistas no deseados.

Una muestra patente de la creciente internacionalización del mercado bursátil español ha sido la contratación de acciones españolas en otros mercados (Cuadro 9). La presencia de valores españoles en la Bolsa de Nueva York se remonta al 20 de julio de 1983 con la admisión del Banco Central. La última sociedad admitida es Argentaria (12 de mayo de 1993). En cuanto a la Bolsa de Londres, los cambios en los sistemas y métodos de

cálculo de los volúmenes de contratación tanto de valores domésticos como extranjeros impide proporcionar cifras sobre los valores españoles en este mercado. En concreto, el problema consiste en que un volumen importante de transacciones de valores internacionales, y españoles en particular, se contabiliza como volumen tanto en la Bolsa de Madrid como en la Bolsa de Londres, ya que los intermediarios miembros de la Bolsa de Londres compran acciones españolas a través de intermediarios miembros de la Bolsa de Madrid, que realizan la transacción a través del Mercado Continuo Español. Además, el hecho de que a través del *SEAQ International*<sup>12</sup> también se negocien valores españoles depositados en Nueva York en forma de *ADRs*, implica que parte de la contratación de valores españoles en el sistema londinense también figure como volumen de contratación en la Bolsa de Nueva York.

Aparte de este problema de comparabilidad, la Bolsa de Londres publica en sus cifras de contratación de valores extranjeros todo el negocio realizado por intermediarios miembros del mercado, sobre valores españoles, sin distinguir el mercado en el que se realizan. Esto significa que no es posible desagregar el volumen realizado en valores españoles sobre los que existen precios en firme en el sistema de publicación de precios *SEAQ International*.

Tres compañías españolas cotizan en la Bolsa de Tokio, pero sus volúmenes de contratación son puramente testimoniales. La Bolsa de Francfort es en la que mayor número de acciones españolas se negocian, agrupadas en dos segmentos. El principal lo hace en el mercado oficial (Santander, Telefónica, BBV y BCH) y el resto en el que se denomina

---

<sup>12</sup> Son las siglas del Stock Exchange Automated Quotation System. Es el sistema informatizado británico que en una pantalla electrónica conectada al sistema TOPIC (a través de un teletexto en pantalla, TOPIC distribuye a todos sus abonados las cotizaciones de las acciones, así como los precios ofrecidos y demandados para los principales valores) muestra los precios a que compran y venden valores los agentes de la Bolsa de Londres.



mercado regulado no oficial<sup>13</sup> —Dragados, Iberdrola, Ercros, Cepsa, Fasa Renault, Tabacalera, Endesa, Inbuensa y Repsol—.

En el Cuadro 10 se presenta la evolución de la importancia en la contratación de valores españoles en la Bolsa de Nueva York con respecto a al mercado continuo (que recoge la contratación de las Bolsas de Madrid, Valencia, Barcelona y Bilbao) durante el periodo 1991-1998. Se pone de manifiesto una clara tendencia decreciente en los tres últimos años debida, posiblemente, a las mejoras técnicas realizadas en el mercado español, con el cambio de los sistemas de contratación (del antiguo CATS al actual SIB), las mejoras en el sistema de liquidación y compensación y el desarrollo del préstamo de valores. Se ha de tener en cuenta el hecho de que el mercado español presenta, en conjunto, unos costes de transacción inferiores,<sup>14</sup> a los de los otros mercados, lo que ha contribuido en buena medida a contener la tendencia inicial de salida de los principales valores nacionales hacia los mercados líderes a escala internacional, como Nueva York y Londres. Sin embargo, estas mejoras no tienen el suficiente potencial como para atraer empresas extranjeras al mercado español, tal y como demuestra su presencia testimonial (Cuadro 6).

En lo que se refiere a la contratación en otras plazas financieras de títulos españoles, el Cuadro 11 muestra la importancia en términos absolutos y relativos de la misma.

En resumen, la globalización financiera ha internacionalizado el capital de las empresas españolas pero no ha acentuado la contratación de sus acciones en mercados extranjeros que siguen teniendo a su principal proveedor de liquidez en el mercado nacional.

---

<sup>13</sup> Es un tipo de mercado libre con escasos requisitos para la negociación.

<sup>14</sup> Según un informe de la Comisión Nacional del Mercado de Valores (1999) cuyo objetivo es la comparación internacional de las tarifas bursátiles centrándose, en concreto, en los costes de ejecución de las operaciones y en los cánones de admisión y permanencia de empresas cotizadas en las Bolsas de Londres, París, Francfort, Amsterdam, Milán, Nueva York, Tokio y mercado continuo español.

## I.5) Efecto de la Introducción de la Moneda Única

La implantación del *euro* (4 de enero de 1999) en los mercados bursátiles evita los riesgos y costes del tipo de cambio de divisas al establecerse, en los distintos mercados bursátiles europeos, la expresión del precio o cotización en dicha moneda. Este hecho supone una mayor transparencia de un mercado global europeo hacia donde los inversores nacionales podrán acudir con gran facilidad y con mayor y mejor información.

Según Ontiveros y Valero (1997, pp.357-359), los mercados de valores poseen, al menos, dos características diferenciales con respecto a otras áreas de servicios financieros que pueden tener una influencia decisiva en el proceso de implantación de la moneda única. Por un lado, su carácter colectivo que implica que la adaptación de los mercados de valores a la moneda única no puede dejarse al simple albedrío de cualquiera de sus participantes, sino que debe hacerse de una forma uniforme en cada uno de ellos. Por otro lado, la mayor apertura internacional de los mercados de valores se puede entender en cuanto a la significativa presencia en ellos de participantes de otros países, al amparo de la progresiva y completa libertad de movimientos de capitales, y en cuanto a la existencia de una alternativa internacional a dichos mercados, sea con fines de inversión o financiación.

El nacimiento de una gran Bolsa paneuropea reportaría significativas ventajas a los participantes del mercado: intermediarios, emisores e inversores. En la medida que el mercado tenga una mayor dimensión, la demanda, la oferta, la liquidez y la profundidad serán mayores, los costes de transacción se verán sensiblemente reducidos y la información fluirá con mayor rapidez y facilidad.

Pero, a pesar de todas estas ventajas, el camino hasta la consecución de una Bolsa unificada está repleto de obstáculos que deberán superarse.

Cabe citar, entre otros, la necesidad de armonizar las normas de liquidación de las operaciones del mercado, la unificación de los sistemas electrónicos de cotización y las cuestiones referentes al tratamiento fiscal de los rendimientos.

El primer paso en este proceso ha sido el pacto entre los mercados bursátiles de Londres y Francfort (7 de julio de 1998) que pretende atraer a las compañías con mayor capitalización de Europa a través de la creación de un sistema de contratación electrónico conjunto y una Bolsa europea única, que permita a los inversores aprovecharse de un mercado de 300 compañías de primera línea. El 18 de noviembre de 1998 la bolsa española se incorporó a este proyecto, mientras que el 4 de mayo de 1999 las Bolsas de Londres, Francfort, Madrid, París, Milán, Zurich, Amsterdam, Bruselas firmaron un acuerdo de intenciones para crear la Bolsa Paneuropea.<sup>15</sup> El memorándum firmado constata el objetivo a largo plazo de la Alianza Europea (como se autodenomina), que consiste en la creación de una única plataforma de contratación para grandes valores con una regulación común. El objetivo de esta alianza es mejorar la eficiencia, la liquidez y la accesibilidad dentro del nuevo entorno. Según Valero (1998, p.240) la existencia de un mercado suficientemente líquido en Europa disminuye la necesidad de que las empresas desplacen parte de la contratación de sus acciones a la Bolsa de Nueva York, debido a la relativa estrechez y falta de profundidad de cada mercado doméstico.<sup>16</sup> Como se ha indicado previamente este hecho no se constata en el mercado español. En esta línea está prevista la creación, para el primer trimestre del año 2000, de un segundo mercado global para las pequeñas y medianas empresas, de tal forma que mediante un sistema de

---

<sup>15</sup> Un paso adelante en esta alianza se dio el 17 de junio de 1999, acordando coordinar los horarios de apertura y cierre en cada mercado, quedando ambos entre la 8.00h y las 16:30 (GMT).

<sup>16</sup> La moneda única desvirtúa el que una misma compañía cotice en varias plazas europeas. Para el caso español, una entidad como el Banco Bilbao Vizcaya, por citar un ejemplo, anunció a mediados del año 1998 su retirada de algunos mercados extranjeros en donde su cotización "era puramente testimonial". En la Bolsa española se ha producido, asimismo, la retirada de la mayoría de empresas extranjeras —como Citroën, Lafarge y Commerzbank— ya que, salvo que las sociedades matriz utilicen a sus filiales en España como meros instrumentos de financiación o repatriación de los beneficios obtenidos, resulta especialmente gravoso mantener la cotización de éstas en bolsa.

contratación simultáneo se negocien valores que cotizan en las Bolsas de Europa, USA e Israel.

Aprovechando la estabilidad que proporciona el *euro*, la Bolsa de Madrid tiene previsto negociar empresas latinoamericanas en su Bolsa. En concreto, serán 50 compañías que cumplan el requisito mínimo de tener un capital social de 300 millones de *euros* y que no tendrán la necesidad de inscribir sus títulos bajo el depósito de alguna institución especial.<sup>17</sup>

En paralelo a las alianzas de los mercados de valores, han surgido acuerdos similares entre los mercados de derivados europeos. El mercado de futuros francés (MATIF) y el mercado de futuros financieros español de renta fija han sellado una alianza para poner en marcha una plataforma de negociación conjunta (*Euro GLOBEX*) donde los inversores de ambos países puedan acceder a los productos de los dos mercados indistintamente. A esta alianza se ha sumado Italia y se negocia también la incorporación del mercado de futuros británico (LIFFE), con lo que se convertiría en la primera plataforma de derivados europea por volumen de contratación.

---

<sup>17</sup> Como es el caso de los ADRs en la Bolsa de Nueva York.

## I.6) Referencias Bibliográficas

- Banco de España (1995): *Informe anual 1994*, Madrid.
- Bolsa de Madrid (1998): *Informe del Mercado*.
- Bergés, Ángel y Francisco J. Valero (1999): "La función de los analistas en el proceso de globalización financiera", *Congreso Nacional de Economía*, Alicante.
- CNMV (1999): "Costes y tarifas de los mercados españoles de valores. Posición competitiva internacional", Comisión Nacional del Mercado de Valores (CNMV), Servicio de Compensación y liquidación de Valores y Mercado Español de Futuros Financieros.
- Fabozzi, Frank J. y Franco Modigliani (1992): *Capital Markets. Institutions and investments*. Prentice-Hall, New Jersey.
- FMI (1995): *Perspectivas de la economía mundial*, Mayo.
- (1997) *Annual Report. World Economic Outlook*.
- Galmés, Sofía (1993): "Inversiones en bolsa de no residentes", *Boletín Económico del Banco de España*, Marzo, pp.35-44.
- García-Vaquero, Víctor (1996): "Los mercados de valores españoles ante el mercado y la moneda únicos: Algunas implicaciones", *Boletín Económico del Banco de España*, Setiembre, pp. 35-52.
- Krugman, Paul R. (1995): "Growing world trade: Causes and consequences", *Brookings Papers on Economic Activity*, N°. 1, pp. 327-362.
- Meneu, Vicente (1999): "Finanzas de la empresa y globalización económica", VI Congreso Nacional de Economía. Alicante.
- Ontiveros, Emilio; Angel Bergés; Daniel Manzano y Francisco J. Valero (1991): *Mercados Financieros Internacionales*. Ed. Espasa Calpe. Madrid.
- Ontiveros, Emilio y Francisco Valero (1997): *Sistema Financiero Español: 1987-1997*, Ed. Escuela de Finanzas Aplicadas.
- Requeijo, Jaime (1996): "La globalización de los mercados financieros: causas y efectos", *Perspectivas del Sistema Financiero*, N°. 53, pp. 9-15.

Valero, Francisco (1998): “¿Hacia una Bolsa unificada en Europa?”,  
*Cuadernos de Información Económica*, N°. 136/137, pp.240-241.

Zoido, Antonio, (1997): “Los mercados de renta variable”, *Análisis Financiero*, N°. 72, pp. 24-28.

### Direcciones electrónicas

ADRs	<a href="http://www.site-by-site.com/adr">www.site-by-site.com/adr</a>
Banco de España	<a href="http://www.bde.es">www.bde.es</a>
Federación Internacional de Bolsas	<a href="http://www.fibv.com">www.fibv.com</a>
Federación Europea de Bolsas	<a href="http://www.fese.com">www.fese.com</a>
Fondo Monetario Internacional	<a href="http://www.imf.org">www.imf.org</a>
Organización para la Cooperación y Desarrollo Económico	<a href="http://www.oecd.org">www.oecd.org</a>

## CUADRO I-1

CAPITALIZACIÓN BURSÁTIL DE LOS PRINCIPALES  
MERCADOS DE VALORES Y ESPAÑA

La capitalización bursátil (CB) mide el valor de mercado de todos los títulos de renta variable admitidos a cotización en cada mercado. Dicha capitalización ha sido expresada, para todos los mercados, en millones de dólares

Mercado	1998	1997	1996	1995
NYSE	10,271,899.8	8,879,630.6	6,841,987.6	5,654,815.4
Tokio	2,439,548.8	2,160,584.8	3,011,161.4	3,545,306.5
Londres	2,372,738.1	1,996,225.1	1,642,582.4	1,346,640.7
Alemania	1,093,961.9	825,232.7	664,913.2	577,364.8
París	991,483.8	676,310.5	586,962.6	499,989.6
España	402,162.6	290,382.9	241,028.1	150,914.2

Fuente: Federación Internacional de Bolsas (FIBV) y elaboración propia.

## CUADRO I-2

IMPORTANCIA DE LOS MERCADOS BURSÁTILES EN LAS ECONOMÍAS  
NACIONALES

PIB recoge el Producto Interior Bruto consolidado de cada país; CB indica la capitalización bursátil, ambos expresados en miles de millones de dólares. Su cociente se expresa en tanto por cien. (\*) USA considera los mercados NYSE, AMEX y NASDAQ. España abarca las Bolsas de Valencia, Madrid, Bilbao y Barcelona. Japón engloba dos mercados, el de Osaka y el de Tokio.

Mercados	1997			1996			1995		
	PIB	CB	CB/PIB	PIB	CB	CB/PIB	PIB	CB	CB/PIB
USA (*)	8,083.4	10,730.6	132.7	7,576.1	8,451.7	111.6	7,245.8	6,917.7	95.5
Alemania	2,102.7	825.2	39.2	2,352.5	664.9	28.3	2,259.3	577.4	25.6
Reino Unido	1,288.3	1,996.2	155.0	1,151.4	1,642.6	142.7	1,106.7	1,346.6	121.7
España (*)	531.3	290.4	54.7	581.6	241.0	41.4	574.3	150.9	26.3
Francia	1,394.1	676.3	48.5	1,537.6	586.9	38.2	1,566.8	499.9	31.9
Japón (*)	4,192.7	2,216.7	52.9	4,599.7	3,106.1	67.5	4,393.8	3,667.3	83.5

Fuente: Fondo monetario internacional. Banco mundial y elaboración propia.

### CUADRO I-3

#### CAPITALIZACIÓN BURSÁTIL Y NÚMERO DE SOCIEDADES COTIZADAS

CB indica la capitalización bursátil en millones de dólares; NA el número total de sociedades admitidas.  
Su cociente se expresa en millones de dólares.

Mercados	1998			1997			1996			1995		
	CB	NA	CB/NA	CB	NA	CB/NA	CB	NA	CB/NA	CB	NA	CB/NA
NYSE	10,271,899.8	2,669	3,848	8,879,630.6	2,626	3,381	6,841,987.6	2,476	2,763	5,654,815.4	2,242	2,522
Alemania	1,094,252.3	3,525	310	825,232.7	2,696	306	664,913.2	1,971	337	577,364.8	1,622	356
Londres	2,372,738.1	2,920	683	1,996,225.1	2,513	794	1,642,582.4	2,494	659	1,346,640.7	2,502	538
Madrid	402,162.6	486	827	290,382.9	388	748	241,028.1	361	668	150,914.2	366	412
España	985,227.2	962	1,024	676,310.5	924	732	586,962.6	897	654	499,989.6	904	553
Tokio	2,439,548.8	1,890	1,290	2,160,584.8	1,865	1,158	3,011,161.4	1,833	1,643	3,545,306.5	1,791	1,980

Fuente: Federación Internacional de Bolsas (FIBV) y elaboración propia.



## CUADRO I-4

### CONCENTRACIÓN DE LA CAPITALIZACIÓN BURSÁTIL Y DEL VOLUMEN DE CONTRATACIÓN

El grado de concentración se obtiene calculando el número de sociedades que supone un 5% del total (para el caso del NYSE—en 1998— 114 sociedades de un total de 2,278) y se les denomina 5%/NA. El criterio de elección de las mismas está en función de su mayor valor de mercado. A continuación se pondera la capitalización bursátil y el volumen de contratación acumulado de las seleccionadas con el total de cada mercado, obteniendo las variables %CB y %VC, respectivamente.

Mercados	1998				1997				1996				1995			
	%CB	%VC	5%/NA	NA	%CB	%VC	5%/NA	NA	%CB	%VC	5%/NA	NA	%CB	%VC	5%/NA	NA
NYSE	63.8	51.4	114	2,278	58.5	50.9	113	2,271	56.4	49.0	109	2,172	53.1	47.7	102	2,046
Francfort	77.8	85.5	37	741	73.0	64.0	35	700	67.2	85.9	34	681	67.2	85.9	34	678
Londres	80.7	59.8	98	1,957	75.7	68.8	102	2,046	72.4	70.2	102	2,041	72.0	70.8	101	2,014
Madrid	66.9	93.5	24	479	69.7	81.5	19	384	67.9	80.2	18	357	68.9	74.8	18	362
París	68.6	63.4	46	914	68.4	77.1	37	740	59.6	70.6	35	708	58.4	73.6	36	710
Tokio	58.1	62.0	92	1,838	59.8	59.9	90	1,805	49.5	42.9	88	1,766	49.5	42.9	86	1,714

Fuente: Federación Internacional de Bolsas (FIBV) y elaboración propia.

## CUADRO I-5

### NÚMERO DE SOCIEDADES ADMITIDAS A CONTRATACIÓN

El número total de sociedades admitidas a cotización en cada mercado (T) se divide en sociedades nacionales (N) y sociedades extranjeras (E), expresando los respectivos cocientes N/T y N/E en tanto por cien.

Mercados	1998					1997					1996					1995				
	T	N	N/T	E	N/E	T	N	N/T	E	N/E	T	N	N/T	E	N/E	T	N	N/T	E	N/E
NYSE	2,669	2278	85.35	391	14.65	2,626	2,271	86.48	355	13.52	2,476	2,172	87.72	304	12.28	2,242	2,046	91.26	196	8.74
Francfort	3,525	741	21.02	2784	78.98	2,696	700	25.96	1,996	74.04	1,971	681	34.55	1,290	65.45	1,622	678	41.80	944	58.20
Londres	2,423	1957	80.77	466	19.23	2,513	2,046	81.42	467	18.58	2,494	2,041	81.84	453	18.16	2,502	2,014	80.50	488	19.50
Madrid	484	479	98.97	5	1.03	388	384	98.97	4	1.03	361	357	98.89	4	1.11	366	362	98.91	4	1.09
París	1,097	914	83.32	183	16.68	924	740	80.09	184	19.91	897	708	78.93	189	21.07	904	710	78.54	194	21.46
Tokio	1,890	1838	97.25	52	2.75	1,865	1,805	96.78	60	3.22	1,833	1,766	96.34	67	3.66	1,791	1,714	95.70	77	4.30

Fuente: Federación Internacional de Bolsas (FIBV) y elaboración propia.

## CUADRO I-6

## VOLUMEN DE CONTRATACIÓN DE LAS EMPRESAS COTIZADAS

Importancia sobre el volumen de contratación en millones de dólares (VC) de los inversores nacionales (N) y de los extranjeros (E), que se denotan por los cocientes expresados en tanto por cien. Además, 97/98, 96/97 y 95/96 indican la variación anual en el volumen de contratación total en dichos intervalos.

Mercados		NYSE	Alemania	Londres	Madrid	París	Tokio
Sistema		TSV	REV	REV	REV	REV	TSV
1998	VC	7,283.8	1,491.8	2,886.2	640.3	2,053.3	750.7
	N	6,722.4	1,393.3	1,043.7	639.1	2,013.0	750.0
	N/VC	92.29	93.40	36.16	99.81	98.04	99.91
	E	561.4	98.5	1842.6	1.2	40.3	0.7
	E/VC	7.71	6.60	63.84	0.19	1.96	0.09
	97/98	26.88	39.72	45.07	50.92	45.20	-16.18
1997	VC	5,740.6	1,067.6	1,989.4	424.3	1,414.1	895.6
	N	5,255.7	1,019.7	833.1	424.1	1385.1	894.2
	N/VC	91.55	95.51	41.88	99.95	97.95	99.84
	E	484.9	47.9	1,156.2	0.20	29.04	1.39
	E/VC	8.45	4.49	58.12	0.05	2.05	0.16
	96/97	42.48	31.55	40.78	77.97	43.98	-4.53
1996	VC	4,028.9	811.6	1,413.2	238.4	982.2	938.1
	N	3,694.6	787.8	588.6	238.4	965.7	936.6
	N/VC	91.7	97.07	41.65	99.98	98.32	99.84
	E	334.3	23.8	824.5	0.06	16.52	1.52
	E/VC	8.3	2.93	58.35	0.02	1.68	0.16
	95/96	32.11	36.65	24.06	46.42	37.08	6.12
1995	VC	3,049.7	593.9	1,139.2	162.8	716.51	8,84.0
	N	2,789.1	580.1	512.3	162.8	705.9	883
	N/VC	91.45	97.68	44.97	99.99	98.53	99.88
	E	260.6	13.8	626.9	0.01	10.56	1.039
	E/VC	8.55	2.32	55.03	0.01	1.47	0.12

Fuente: Federación Internacional de Bolsas (FIBV) y elaboración propia.

## CUADRO I-7

## VOLUMEN DE OPERACIONES DE INVERSORES EXTRANJEROS EN LA BOLSA DE MADRID

Se indica el volumen de compras (C) y ventas (V) en millones de pesetas realizadas por los inversores extranjeros. La inversión neta se define por diferencia entre compras y ventas (C-V). La inversión total se define como la suma de compras y ventas (C+V). La relación entre compras y el volumen de contratación total (VC) se denota por C/VC y se expresa en tanto por cien.

Años	C	V	C-V	C+V	VC	C/VC
1991	1,650,953	1,340,998	309,955	2,991,951	3,691,564.00	44.72
1992	1,834,560	1,477,021	357,539	3,311,581	3,521,211.15	52.10
1993	3,030,205	2,104,444	925,761	5,134,649	5,528,825.27	54.81
1994	3,458,308	3,336,294	122,014	6,794,602	7,310,259.61	47.31
1995	3,455,327	3,001,241	454,086	6,456,568	6,597,942.06	52.37
1996	5,122,907	5,167,898	44,991	10,290,805	10,099,131.57	50.73
1997	10,249,479	10,318,200	68,721	20,567,679	20,497,935.63	50.00
1998	19,261,800	18,401,417	860,383	37,663,217	32,970,902	58.42

Fuente: Dirección General de Política Comercial e Inversiones Exteriores y Bolsa de Madrid.

## CUADRO I-8

## TENENCIA DE ACCIONES ESPAÑOLAS POR PARTE DE EXTRANJEROS

CB<sub>T</sub> es la capitalización bursátil total; CB<sub>E</sub> la capitalización bursátil de las acciones en poder de inversores extranjeros, ambas expresadas en miles de millones de pesetas. Su cociente se expresa en tanto por cien.

Año	CB <sub>T</sub>	CB <sub>E</sub>	CB <sub>E</sub> /CB <sub>T</sub>
1992	11,343	3,472	30.61
1993	16,899	5,810	34.38
1994	16,222	5,818	35.86
1995	18,390	6,754	36.73
1996	25,146	9,393	37.36
1997	35.618	12.669	35.57

Fuente: Banco de España y Bolsa de Madrid

## CUADRO I-9

## ACCIONES ESPAÑOLAS COTIZADAS EN OTROS MERCADOS BURSÁTILES

Los valores españoles contratados en Nueva York lo hacen en unidades ADRs (Certificados de Depósito de acciones extranjeras emitidos por el sistema de depósito de valores norteamericano). Se depositan las acciones extranjeras en un banco estadounidense que, a su vez emite ADRs a nombre de la empresa extranjera. Para evitar precios de las acciones poco usuales, los ADRs pueden representar una combinación de varias acciones extranjeras. Para BBV, Endesa, Repsol, BCH y Santander: un ADR por una acción. Para Argentaria: un ADR por media acción. Para Telefónica: un ADR por tres acciones

Mercado	Sociedades cotizadas
Nueva York	Argentaria, BBV, BCH, Endesa, Repsol, Santander y Telefónica.
Francfort	Asland, BBV, BCH, Cepsa, Dragados, Endesa, Ercros, Fasa Renault, Iberdrola, Inburesa, Repsol, Santander, Tabacalera y Telefónica.
Londres	BBV, BCH, Santander y Telefónica.
París	BCH, Popular, Santander y Telefónica.
Tokio	BCH, Santander y Telefónica.

Fuente: Bolsa de Madrid y elaboración propia.

## CUADRO I-10

## IMPORTANCIA DE LA CONTRATACIÓN DE VALORES ESPAÑOLES EN LA BOLSA DE NUEVA YORK

Porcentaje de contratación de los valores españoles en Nueva York, con respecto a la contratación en el Mercado Continuo español.

Sociedad	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
Argentaria			8.8	6.5	6.8	4.0	2.6	1.7
BBV	1.6	10.1	9.1	14.8	8.1	7.8	1.7	1.4
BCH	1.1	0.4	1.1	1.0	9.9	16.9	0.9	0.5
Santander	2.1	5.0	11.1	9.1	7.8	9.4	5.5	2.4
Endesa	53.3	43.4	23.4	15.7	26.8	7.6	4.9	3.3
Repsol	65.1	22.7	43.6	40.0	49.9	33.9	15.0	12.4
Telefónica	80.4	64.9	39.5	34.9	24.8	13.6	12.7	6.3
<b>Total</b>	<b>8.1</b>	<b>9.9</b>	<b>10.3</b>	<b>10.9</b>	<b>13.3</b>	<b>7.6</b>	<b>8.3</b>	<b>4.3</b>

Fuente: Comisión Nacional del Mercado de Valores y elaboración propia.

## CUADRO I-11

### CONTRATACIÓN DE VALORES ESPAÑOLES EN LAS BOLSAS INTERNACIONALES

El Panel A recoge el volumen de contratación de valores españoles en cuatro mercados bursátiles internacionales así como su contratación en la Bolsa de Madrid, expresados en millones de dólares. El Panel B muestra la variación relativa anual expresada en tanto por cien. El Panel C refleja el porcentaje que representa la contratación total de los valores españoles en los cuatro mercados bursátiles internacionales con respecto a la Bolsa de Madrid. Para 1988 no se considera la información sobre la contratación de valores españoles en París y Tokio por su poca representatividad.

	Mercado	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
Panel A	Nueva York	380,721.92	421,889.77	665,546.29	964,238.22	1,030,994.00	916,029.83	1,360,968.02	1,214,642.00
	Francfort	32,465.98	12,188.08	17,422.63	14,354.65	12,931.29	25,634.16	48,114.67	142,899.82
	París	7,706.07	3,618.42	4,408.11	3,057.60	2,377.73	4,818.95	16,783.66	—
	Tokio	17,521.38	2,411.33	3,137.57	1,078.28	1,075.63	2,363.42	3,702.21	—
	<b>TOTAL</b>	<b>438,415.35</b>	<b>440,266.00</b>	<b>690,673.00</b>	<b>982,902.00</b>	<b>1,047,542.00</b>	<b>949,080.00</b>	<b>1,429,723.00</b>	<b>1,357,541.82</b>
	Madrid	3,691,564.00	3,521,211.15	5,528,825.27	7,310,259.61	6,597,942.06	10,099,131.57	20,497,935.63	32,970,902.49
Panel B	Nueva York		10.81	57.75	44.88	6.92	-11.15	48.57	-10.75
	Francfort		-62.46	42.95	-17.61	-9.92	98.23	87.70	197.00
	París		-53.04	21.82	-30.64	-22.24	102.67	248.28	—
	Tokio		-86.24	30.12	-65.63	-0.25	119.72	56.65	—
	Madrid		-4.61	57.01	32.22	-9.74	53.06	102.97	60.85
Panel C	Nueva York	10.31	11.98	12.04	13.19	15.63	9.07	6.64	3.68
	Francfort	0.88	0.35	0.32	0.20	0.20	0.25	0.23	0.43
	París	0.21	0.10	0.08	0.04	0.04	0.05	0.08	—
	Tokio	0.47	0.07	0.06	0.01	0.02	0.02	0.02	—

Fuente: Bolsa de Madrid y elaboración propia.



---

## *Capítulo II*

---

### *Revisión Bibliográfica*

---



## II.1) Introducción

El estudio de las relaciones dinámicas entre los movimientos de los mercados bursátiles ha sido y es el objetivo de gran número de trabajos. Las metodologías utilizadas han sido diversas, destacando los análisis de correlación cruzada, de regresión, factorial, espectral, de componentes principales, de vectores autorregresivos (VAR) y de cointegración.

En este Capítulo se revisan con detalle los principales trabajos que analizan las interrelaciones entre los mercados bursátiles internacionales, destacando los aspectos que diferencian cada análisis en función de una serie de variables, como son las zonas geográficas, los índices bursátiles, el periodo muestral, la frecuencia temporal, la metodología utilizada<sup>1</sup> y los resultados alcanzados. Esta exhaustiva revisión facilitará la comparación objetiva con los análisis realizados en la presente tesis que se discuten en las revisiones bibliográficas de los respectivos capítulos.

El Capítulo se estructura como sigue: la Sección 2 se dedica a la diversificación internacional de carteras, la Sección 3 se centra en los comovimientos entre los mercados, la Sección 4 en las relaciones *lead-lag* y, la última en las relaciones a corto y largo plazo entre los mercados bursátiles.

## II.2) Diversificación internacional de carteras

Los primeros trabajos sobre interrelaciones entre los mercados bursátiles se centraban en el objetivo de la diversificación internacional de carteras, entendiendo ésta como la inversión en activos financieros no nacionales que permita reducir el riesgo de la cartera, sin disminuir la rentabilidad. La herramienta utilizada más comúnmente en este tipo de

---

<sup>1</sup> En el Cuadro 1 se clasifican los trabajos analizados a lo largo del presente Capítulo en función de la técnica estadística y/o econométrica que utilizan para el estudio de las interrelaciones entre los mercados bursátiles internacionales.

estudios es el análisis de correlación. A continuación se describen algunos de los principales estudios sobre este tema.

Uno de los autores pioneros en este tipo de estudios fue Grubel (1968) que define dos países y dos modelos de activos y demuestra que, en ausencia de correlación perfecta entre dos activos, la diversificación de la inversión provoca una reducción del riesgo para el inversor. En esta línea, Levy y Sarnat (1970) construyen carteras eficientes utilizando 28 índices bursátiles y detectan una reducción del riesgo sistemático a través de la diversificación internacional. Lessard (1973) lleva a cabo un análisis factorial, de correlación y de descomposición de la varianza en un conjunto de sociedades cotizadas en países latinoamericanos comparando los resultados con el mercado americano en el periodo 1958-1968. Concluye que para todo el periodo se pueden obtener beneficios sustanciales derivados de la diversificación internacional. En un trabajo clásico, Solnik (1974) investiga el efecto intrapaís frente a diversificación internacional desde el punto de vista de un inversor americano y de un inversor europeo. Estudia 300 sociedades cotizadas de 7 países europeos para el periodo 1966-1971 concluyendo que se pueden obtener significativas ganancias por la diversificación internacional de los inversores americano y europeo.

Para el caso español, Bergés (1984) analiza la teoría de carteras eficientes y la integración internacional del mercado español de capitales durante el periodo 1955-1980 utilizando acciones cotizadas de la Bolsa de Madrid, Nueva York, Londres y Toronto. Obtiene que la composición internacional de las carteras de los inversores españoles es, en promedio, una centésima parte de lo predicho por la teoría de carteras eficientes para un mercado internacionalmente integrado. Este resultado parece lógico ya que hasta 1979 estaba prohibida la adquisición de títulos extranjeros por inversores españoles y, además, la volatilidad de los títulos en el mercado español es considerablemente inferior a la observada en los mercados extranjeros más eficientes, como es el caso de los mercados americano y

anglosajón. Elton y Gruber (1991) analizan los beneficios históricos y futuros de diversificar internacionalmente una cartera de acciones, desde el punto de vista del inversor español, utilizando los índices bursátiles de 18 mercados internacionales para el periodo 1980-1988 a partir del rendimiento medio anual de cada mercado. Concluye que la diversificación internacional reduce el riesgo de forma uniforme y generalizada, aún cuando en los mercados internacionales los rendimientos sean inferiores que en el mercado local, detectándose que el efecto del tipo de cambio no influye en el análisis de correlación.

En un trabajo reciente, Sinclair *et al.* (1997) investigan la estabilidad temporal de los rendimientos de 16 mercados de valores europeos utilizando dos técnicas: el análisis de la varianza para identificar la variabilidad intertemporal y la variabilidad entre mercados a lo largo de 24 subperiodos trimestrales en el periodo 1989-1994, y el análisis cluster para identificar grupos de mercados que exhiban unas pautas de comportamiento similares. Los resultados obtenidos indican que, a pesar de que las ganancias potenciales derivadas de la diversificación internacional de carteras son sustanciales, la falta de estabilidad intertemporal en la composición de la cartera óptima de un periodo a otro hace que sea complicado realizar dichas ganancias en la práctica.

En resumen, puede decirse que la evidencia empírica conduce a que la diversificación internacional de carteras reduce el riesgo manteniendo, por lo general, la rentabilidad. Habrá que esperar unos años para detectar los efectos de la integración de los mercados (o de la globalización financiera) en la diversificación internacional que posiblemente lleven a reducir la incidencia en el riesgo de las carteras.

### II.3) Co-movimientos de los mercados de Renta Variable

Tras el primer bloque de trabajos, destaca un segundo grupo de aplicaciones empíricas sustentadas en nuevas técnicas estadísticas, cuyo principal objetivo son las cuestiones específicas de los movimientos de los precios de los mercados bursátiles internacionales, relegando a un segundo plano la diversificación internacional. En concreto, estudian los factores que pueden causar los movimientos en los mercados a través de técnicas como el análisis cluster o el análisis de componentes principales. Además, estos estudios van encaminados a interpretar el movimiento de los mercados en momentos en los que pueden ver alterada su dinámica habitual —sirva de ejemplo el *crash* de 1987—. En definitiva, analizan lo que se ha venido en denominar los *flujos de información* entre los mercados.

Grubel y Fadner (1971) analizan la interdependencia entre los mercados bursátiles de Estados Unidos (USA), Reino Unido (UK) y Alemania Occidental, en el periodo 1965-1967, obteniendo una mayor correlación entre las empresas que exportan más de lo que importan, sin detectar cambios en los resultados al eliminar el efecto del tipo de cambio. Posteriormente, Ripley (1973) utiliza el análisis factorial para investigar la fuente de co-movimientos entre 19 países a lo largo del periodo 1960-1970. Detecta una serie de factores relevantes para más de la mitad de los movimientos entre los mercados, aunque no muestra ninguna evidencia de que esta relación sea estable. En esta misma línea, Panton *et al.* (1976) emplean el análisis clúster para verificar la estabilidad intertemporal de la estructura de co-movimientos. Utilizan 12 mercados bursátiles en el intervalo 1963-1972 que muestran una considerable estabilidad de la estructura de correlación de los índices para los subperiodos de dos años y una estabilidad estructural débil para los subperiodos de cinco años. Hilliard (1979) estudia la estructura de 10 mercados de valores en el periodo 1973-1974 —crisis del petróleo—, mediante el análisis espectral

determinando un movimiento conjunto en los países de un mismo continente, mientras que rechaza que sea así en países que no lo son.

La asincronía de los movimientos entre los mercados bursátiles ha sido explicada por las barreras establecidas a los flujos internacionales de capitales, los controles de cambios, la falta de libre negociación entre fronteras, las distintas políticas gubernamentales y los impuestos discriminatorios a la inversión de capitales extranjeros, entre otros. Adler y Dumas (1983), sin embargo, argumentan que las pequeñas correlaciones entre los índices bursátiles internacionales son de forma general consistentes con la perfecta integración de los mercados de capitales, ya que pueden ser el resultado de las diferencias existentes en factores económicos reales.

Schöllhammer y Sand (1985) analizan las interdependencias entre los mercados de valores de Suiza y de los Estados Unidos de América (USA) y los de los principales países del Mercado Común Europeo, durante el periodo 1981-1983, a través del análisis de correlación. Los resultados manifiestan un grado de interdependencia significativo entre los movimientos de los precios bursátiles de USA, UK, Alemania, Suiza y Holanda.

Medewitz *et al.* (1991) examinan el grado de integración entre los mercados de valores de 18 países industrializados en el periodo 1978-1988, concluyendo que, a medida que avanza el tiempo, aumenta la interdependencia entre los mercados, especialmente en el intervalo 1984-1988. Además, no se detectan cambios sustanciales en los resultados por eliminar el efecto del tipo de cambio.

Con una metodología diferente, Tang (1995) examina la estabilidad intertemporal en los co-movimientos de los mercados de valores. La muestra consiste en los índices bursátiles de 12 mercados en el periodo 1981-1992. Su metodología se basa en el test M de Box y los resultados que obtiene indican

que, al contrario de los trabajos previos, los co-movimientos de los mercados bursátiles son estables y en general las matrices de correlación de rendimientos expresados en dólares son menos estables que los expresados en moneda local.

Martínez y Cabezas (1997) en un estudio de los efectos de las crisis internacionales sobre 6 bolsas internacionales durante el periodo 1985-1996, determinan que existe una creciente correlación a partir del *crash* del 1987 y destacan que las crisis bursátiles han contribuido a que los mercados se muevan conjuntamente. En su opinión, las bolsas europeas están más relacionadas entre ellas que con USA y Japón.

Cheng (1998) contrasta la relación entre los mecanismos de transmisión de los movimientos en los mercados bursátiles y los indicadores económicos del Reino Unido (UK) y USA, en el periodo 1965-1988, utilizando una aproximación analítica de factores y un análisis de correlación canónica. Los resultados muestran que las economías americana e inglesa están muy relacionadas, aunque el ciclo económico de la primera parece liderar al de la segunda dado que la economía de USA es más influyente que la de UK. Estos resultados están de acuerdo con el supuesto de elevado nivel de integración entre ambos mercados de valores, detectándose relaciones *feedback* entre ellos.

Por último, en un trabajo original en cuanto a la técnica de análisis utilizada, Peiró *et al.* (1998) analizan la transmisión de información entre tres mercados bursátiles no solapados en el horario de negociación, durante el periodo 1990-1992. La metodología tradicional de análisis de correlación y de regresión se complementa con la estimación de ecuaciones simultáneas no lineales. Los resultados obtenidos indican que USA es el mercado más influyente, mientras que Tokio es el más sensible.<sup>2</sup>

---

<sup>2</sup> En el Anexo 1 se encuentra una descripción detallada de los trabajos enunciados en esta Sección.

En síntesis, se puede afirmar que los trabajos analizados denotan interdependencias entre los principales mercados bursátiles, especialmente en aquellos que se encuentran geográficamente más próximos debido a la existencia de barreras a los flujos internacionales de capitales. Sin embargo, parece desprenderse de los resultados alcanzados por la mayoría de los estudios que el rol de líder en los co-movimientos entre los mercados bursátiles internacionales se encuentra en poder de la Bolsa de Nueva York.

#### **II.4) Relaciones *lead-lag***

Una cuestión planteada con frecuencia en los estudios empíricos sobre la integración de los mercados bursátiles internacionales es si un mercado de forma sistemática lidera los movimientos de otro mercado, o de todos los mercados del mundo. Si realmente existe esta relación, denominada en la literatura financiera como *lead-lag*, surge la pregunta de si es lo suficientemente prolongada y significativa como para ser explotada y poder beneficiarse de ella.

Empleando modelos de regresión con variables adelantadas y retardadas, Agmon (1972) estudia 4 mercados para el periodo 1961-1966, y concluye que los cambios en los precios del mercado americano provocan una respuesta en el resto de mercados en un mes.

Un trabajo que sirve de referencia obligada es el de Eun y Shim (1989), quienes utilizando la metodología de vectores autorregresivos (VAR) para 9 mercados en el intervalo 1979-1985, investigan el mecanismo de transmisión de los movimientos de los mercados bursátiles y determinan que las innovaciones de USA son transmitidas rápidamente a otros mercados, pero no a la inversa. Con precios de apertura y de cierre, Becker *et al.* (1990) estudian la relación entre el mercado de valores americano y el japonés aplicando el análisis de regresión con variables adelantadas y retardadas en el intervalo 1985-1988. Concluyen manifestando que el

mercado americano influye de forma muy relevante en el mercado japonés, pero no a la inversa.

En esta línea, Brocato (1990) estudia las interrelaciones entre los 6 principales mercados bursátiles en el periodo 1980-1987, mediante la metodología VAR, la descomposición de la varianza y la función impulso respuesta. Los resultados revelan que el Reino Unido, Canadá y Hong Kong presentan una interrelación más intensa con Japón que con Estados Unidos. Además, USA es el mercado menos influido, pero no el más influyente, que es Japón.

Hamao *et al.* (1990) estudian la interdependencia a corto plazo de los rendimientos en los 3 principales mercados bursátiles mundiales, distinguiendo entre precio de apertura y cierre (como Becker *et al.* (1990)) expresados en dólares para el periodo 1985-1988. La técnica utilizada es el análisis de correlación, obteniendo una correlación positiva, contemporánea y significativa entre los rendimientos de Nueva York y Londres y entre Tokio y Londres, así como retardada entre Nueva York y Tokio. En cambio, se observa una importante correlación negativa y retardada entre Nueva York y Londres y pequeña pero positiva entre los rendimientos contemporáneos de Nueva York y Tokio. Por último, no detectan cambios sustanciales en los resultados trabajando con las series expresadas en moneda local o en dólares.

Otro trabajo de referencia obligada básica es el de Jeon y Von Furstenberg (1990) que estudian las interrelaciones provocadas por el *crash* de 1987, así como el efecto fin de semana utilizando variables ficticias en los 4 mercados bursátiles más importantes y durante el periodo 1986-1988. La metodología se basa en la modelización ARIMA, el estudio de los componentes principales y el análisis VAR (función impulso-respuesta). Resumen sus resultados indicando que el *crash* bursátil de 1987 ha contribuido a la internacionalización de los mercados y que no se detectan



relaciones entre los rendimientos de los mercados bursátiles y otras variables relevantes — el tipo de cambio, el precio del petróleo, el precio del oro—.

Cochran y Mansur (1991) estudian la interrelación entre el mercado americano y 7 mercados bursátiles internacionales desde 1980 hasta 1989. Aplicando el test de causalidad de Granger (1969) no detectan causalidad robusta de forma general y para todo el periodo, afirmando que los rendimientos se determinan en general de forma contemporánea para los mercados analizados.

En la línea de los trabajos anteriores siguiendo con la metodología VAR pero con una muestra más actual, Espitia y Santamaría (1991) estudian la diversificación internacional de las inversiones en activos financieros en 8 mercados de valores durante el periodo 1987-1990 subdividiendo la muestra en tramos de tendencia. Los resultados revelan un elevado nivel de integración en los mercados a través del análisis gráfico y de correlación. Además, en lo que respecta al estudio de las respuestas ante innovaciones en los mercados, concluyen que el mercado americano resulta ser el más influyente ya que explica un gran porcentaje de las innovaciones de los demás mercados, siendo a su vez el más exógeno. Las conclusiones de este trabajo coinciden con las obtenidas por Eun y Shim(1989) y Jeon y Von Furstemberg (1990).

En un estudio de la estabilidad en las relaciones entre los mercados de valores a lo largo del tiempo, Koch y Koch (1991) analizan las relaciones *lead-lag* entre los rendimientos diarios de ocho índices bursátiles mundiales expresados en dólares para tres años 1972, 1980 y 1987 de forma independiente. Plantean un sistema de ecuaciones simultáneo, introduciendo variables ficticias para cada día de la semana y aplican el test de Chow con el fin de contrastar la estabilidad estructural a lo largo de los tres años analizados. Observan un incremento en la interdependencia a

medida que transcurre cada uno de los tres periodos analizados en cada área geográfica. A partir de 1972 el mercado japonés tiende, cada vez en menor medida, a seguir el resto de mercados, no detectando un cambio en la estructura en ninguno de los 3 periodos.

Becker *et al.* (1992), en la línea de su trabajo de 1990, examinan la correlación entre USA y Japón con datos de alta frecuencia, para el periodo 1985-1989, detectando una sustancial correlación durante la primera hora de negociación en Tokio con respecto al rendimiento apertura-cierre de Nueva York del día anterior. En cambio, para el resto de las horas, obtienen que son independientes. Los autores generan, asimismo, series con rendimientos superiores a un 1,5% y observan que aumenta la correlación, lo que significa que los mercados están más integrados cuando se producen cambios importantes en las cotizaciones. Las correlaciones entre los rendimientos del tipo de cambio y el índice no son significativas.

Peña (1992) investiga la influencia de los cambios de precios diarios de 6 de los principales mercados bursátiles sobre la Bolsa de Madrid en el periodo 1990-1991. Utiliza como metodología el análisis de correlación, los modelos VAR, la función impulso respuesta y la descomposición de la varianza del error de predicción. La evidencia obtenida apoya la hipótesis de que la Bolsa de Nueva York es el mercado más influyente y sugiere la presencia de un pequeño grado de integración internacional de los mercados de capitales analizados. Sin embargo, descontando las correlaciones contemporáneas, la influencia de los rendimientos de los mercados extranjeros explica, aproximadamente, entre un veinte y un cuarenta por ciento de la variabilidad de los rendimientos domésticos. En el caso concreto de Madrid, se detecta una influencia relevante de las innovaciones de Nueva York en el sentido de aumentar la correlación de los rendimientos contemporáneos. Los resultados presentados sugieren la presencia de un alto grado de eficiencia informativa.

Ratner (1992) analiza un modelo de regresión lineal entre los siete países más industrializados, para el periodo 1973-1989, siguiendo la metodología de Agmon (1972). Las ecuaciones del modelo de mercado se construyen con el rendimiento del índice de USA como variable dependiente, mientras que las variables independientes son los rendimientos de cada índice internacional. A partir de este estudio de la relación *lead-lag* llega a la conclusión de que se produce una estabilidad intertemporal de las relaciones, lo que es consistente con las ventajas derivadas de la diversificación internacional.

En la línea de Cochran y Mansur (1991), Smith *et al.* (1993) estudian las posibles interdependencias entre los 4 principales mercados bursátiles mundiales, en el periodo 1979-1991, mediante el test de causalidad bivalente de Granger. Obtienen que el *crash* de 1987 causa inestabilidad en el mercado americano que se transmite al resto de los mercados del mundo. En cambio, sin tener en cuenta el mes de octubre de 1987, se observa una falta de causalidad en el sentido de Granger, generando así una posibilidad clara de diversificación internacional.

En un trabajo original en cuanto a los datos utilizados y a sus conclusiones, Aggarwal y Park (1994) estudian la transmisión de información entre los mercados bursátiles de Nueva York y Tokio, entrando en la problemática del uso de los precios de apertura y cierre frente a la utilización, sólo, de los precios de cierre.<sup>3</sup> Finalmente utilizan precios de apertura y cierre de los contratos de futuro sobre los índices bursátiles, así como de los correspondientes al mercado de contado del Nikkei 225 y S&P 500, para el periodo (1987-1991). La metodología utilizada consiste en el análisis de regresión y de correlación, planteando la posibilidad de que

---

<sup>3</sup> Se trata de dos problemas importantes, por un lado, el precio de apertura puede no recoger el movimiento de todas las acciones que componen el índice (por el hecho de no haberse negociado todas ellas en el periodo de cálculo de dicho precio) y, por otro, a que existe una mayor distancia horaria entre el cierre de Tokio y la apertura de Nueva York, que a la inversa. Por todo ello, Aggarwal y Park (1994) proponen una solución que consiste en considerar los precios de apertura y cierre del contrato de futuro que, de alguna forma mitigan los problemas enunciados.

influencias detectadas del mercado americano sobre el japonés, en estudios previos, sean debidas a un error en el contenido de los precios de apertura y que, por tanto, si este error es subsanado, las influencias pueden ir en los dos sentidos. Las conclusiones a las que se llega revelan, a diferencia de todos los trabajos precedentes, una causalidad bidireccional.

Brocato (1994) proporciona evidencia de las relaciones entre los principales mercados de valores en la década de los ochenta. Su estudio se centra en 6 Bolsas de valores durante los 7 primeros años de la década de los ochenta y utiliza las técnicas del análisis de correlación, la metodología VAR y la descomposición de la varianza del término de error. Constató alteraciones en las relaciones entre los mercados en el periodo analizado, siendo el mercado americano el más influyente de los analizados.

Espitia y Santamaría (1994) siguiendo en la línea de su trabajo de 1991, analizan la racionalidad económica de la diversificación internacional en los principales mercados de valores de la Comunidad Económica Europea (CEE), Japón y USA. Amplían el tamaño muestral (1987-1992) y trabajan con los índices en moneda local, expresados en dólares y en francos suizos. Siguiendo la misma metodología que en su anterior trabajo obtienen que la correlación contemporánea entre los índices expresados en moneda local o en Francos suizos no sufre importantes cambios, resultado que confirma la elevada integración de los mercados a escala mundial. Si la moneda de referencia fuera el dólar, las influencias entre los mercados hubieran caído drásticamente, dada la estrecha relación entre la divisa americana y el comportamiento general de la economía. En efecto, cuando se expresa todos los índices en dólares, se está descontando al mismo tiempo información económica relevante para el precio de las acciones, siendo esta la razón que esgrimen los autores para elegir el Franco Suizo, frente al dólar, como moneda de referencia.

Jimeno (1995) estudia las interrelaciones entre cuatro mercados bursátiles para el periodo 1992-1993. La contrastación la realiza con un modelo de efecto contagio propuesto por King y Wadhawani (1990), detectando un aumento en el efecto contagio entre Madrid y Tokio y una disminución entre Madrid, Londres y Nueva York, debido a la asincronía de las perturbaciones entre Madrid y Tokio y al solapamiento en épocas de inestabilidad entre Madrid, Londres y en menor medida Nueva York.

Gjerde y Saettem (1995) estudian las relaciones de causalidad y las interacciones dinámicas de los rendimientos de índices bursátiles de 10 países utilizando una muestra de datos diarios de 1984 a 1994. Se plantean un modelo de vectores autorregresivos multivariante, analizando la función impulso-respuesta. Los resultados muestran que el mercado americano tiene una influencia significativa en los rendimientos de todos los países, excepto Italia. No existe una sustancial influencia intercontinental de los mercados europeos frente a Nueva York o Tokio. Además, a través de la función impulso respuesta, se muestra una rápida transmisión de información entre los mercados avalando, según los autores, la eficiencia internacional de los mercados. No se detecta causalidad en los dos sentidos, sino que USA es el más influyente. El mercado americano es el más exógeno ya que con 25 retardos explica el error de predicción de la varianza en un 90,6% y un *shock* del mercado americano es absorbido de forma rápida por el propio mercado y los restantes. Este resultado es consistente con la estructura de los distintos horarios de negociación, confirmándose así la hipótesis de la asignación de información eficiente entre los mercados de valores internacionales. Por último, se detecta que el mercado japonés no influye en el resto de los mercados, pero está influido en un 13% por USA.

Friedman y Shachmurove (1997) analizan las interrelaciones entre ocho mercados bursátiles de la CEE durante el periodo 1988-1994. Según el análisis de causalidad de Granger se concluye que los mercados son ineficientes, dado que los rendimientos son predecibles por otros mercados

en periodos anteriores. Sin embargo, el análisis de la función impulso-respuesta indica que las innovaciones entre los mercados son transmitidas en uno o dos días a lo sumo. El Reino Unido es el mercado más destacado, ya que explica la mayor parte de sus propias innovaciones y, a su vez, partes significativas de las innovaciones en otros mercados. En general, los mercados más importantes, como Francia y Alemania, influyen a los países más próximos. Por el contrario, los mercados pequeños, como Bélgica, Dinamarca e Italia, no influyen en otros mercados.

Wu y Su (1998) estudian las relaciones dinámicas a corto plazo entre los mercados bursátiles internacionales de 4 mercados de valores en el periodo 1987-1991. Utilizando el análisis de correlación y la metodología VAR para todo el periodo y dividido en dos subperiodos 1982-1987 y 1987-1991, detectan al igual que Hamao *et al.* (1990) un cambio en la correlación entre los mercados a lo largo del tiempo. La correlación cruzada de los rendimientos pasados de los mayores mercados con los menores es más importante que a la inversa. Tras el *crash* de 1987, sigue siendo el mercado americano el que mayor influencia ejerce sobre el resto de los mercados.

Por último Janakiramanan y Lambda (1998) se centran en la metodología VAR y, en concreto, en la descomposición de la varianza del error de predicción y la función impulso-respuesta, para determinar las relaciones de influencia entre los principales mercados de la zona del sudeste asiático, Oceanía y USA durante el periodo 1988-1996. Los resultados indican que el mercado americano influye a todos los mercados, excepto a Indonesia que se encuentra relativamente aislado del resto. Si se excluye el mercado americano, se observa que el mercado más sensible a este efecto es el de Nueva Zelanda, que cierra en primer lugar cada día de todos los considerados. Además, las innovaciones de Estados Unidos son transmitidas de forma rápida a los otros mercados en el plazo de un día.<sup>4</sup>

---

<sup>4</sup> En el Anexo 2 se encuentra una descripción detallada de los trabajos enunciados en esta Sección.

En resumen, estos trabajos permiten determinar —mediante técnicas econométricas basadas en el uso de los rendimientos de los índices bursátiles retardados y/o adelantados— como los mercados bursátiles de mayor envergadura, y especialmente la Bolsa de Nueva York, son los más influyentes, máxime en periodos recientes. Este resultado puede confirmar la supuesta tendencia de los gestores de carteras internacionales a dirigir sus inversiones a mercados emergentes, con el fin de conseguir una adecuada diversificación internacional de carteras.

### II.5) Relaciones a corto y largo plazo

Un paso adelante en las investigaciones de los flujos de información entre mercados ha sido el desarrollo de la metodología de cointegración, que verifica la existencia de relaciones de equilibrio a largo plazo y, como derivación, el mecanismo de corrección de error (MCE) que combina la faceta del corto y del largo plazo. En este apartado se hará hincapié en los estudios que han utilizado estas técnicas para determinar las interrelaciones entre los mercados bursátiles internacionales.

Dwyer y Hafer (1988) examinan las correlaciones entre los índices bursátiles expresados en dólares de 4 mercados de valores utilizando la metodología de cointegración de Engle y Granger (1987), con datos diarios en los seis meses que rodean el *crash* de 1987 y datos mensuales para el periodo 1957-1987. Determinan que para la muestra diaria todos los mercados están cointegrados, mientras que, con datos mensuales solo durante el periodo 1973-1987.

Taylor y Tonks (1989) estudian el impacto de la abolición del control de tipo de cambio en el grado de integración de UK y 4 mercados bursátiles, para el periodo 1973-1986, encontrando relaciones de cointegración entre UK y los mercados no americanos. A través de un modelo de corrección de

error obtienen que UK adelanta a dichos mercados a partir de 1979 lo que implica, según los autores, que los mercados no son eficientes.

Malliaris y Urrutia (1991) examinan las relaciones de causalidad entre los índices diarios de los 4 principales mercados bursátiles durante dos meses alrededor del *crash* de 1987, así como 5 meses antes y 13 meses después. Utilizan el test de cointegración de Durbin-Watson y de Engle y Granger (1987), así como el test de causalidad de Granger y Sims modificado. Concluyen que la incidencia de la cointegración ha disminuido de forma significativa después del *crash*. No se han encontrado relaciones de causalidad a lo largo de los subperiodos. Sin embargo, algunos ejemplos de causalidad contemporánea se ponen de manifiesto de forma especial en el periodo del *crash* de septiembre a noviembre de 1987.

Chan *et al.* (1992) estudian las interrelaciones entre los principales mercados asiáticos y el mercado americano, para el periodo 1983-1987. La metodología utilizada es el test de cointegración propuesto por Engle y Granger (1987) y los resultados que obtienen no detectan relaciones de cointegración conjuntas. Encuentran evidencia de eficiencia en sentido débil de forma individual y colectiva para el largo plazo, lo que implica que la diversificación internacional entre estos países es efectiva.

Malliaris y Urrutia (1992) repiten su trabajo del año 1991, pero consideran ahora seis mercados, si bien, el periodo muestral se reduce. Los resultados revelan que en octubre de 1987 existe una causalidad contemporánea en los dos sentidos, indicando que el *crash* comienza de forma simultánea en todos los países. Para el resto de los periodos los resultados no son concluyentes.

Kasa (1992) trata de determinar las relaciones a largo plazo entre los cinco principales mercados de valores del mundo en el intervalo 1974-1980. La muestra se expresa en dólares y se deflacta por el índice de precios al



consumo de USA. La metodología utilizada es el test de cointegración multivariante propuesto por Johansen (1988), obteniendo que existen tendencias comunes a largo plazo para las dos frecuencias muestrales consideradas (mensual y trimestral). En concreto, se afirma que existen cuatro vectores de cointegración, por lo que el precio de los índices de los mercados bursátiles de los 5 mayores países industriales se encuentra cointegrado alrededor de una tendencia estocástica.<sup>5</sup>

Abbott y Chow (1993) analizan las relaciones de cointegración entre los índices bursátiles de 7 países de la CEE, con datos mensuales y para el periodo 1959-1991. Utilizan la metodología de regresiones de cointegración canónicas.<sup>6</sup> Los resultados muestran relaciones de cointegración para los 7 países, así, la información relevante puede obtenerse observando el comportamiento de carteras equivalentes y tomar decisiones de inversión con un mayor grado de fiabilidad que considerando mercados aislados.

Arellano (1993) tiene como principal objetivo precisar hasta qué punto el comportamiento del índice bursátil mejicano tiene una relación estable de largo plazo con los movimientos del índice Dow Jones Industrial (DJI), en el intervalo 1980-1990. Utiliza la técnica de cointegración propuesta por Engle y Granger (1987) y desglosa el efecto del DJI en una componente permanente y una transitoria a través de la modelización ARIMA, de tal forma que el componente permanente está compuesto por el modelo ARIMA y el transitorio por la diferencia entre la parte permanente y el verdadero valor.<sup>7</sup> Concluye que los movimientos del DJI influyen directamente en la Bolsa mejicana aunque empíricamente sólo se detecta una relación de cointegración para el periodo 1986-1990, atribuyendo este hecho a la estabilidad de tipos de cambio que reinó en este periodo. Al descomponer el índice DJI en sus componentes, permanente y transitorio, se comprueba que

---

<sup>5</sup> Este resultado será objeto de importantes críticas en trabajos posteriores.

<sup>6</sup> Para profundizar en el tema véase Park (1992).

<sup>7</sup> Según hacen Beveridge y Nelson (1981) y Miller (1988).

los movimientos de la Bolsa Mexicana responden, principalmente, a los cambios transitorios del DJI.

Arshanapalli y Doukas (1993) estudian las interrelaciones entre los 5 mayores mercados bursátiles del mundo, antes y después del *crash* de 1987, en el intervalo 1980-1990. Se basan en la metodología de cointegración propuesta por Engle y Granger (1987), contrastando la causalidad a través de un modelo de corrección de error. Dividen la muestra en 2 periodos —1980-1987 y 1987-1990— e incluyen el efecto del tipo de cambio de la moneda local respecto al dólar, si bien, su efecto es muy débil. Para toda la muestra se detecta que los mercados de Japón, Reino Unido y Francia están cointegrados con el mercado americano, sin embargo, no se observan relaciones de cointegración entre los mercados europeos y el japonés. No detectan relaciones de cointegración antes del *crash*, pero sí después, al igual que para todo el periodo completo. En el periodo posterior al *crash* se manifiesta una causalidad en un sentido, de USA hacia los países europeos y se ha incrementado el grado de integración internacional excepto en el caso de Japón.

Byers y Peel (1993) estudian las interrelaciones entre cinco mercados a lo largo del periodo 1979-1989 teniendo como punto de referencia la abolición de los controles de cambio en UK y expresando los índices bursátiles de referencia en términos de libras esterlinas. La metodología se basa en los tests de cointegración de Engle y Granger (1987) y Johansen (1988), para el análisis bivariante y multivariante, respectivamente. Se detectan débiles relaciones de cointegración tanto dos a dos como en conjunto, con la excepción de que UK y Japón se encuentran cointegrados. A pesar de ello, al tener un coeficiente pequeño, plantean la existencia de posibilidades de diversificación.

Chan y Lai (1993) analizan la existencia de posibilidades de diversificación internacional de carteras entre catorce mercados bursátiles

en el intervalo 1988-1990. Siguiendo la metodología de Engle y Granger (1987), los resultados del test de cointegración sugieren que la mayoría de los mercados de valores presentan algún grado de interdependencia en los precios bursátiles. Por ello, debe de ser difícil que un inversor alcance una diversificación de carteras internacional eficiente, a través de una composición aleatoria de mercados de valores. Ahora bien, si elimina de la cartera objetivo los mercados que presentan una relación de equilibrio a largo plazo más significativa (Londres y Nueva York), la diversificación puede ser más efectiva.

Corhay *et al.* (1993) testan el número de tendencias estocásticas comunes en cinco mercados bursátiles europeos, en el periodo 1975-1991, siguiendo la metodología de Johansen (1988). Detectan un vector de cointegración para el conjunto de índices europeos por lo que siguen una tendencia estocástica común. Si se establece la restricción de que el mercado italiano no influye en la relación a largo plazo, se acepta la hipótesis de que el mercado italiano no se encuentra cointegrado con el resto de los mercados analizados.

Blackman *et al.* (1994) estudian si existen relaciones de equilibrio a largo plazo entre los precios de los diecisiete mayores mercados bursátiles y un índice supranacional (compuesto por 20 países y 1466 sociedades) para el periodo 1970-1989 expresados en moneda local y en dólares. Dividen la muestra en dos subperiodos 1970-1979 y 1984-1989. Utilizan el test de cointegración de Engle y Granger (1987), determinando relaciones de cointegración en el segundo subperiodo, por lo que en los años 70 cabría la posibilidad de obtener más beneficios potenciales por la diversificación internacional de carteras que en la década de los 80.

Chou *et al.* (1994) se plantean determinar la existencia de relaciones a largo plazo entre los seis principales mercados bursátiles en el periodo 1976-1989. Para ello trabajan con los índices en moneda local y en dólares,

utilizando como metodología el test de cointegración multivariante de Johansen (1988). Dividen la muestra en bloques de variables y en dos subperiodos iguales.<sup>8</sup> Los resultados manifiestan que los seis índices están cointegrados e indican que existe una relación a largo plazo entre los mismos para todo el periodo, si bien, al dividir la muestra se observa que las interrelaciones son más fuertes a medida que avanza el tiempo. En concreto, los europeos están más relacionados con USA y Canadá que con Japón. No se encuentran diferencias ostensibles en los resultados por transformar los datos a una misma moneda.

Chowdhury (1994) estudia la interrelación entre cuatro nuevos países industrializados asiáticos (NIEs) con USA y Japón, durante el periodo 1986-1990. Utilizando el test de cointegración multivariante de Johansen y Juselius (1990). Verifica las relaciones a largo plazo entre los países y, a continuación, determina un modelo de corrección por el error con el que estudia las relaciones de causalidad a corto y largo plazo así como la función impulso-respuesta y la descomposición de la varianza del error de predicción. Los resultados revelan relaciones significativas entre los mercados bursátiles de Hong Kong y Singapur y los de Japón y USA. Además, USA influye a todos los mercados, pero ninguno influye sobre él y, así mismo, se detecta una importante interrelación entre USA y Japón.<sup>9</sup> Por último, es de destacar que la influencia que ejerce Japón sobre los NIEs —Nuevos países industrializados— es mayor que la de USA. Allen y Macdonald (1995) estudian el comportamiento a largo plazo de 16 mercados de valores para el periodo 1970-1992, con el objetivo de analizar los beneficios derivados de la diversificación internacional. Se utiliza la metodología de cointegración de Engle y Granger (1987) y de Johansen (1988) siendo comparados los resultados para el análisis bivariante y multivariante. Los resultados son muy similares en el entorno bivariante,

---

<sup>8</sup> Tal y como hacen Taylor y Tonks (1989), pero éstos para un modelo bivariante.

<sup>9</sup> Al igual que Aggarwal y Park (1994) y, a diferencia de otros como es el caso de Eun y Shim (1989) y Arshanapalli y Doukas (1993), los cuales no detectan esa interrelación.

en el que no se detecta relaciones de cointegración y, por tanto, existe un potencial beneficio derivado de la diversificación internacional de carteras a largo plazo, mientras que en el entorno multivariante las diferencias son muy significativas.

Chung y Liu (1994) analizan la existencia de tendencias estocásticas comunes entre USA y cinco mercados asiáticos en el intervalo 1985-1992. Utilizando la técnica de cointegración y la función impulso-respuesta. Los resultados derivados del análisis multivariante detectan la presencia de dos vectores de cointegración. Además, la mayoría de las variables tienen la misma velocidad de ajuste en el corto plazo. El análisis de la función impulso-respuesta sugiere ajustes rápidos a corto plazo.

Rogers (1994) examina las relaciones entre los mercados bursátiles del sudeste asiático y el mercado americano en el periodo 1986-1990. Su principal interés es examinar el efecto de las barreras de entrada en la transmisión de *shocks* de los mercados bursátiles. Sus resultados indican que, en los mercados sin barreras de entrada, el *crash* de 1987 ha supuesto un incremento sustancial de la volatilidad y del co-movimiento de los mercados, si bien este efecto es temporal y vuelve a la normalidad tras el periodo de crisis.

Arshanapalli *et al.* (1995) analizan la posible presencia de tendencias estocásticas comunes entre Estados Unidos y los mercados bursátiles asiáticos durante los años 1986-1992. Utilizan el test de cointegración propuesto por Johansen (1988). La evidencia empírica detecta una relación de equilibrio a largo plazo entre todos los mercados durante el periodo *post-crash*, indicativo, según los autores, de un incremento de las actividades de arbitraje entre el mercado americano y los mercados asiáticos a partir del *crash* de 1987.

Corhay (1995) investiga la relación entre los cinco principales mercados de Asia-Pacífico a lo largo de veinte años (1972-1992). La metodología utilizada es el análisis de cointegración multivariante propuesto por Johansen (1988), mediante el que se detecta la existencia de un vector de cointegración, si bien con el análisis de causalidad esta aparente similitud en el comportamiento de los mercados varía hacia aspectos regionales, es decir, existen relaciones de causalidad independientes entre los mercados de la zona de Asia y de la del Pacífico.

Cashin *et al.* (1995), mediante la metodología de cointegración de Johansen (1988) determinan los mercados bursátiles con comportamiento similares y, además, analizan el efecto contagio utilizando los MCE. Los resultados del test de cointegración determinan un incremento en la integración de los mercados emergentes durante los años 90. Sin embargo, los mercados industrializados estaban integrados desde el principio del mismo periodo. Por último, estudian el contagio ante *shocks* locales y globales, detectando que los *shocks* locales desaparecen en unas pocas semanas, mientras que los globales necesitan varios meses, antes de que los rendimientos vuelvan al equilibrio.

Gallagher (1995) analiza la interdependencia entre tres mercados de valores europeos mediante la técnica de cointegración de Engle y Granger (1987) y el análisis de causalidad a corto y largo plazo en el periodo 1983-1993, dividiendo todo el intervalo en 3 subperiodos —antes, durante y después del *crash* de 1987—. En una primera instancia no detecta relaciones de equilibrio a largo plazo entre los mercados. En el periodo *precrash* no se detecta relaciones de causalidad a corto plazo, sin embargo, tras el *crash* se observa una causalidad unidireccional de Alemania y UK *vs* Irlanda, siendo indicativo, según el autor, de la ineficiencia de este último.

Kwan *et al.* (1995) proporcionan una perspectiva empírica actual de la existencia o no de relaciones de causalidad entre los mercados bursátiles

mundiales siguiendo la metodología de Engle y Granger (1987). La muestra utilizada consiste en nueve mercados de valores pertenecientes a tres áreas geográficas diferentes América, Asia y Oceanía a lo largo del periodo 1982-1991. El análisis de cointegración se lleva a cabo tanto en el ámbito bivariante como en el multivariante y los resultados revelan que los mercados bursátiles internacionales no son eficientes en sentido débil, individual y colectivamente en el largo plazo. Además, los resultados de la causalidad bivariante indican la existencia de una significativa relación *lead-lag* entre los mercados de valores.

Richards (1995) examina la base estadística de rechazo de la hipótesis nula de no cointegración entre diferentes mercados realizada en el polémico trabajo de Kasa (1992). Trata de determinar la importancia del instrumento econométrico —cointegración— en la teoría económica —eficiencia e integración—. Para ello considera dieciséis mercados bursátiles en el intervalo 1969-1994. Su metodología se centra en los tests de Engle y Granger (1987) y Johansen (1988) y, además, realiza simulaciones con procesos de Montecarlo, comparando los resultados de Kasa (*op. cit.*), con los que hubiera obtenido utilizando los valores críticos de Reinsel y Ahn (1988) para pequeñas muestras. Concluye que incluso se aceptaría la hipótesis nula de no cointegración para las dos frecuencias muestrales utilizadas por Kasa —mensual y trimestral—. Además, los resultados revelan que los rendimientos de los índices contienen una componente mundial común y dos componentes específicas del país, una permanente y otra transitoria.<sup>10</sup> Concluye indicando que rechaza la cointegración global de los índices, la presencia de un modelo de corrección de error y, por lo tanto, la existencia de una forma fuerte de predicción de los rendimientos, si bien puede existir

---

<sup>10</sup> Critica a la mayoría de trabajos que contrastan la interrelación entre los índices bursátiles por 3 razones: i) los investigadores exigen niveles de significatividad superiores al 5% lo que en cierta manera sesga el resultado hacia la aceptación de la hipótesis nula de no cointegración, ii) utilizan la metodología de Johansen con muestras pequeñas lo que lleva a rechazar más de lo normal al ser un test con validez asintótica y, iii) no suelen dar una interpretación económica de los vectores de estacionariedad estimados.

una forma débil de predicción entre los mercados ya que la predicción es un argumento necesario pero no suficiente para la cointegración.

Los resultados alcanzados por Arshanapalli y Doukas (1993), Byers y Peel (1993), Corhay *et al.* (1993), Blackman *et al.* (1994) y Richards (1995) se enfrentan a los obtenidos por Kasa (1992), ya que en los primeros se detecta un menor número de vectores de cointegración para un conjunto de mercados y un periodo muestral similar. Una razón de este alto número de vectores detectado por Kasa se puede atribuir a que considera 10 retardos con datos de frecuencia trimestral, mientras que la mayor parte de los investigadores suelen considerar algunos meses a lo sumo. Kasa (*op.cit.*) argumenta que el elevado número de retardos es necesario para capturar el posible efecto de reversión a la media en los precios bursátiles y construir términos de error de los vectores autorregresivos más consistentes con el supuesto Gausiano/iid (en el que se basa la metodología de Johansen). Otra forma de cuestionar el trabajo de Kasa consiste, más que en el número de retardos, en la frecuencia de los mismos ya que trabajar con datos mensuales o trimestrales provoca pérdida de información relevante que puede cambiar de forma radical los resultados obtenidos. De hecho los resultados de Kasa no coinciden con ninguno de los trabajos analizados para el mismo entorno temporal posiblemente por la mayor frecuencia temporal de éstos pero con frecuencia superior.

Hassan y Naka (1996) analizan las relaciones a largo plazo entre los cuatro principales mercados bursátiles del mundo, utilizando datos diarios en el intervalo 1984-1991 y el test de cointegración de Johansen (1988). Detectan la presencia de un vector de cointegración entre los cuatro mercados.

Malliaris y Urrutia (1996) estudian las relaciones a corto y largo plazo entre los cinco principales mercados europeos en el periodo 1989-1992, detectando una causalidad bivalente a corto y largo plazo entre todos los



mercados que se debe a la negociación supranacional, las políticas industriales y financieras de la Unión Europea y la coordinación macroeconómica. Incluye, además, la naturaleza específica de los cinco índices bursátiles considerados que están compuestos por las principales sociedades industriales con ponderaciones similares en los índices.

Chan *et al.* (1997) examinan la hipótesis de eficiencia en sentido débil de 18 mercados de valores, en el intervalo 1961-1992. Establecen las relaciones de cointegración, según la metodología propuesta por Johansen (1988), entre los mercados e intentan explicar la integración de los mismos dividiendo el periodo muestral. No detectan relaciones de cointegración concluyentes entre países con claros vínculos económicos ni tampoco constatan que las crisis financieras generen un efecto contagio. Sin embargo, el número de vectores de cointegración aumenta antes del *crash* de 1987. En definitiva, la diversificación internacional entre los mercados bursátiles puede ser efectiva ya que no se producen movimientos conjuntos a largo plazo.

Chaudhuri (1997) analiza la presencia de relaciones a largo plazo entre seis mercados latinoamericanos en el intervalo 1985-1993. Siguiendo la metodología de Engle y Granger (1987) constata la existencia de relaciones de cointegración bivalente entre los mercados y, a través del análisis de causalidad, comprueba que tienen un carácter bidireccional, excepto en el caso de Brasil que es el mercado que presenta un comportamiento más dispar. En un estudio similar, pero en un entorno multivariante, Choudhry (1997) estudia las relaciones a largo plazo entre los índices bursátiles de 6 mercados latinoamericanos y USA, para el periodo 1989-1993, expresando los índices en moneda local y en dólares. Aplica el test de Johansen (1988) así como el mecanismo de corrección de error derivado, detectando una relación de cointegración a largo plazo entre los seis índices latinoamericanos, independientemente y con USA. Los

resultados del modelo de corrección de error indican relaciones de causalidad en ambos sentidos entre todos los índices.

Fernández *et al.* (1997a) investigan la influencia de los cambios en los precios diarios de los mercados de valores español y francés frente al mercado de valores europeo. La muestra consiste en datos diarios de los índices bursátiles más representativos de cada país incluyendo uno supranacional durante el periodo 1995-1996. Utilizando el test de cointegración de Johansen, sólo detectan una relación de cointegración entre el IBEX y el Eurotrack, evidenciando que el movimiento de los precios diarios de los mercados español y francés son totalmente independientes, lo que implica que no existe una relación de equilibrio en el largo plazo. Por esta razón sería conveniente tener en cuenta ambos índices en el proceso de selección de una cartera europea suficientemente diversificada. En la línea de su anterior trabajo, Fernández *et al.* (1997b) plantean llevar a cabo un análisis de la eficiencia informacional y del nivel de integración conjunta de los mercados de valores de seis de los países más representativos de la Unión Europea con datos diarios de seis índices bursátiles europeos en el intervalo 1994-1996. Utilizando el test de cointegración de Johansen, no detectan ningún liderazgo ni efecto contagio entre las variables, lo que implica que se puede alcanzar una diversificación óptima a escala europea, no siendo posible, según los autores, realizar operaciones de arbitraje entre los mismos ya que los mercados no muestran movimientos conjuntos en el largo plazo.

Masih y Masih (1997a) analizan las interrelaciones entre cuatro países asiáticos emergentes ante movimientos en los cuatro principales mercados bursátiles internacionales en el intervalo 1982-1994. El objetivo final de examinar la posible globalización internacional de estos mercados bursátiles. Para ello, utilizan el test de cointegración multivariante (Johansen, 1988) y lo aplican a grupos de variables compuestos por cada uno de los países industrializados, de forma independiente, con los cuatro países

en vías de desarrollo, conjuntamente. Se detecta un vector de cointegración para cada uno de los 4 casos analizados, determinando rechazar la hipótesis de mercados eficientes.<sup>11</sup> En otro trabajo, Masih y Masih (1997b) demuestran cómo las técnicas de cointegración, los modelos de corrección de error y las técnicas de descomposición de la varianza pueden ser utilizados para determinar las interrelaciones entre los 6 principales mercados bursátiles internacionales<sup>12</sup> en el periodo 1979-1987. Constatan que el mercado americano no se ha visto afectado en su papel de líder por el *crash* bursátil de 1987, y que los mercados alemán y británico aumentan su dependencia de otros mercados tras el *crash*.

Simga-Mugan y Yüce (1997) estudian las relaciones entre los países emergentes de la Europa del este y los mercados mundiales más desarrollados en el periodo (1994-1996). Siguiendo la metodología de cointegración propuesta por Johansen (1988), obtienen que los resultados no proporcionan evidencia de un vector de cointegración múltiple entre los mercados estudiados, mientras que respecto a la cointegración bivalente tan solo se detecta para el caso de Polonia y Hungría.

Yuhn (1997) investiga si la globalización de los mercados financieros aumenta la eficiencia de los mercados bursátiles nacionales. Con este fin analiza el comportamiento de los cinco principales mercados de valores entre 1970 y 1991, mediante el test de cointegración de Johansen (1988). Los resultados revelan una relación de cointegración entre USA y Canadá no detectada con el resto de los países, lo que es indicativo, según los autores, de que los mercados americano y canadiense son eficientes informacionalmente.

Chatterjee *et al.* (1998), analizan las posibilidades de diversificación internacional entre tres países emergentes durante el periodo 1987-1995,

---

<sup>11</sup> Tal y como lo hacen Kwan *et al.* (1995).

<sup>12</sup> Al igual que Arshanapalli y Doukas (1993).

utilizando la técnica de cointegración de Johansen (1991). Concluyen, al igual que Chan *et al.* (1992) y Arshanapalli y Doukas (1993), la inexistencia de relaciones a largo plazo entre los mercados emergentes analizados.

Chelley-Ateeley *et al.* (1998) estudian el efecto de la eliminación de los controles de cambio en cinco países europeos en el periodo 1967-1991. Utilizan el test de cointegración de Johansen (1988) e introducen una variable *dummy* en los modelos de corrección de error para eliminar el efecto enero. Alemania, Suiza y Francia aumentan su interdependencia entre sí y entre otros mercados, en cambio este efecto es mínimo para el caso de UK e Italia. Para UK no detectan ninguna relación de cointegración con el resto de los países ni antes ni después de la liberalización a diferencia de los resultados de Taylor y Tonks (1989) que después de la liberalización detectan relaciones de cointegración.<sup>13</sup>

Crowder y Wohar (1998) utilizan, en un trabajo reciente, los mismos datos que Kasa (1992), detectando un vector de cointegración en vez de cuatro vectores tal y como determinaba Kasa (*op.cit.*) y, por tanto, la relación es menos estable que lo supuesto por este autor. Con todo ello las conclusiones pierden robustez, pero ganan en credibilidad.

Kanas (1998a) se propone detectar la existencia de posibilidades de diversificación bursátil entre Canadá y USA, Japón y los seis principales mercados europeos, en el periodo 1983-1996. Sigue la metodología de Johansen (1988), centrándose en el entorno bivariante. Los resultados manifiestan la inexistencia de relaciones de cointegración entre el mercado canadiense y los restantes mercados. Este resultado puede ser interpretado, según el autor, como una evidencia de que existen beneficios a largo plazo derivados de la diversificación internacional de carteras de un inversor canadiense en el resto de los mercados. En un trabajo similar, el mismo

---

<sup>13</sup> Aunque estos autores trabajan con una muestra de similar frecuencia, el periodo de estudio es diferente (1973-1986).

autor Kanas (1998b) estudia las relaciones de cointegración entre USA y los 6 principales mercados europeos durante un periodo similar (1983-1996).<sup>14</sup> Divide el periodo total en dos 1983-1987 y 1987-1996, con el fin de analizar el efecto del *crash* de 1987. Los resultados revelan que no están cointegrados los mercados en ninguno de los periodos considerados. Estos resultados difieren de los obtenidos por Arshanapalli y Doukas (1993) y coinciden con los alcanzados por otros autores al comparar el mercado americano con otros conjunto de países, Asia (Chan *et al.*, 1992) y UK (Taylor y Tonks, 1989). Por último, concluye afirmando que la no-existencia de relaciones de equilibrio a largo plazo entre USA y los 6 mercados europeos implica que existen ganancias potenciales a largo plazo por la reducción del riesgo derivada de la diversificación internacional de las acciones de USA y del resto de los mercados europeos. Estas interpretaciones son consistentes con los estudios de Allen y Macdonald (1995, p.39), Chan *et al.* (1992, p.305) y Taylor y Tonks (1989, p. 335).

De Miguel *et al.* (1998) estudian el nivel de interrelación, en rendimientos y volatilidades, en los doce mercados bursátiles de la Unión Europea para el periodo 1995-1997 en el que la ausencia de inestabilidades ha sido la nota predominante. Utilizan la metodología del análisis de correlación detectando que, cuanto más elevada es la volatilidad mayor es la correlación y, por otro lado, el análisis de cointegración de Johansen (1988) confirma la existencia de relaciones de equilibrio a largo plazo entre los índices de las bolsas del centro y norte de la Unión Europea y entre las bolsas mediterráneas. Sólo el índice bursátil español presenta relaciones a largo plazo entre los índices de las bolsas del centro y del norte de la Unión Europea.

Pynnönen y Knif (1998) estudian empíricamente la integración internacional de dos mercados bursátiles del norte de Europa, utilizando

---

<sup>14</sup> Si bien, en este caso no considera índices MSCI expresados en dólares, sino los índices más representativos de cada mercado expresados en moneda local.

una amplia muestra que abarca el periodo 1920-1994 y basándose en la metodología VAR y el test de cointegración de Johansen (1988). Los resultados no determinan la existencia de relaciones de cointegración entre los mercados, mientras que el análisis de las relaciones dinámicas a corto plazo indica que los *shocks* que generan impulsos son absorbidos en ambos mercados en un mes. Por otro lado el estudio de subperiodos revela un incremento en la causalidad instantánea entre los mercados a medida que los periodos son más actuales.

Gerrits y Yüce (1999) estudian las relaciones a corto y largo plazo entre tres mercados europeos y USA en el periodo 1990-1994. Utilizan el test de cointegración de Engle y Granger (1987) en un entorno bivariante. Se detecta una causalidad a largo plazo de USA en los mercados europeos, pero no al contrario. Además, USA tiene una influencia importante a corto plazo en todos los mercados. En lo que respecta a los mercados europeos se determina que existe, en todos los casos, causalidad a corto y largo plazo.

Por último, Knif y Pynnönen (1999) analizan las relaciones *lead-lag* entre los principales mercados de valores internacionales comparándolos con los mercados nórdicos, con el fin de analizar la información local y global que fluye en los mercados a lo largo del periodo 1993-1996. Aplicando la modelización VAR y el test de cointegración de Johansen obtienen un vector de cointegración global detectando, con el contraste de restricciones, que la relación de equilibrio a largo plazo corresponde sólo a dos países (Suecia y Noruega). La función impulso respuesta indica que la mayor parte de la nueva información es procesada dentro del mismo día.<sup>15</sup>

Las conclusiones más relevantes que se extraen de estos trabajos se resumen en los siguientes puntos: i) los mercados bursátiles mundiales en los últimos años están más correlacionados de forma positiva pero no de forma perfecta, ii) la integración de mercados bursátiles internacionales es

---

<sup>15</sup> En el Anexo 3 se encuentra una descripción detallada de los trabajos enunciados en esta Sección.

más un fenómeno a largo plazo que a corto plazo, iii) las correlaciones entre los mercados son más importantes cuando éstos son más volátiles, iv) las variaciones en los tipos de cambio no son elementos suficientes como para explicar los diferenciales de rendimiento en los mercados bursátiles, v) las correlaciones son a menudo no contemporáneas debido, en gran medida, a los diferentes horarios de negociación de cada mercado de valores y, por último, vi) los resultados obtenidos acerca de que un mercado lidera de forma sistemática el movimiento de otros mercados son variables, excepto en el caso de Estados Unidos que es, en todos los casos, el más influyente.

## II.6) Referencias Bibliográficas

- Abbott, Ashok B. y K. Victor Chow (1993): "Cointegration among european equity markets", *Journal of Multinational Financial Management*, N° 2, pp. 167-186.
- Adler, Michael y Bernard Dumas (1983): "International portfolio choice and corporation finance: A synthesis", *Journal of Finance*, Vol. 38, N° 3, pp. 925-984.
- Aggarwal, Raj y Young S. Park (1994): "The relationship between daily U.S. and japanese equity prices: Evidence from spot versus futures markets", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 18, N° 4, pp. 757-773.
- Agmon, Tamir (1972): "The relations among equity markets: a study of share price co-movements in the United States, United Kingdom, Germany and Japan", *Journal of Finance*, Vol. 27, N° 4, pp. 839-855.
- Allen, D.E. y G. Macdonald (1995): "The long-run gains from international equity diversification: Australian evidence from cointegration tests", *Applied Financial Economics*, Vol. 5, pp. 33-42.
- Arellano, Rogelio (1993): "Relación a largo plazo del mercado bursátil mexicano con el estadounidense", *El Trimestre Económico*, Vol. 60, N° 1, N° 237, pp. 91-112.
- Arshanapalli, Bala y John Doukas (1993): "International stock market linkages: evidence from the pre- and post-october 1987 period", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 17, pp. 193-208.
- Arshanapalli, Bala; John Doukas y Larry H.P. Lang (1995): "Pre and post-October 1987 stock market linkages between U.S. and Asian markets", *Pacific Basin Finance Journal*, Vol. 3, N° 1, pp. 57-73.
- Becker, Kent G.; Joseph E. Finnerty y Manoj Gupta (1990): "The intertemporal relation between the U.S. and japanese stock markets", *Journal of Finance*, Vol. 45, N° 4, pp. 1297-1306.



- Becker, Kent G.; Joseph E. Finnerty y Alan L. Tucker (1992): "The intraday interdependence structure between U.S. and Japanese equity markets", *Journal of Financial Research*, Vol. 15, N°. 1, pp. 27-37.
- Bergés, Angel (1984): "Teoría de carteras eficientes e integración internacional del mercado español de capitales", *Revista Española de Economía*, Vol. 1, N°. 1, pp. 5-24.
- Beveridge, Stephen y Charles R. Nelson (1981): "A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the business cycle", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 7, N°. 2, pp. 151-174.
- Blackman, S.C.; K. Holden y W.A. Thomas (1994): "Long-term relationships between international share prices", *Applied Financial Economics*, Vol. 4, N°. 4, pp. 297-304.
- Brocato, Joe (1990): "Evidence on the comovement and linkages between national equity markets", *International Journal of Finance*, Vol. 3, N°. 1, pp. 40-64.
- (1994): "Evidence on adjustments in major national stock market linkages over the 1980s", *Journal of Business & Accounting*, Vol. 21, N°. 5, pp. 643-667.
- Byers, J. David y David A. Peel (1993): "Some evidence on the interdependence of national stock markets and the gains from international portfolio diversification", *Applied Financial Economics*, Vol. 3, N°. 3, pp. 239-242.
- Cashin, Paul; Monmohan Kumar y John McDermott (1995): "International integration of equity markets and contagion effects", *International Monetary Fund*, Working Paper 95/110.
- Chan, Kam C.; Benton E. Gup y Ming-Shiun Pan (1992): "An empirical analysis of stock prices in major asian markets and the united states", *Financial Review*, Vol. 27, N°. 2, pp. 289-307.
- (1997): "International stock market efficiency and integration: a study of eighteen nations", *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 24, N°. 6, pp. 803-813.

- Chan, Kam C. y Pikki Lai (1993): "Unit root and cointegration tests of world stock prices", in Stanley R. Stansell (ed.), *International Financial Market Integration*, Oxford, Blackwell, pp. 278-287.
- Chatterjee, Amitava; O. Felix Ayadi y Uric B. Dufrene (1998): "International portfolio diversification in the african emerging equity markets: A cointegration analysis", *Journal of Emerging Markets*, Vol. 3, Nº. 2, pp. 49-60.
- Chelley-Ateeley, Patricia L.; James M. Steeley y Eric J. Pentecost (1998): "Exchange controls and european stock market integration", *Applied Economics*, Vol. 30, Nº. 2, pp. 263-267.
- Cheng, Arnold C. S. (1998): "International correlation structure of financial market movements. The evidence from UK and the US", *Applied Financial Economics*, Vol. 8, Nº. 1, pp. 1-12.
- Chou, Ray Y.; Victor K. Ng y Lynn K. Pi (1994): "Cointegration of international Stock Market Indices", *International Monetary Fund Working Paper* (WP 94/94).
- Chaudhuri, Kausik (1997): "Cointegration, error correction and Granger causality: an application with Latin American stock markets", *Applied Economic Letters*, Vol. 4, Nº. 8, pp. 469-472.
- Choudhry, Taufiq (1997) "Stochastic trends in stock prices: Evidence from latin american markets", *Journal of Macroeconomics*, Vol. 19, Nº. 2, pp. 285-304.
- Chowdhury, Abdur R. (1994): "Stock market interdependencies: evidence from the Asian NIEs", *Journal of Macroeconomics*, Vol. 16, Nº. 4, pp. 629-641.
- Chung, Pin J. y Donald J. Liu (1994): "Common stochastic trends in Pacific Rim stock markets", *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 34, Nº. 3, pp. 241-259.
- Cochran, Steven J. y Iqbal Mansur (1991): "The interrelationships between U.S. and foreign equity market yields: tests of granger causality", *Journal of International Business Studies*, Vol. 22, Nº. 4, pp. 723-736.

- Corhay, Albert; Alireza T. Rad y Jean P. Urbain (1993): "Common stochastic trends in european stock markets", *Economic Letters*, Vol. 42, N° 4, pp. 385-390.
- (1995): "Long run behaviour of Pacific-Basin stock prices", *Applied Financial Economics*, Vol. 5, N° 1, pp. 11-18.
- Crowder, William J. y Mark E. Wohar (1998): "Cointegration, forecasting and international stock prices", *Global Finance Journal*. Vol. 9, N° 2, pp. 181-204.
- De Miguel, M<sup>a</sup> del Mar; Antonio Mora; Ignacio Olmeda y Jorge Yzaguirre (1998): "Integración de las principales bolsas de la Unión Europea: un análisis reciente", *Actualidad Financiera*, Vol. 3, N° 7, pp. 3-21.
- Dwyer, Gerald P. y R.W. Hafer (1988): "Are national stock markets linked?", *Federal Reserve Bank of St. Louis Economic Review*, Vol. 70, N° 6, pp. 3-14.
- Engle, Robert F. y Clive W. Granger (1987): "Co-integration and error correction representation, estimation, and testing", *Econometrica*, Vol. 55, N° 2, pp. 251-276.
- Elton, Edwin J. y Martin J. Gruber (1991): "La diversificación internacional desde una perspectiva española", *Información Comercial Española*, Vol. Enero, pp. 169-179.
- Espitia, Manuel y Rafael Santamaría (1991): "Interacción internacional entre mercados de valores", *Información Comercial Española*, Enero, pp. 181-197.
- (1994): "International diversification among the capital markets of the EEC", *Applied Financial Economics*, Vol. 4, pp. 1-10.
- Eun, Cheol S. y Sangdal Shim (1989): "International transmission of stock market movements", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 24, N° 2, pp. 241-257.
- Fernández, María A.; María J. Muñoz y Luisa Nieto (1997a): "Interrelación de los mercados de valores español y francés en un contexto europeo", *AEDEM 97*.

- (1997b): “Integración y eficiencia de los mercados de valores en la Unión Europea. Una primera aproximación”, *Congreso de Matemática de las Operaciones Financieras*, pp. 515-524, Barcelona.
- Friedman, Joseph y Yochanan Shachmurove (1997): “Co-movements of major European Community Stock Markets”, *Global Finance Journal*, Vol. 8, N° 2, pp. 257-277.
- Gallagher, Liam (1995): “Interdependence among the Irish, British and German Stock Markets”, *The Economic and Social Review*, Vol. 26, N° 2, pp. 131-147.
- Gerrits, Robert-Jan y Ayse Yüce (1999): “Short and long term links among European and US stock markets”, *Applied Financial Economics*, Vol. 9, N° 1, pp. 1-9.
- Gjerde, Oystein y Frode Sættem (1995): “Linkages among European and world stock markets”, *The European Journal of Finance*, N° 1, pp. 165-179.
- Granger, Clive W.J. (1969): “Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods”, *Econometrica*, N° 37, pp. 424-438.
- Grubel, Herbert G. (1968): “Internationally diversified portfolios: welfare gains and capital flows”, *American Economic Review*, Vol. 58, pp. 1299-1314.
- Grubel, Herbert G. y Kenneth Fadner (1971): “The interdependence of international equity markets”, *Journal of Finance*, Vol. 26, pp. 89-94.
- Hamao, Yasushi; Ronald W. Masulis y Victor Ng (1990): “Correlations in price changes and volatility across international stock markets”, *Review of Financial Studies*, Vol. 3, N° 2, pp. 281-307.
- Hassan, M. Kabir y Atsuyuki Naka (1996): “Short-run and long-run dynamic linkages among international stock markets”, *International Reviews of Economics and Finance*, Vol. 5, N° 4, pp. 387-405.
- Hilliard, Jimmy E. (1979): “The relationship between equity indices on world exchanges”, *Journal of Finance*, Vol. 34, N° 1, pp. 103-114.

- Janakiramanan, Sundaram y Asjeet S. Lambda (1998): "An empirical examination of linkages between Pacific-Basin stock markets", *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Vol. 8, pp. 155-173.
- Jeon, Bang N. y George M. Von Furstenberg (1990): "Growing international co-movement in stock price indexes", *Quarterly Review of Economics and Business*, Vol. 30, Nº. 3, pp. 15-30.
- Jimeno, Juan P. (1995): "Transmision de volatilidad: El caso español en la crisis de 1992", *Investigaciones Económicas*, Vol. 19, Nº. 1, pp. 107-125.
- Johansen, Soren (1988): "Statistical analysis of cointegration vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, pp. 231-254.
- (1991): "Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models", *Econometrica*, Vol. 59, pp. 1551-1580.
- Johansen, Soren y Katerina Juselius (1990): "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration - with applications to the demand for money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 52, Nº. 2, pp. 169-210.
- Kanas, Angelos (1998a): "Long-run benefits from international equity diversification: a note on the canadian evidence", *Applied Economic Letters*, Vol. 5, Nº. 10, pp. 659-663.
- (1998b): "Linkages between the US and european equity markets: further evidence from cointegration tests", *Applied Financial Economics*, Vol. 8, Nº. 6, pp. 607-614.
- Kasa, Kenneth (1992): "Common stochastic trends in international stock markets", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 29, Nº. 1, pp. 95-124.
- King, Mervyn A. y Sushil Wadhawani (1990): "Transmission of volatility between stock markets", *Review of Financial Studies*, Vol. 3, Nº. 1, pp. 5-33.

- Knif, Johan y Seppo Pynnönen (1999): "Local and global price memory of international stock markets", *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, Vol. 9, N° 2, pp. 129-148.
- Koch, Paul D. y Timothy W. Koch (1991): "Evolution in dynamic linkages across daily national stock indexes", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 10, pp. 231-251.
- Kwan, Andy C.C.; Sim Ah-Boon y John A. Cotsomitis (1995): "The causal relationships between equity indices on world exchanges", *Applied Economics*, Vol. 27, N° 1, pp. 33-37.
- Lajaunie, John P.; Atsuyuki Naka y Oscar Varela (1995): "Integration of the foreign exchange market across Tokyo, London y New York using cointegration analysis", *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, Vol. 5, N° 4, pp.37-50.
- Lessard, Donald R. (1973): "International portfolio diversification: a multivariate analysis for a group of latin american countries", *Journal of Finance*, Vol. 28, N° 3, pp. 619-633.
- Levy, Haim y Marshall Sarnant (1970): "International divesification of investment portfolios", *American Economic Review*, Vol. LX, N° 40, pp. 668-675.
- Malliaris, Anastasios G. y Jorge L. Urrutia (1991): "Linkages of national stock markets: statistical evidence before, during and after the october 1987 crash", *Recent developments in international Banking and Finance*, Vol. 4/5, pp. 336-369.
- (1992): "The international crash of october 1987: causality tests", *Journal of Financial Quantitative Analysis*, Vol. 27, N° 3, pp. 353-364.
- (1996): "European stock market fluctuations: short and long term links", *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Vol. 6, N° 2-3, pp. 21-33.
- Martínez-Abascal, Eduardo y Carlos Cabezas (1997): "Correlación entre Bolsas Mundiales ¿A quién sigue el IBEX?", *Análisis financiero*, N° 73, pp. 35-42.

- Masih, Abul M.M. y Rumi Masih (1997a): "A comparative analysis of the propagation of stock market fluctuations in alternative models of dynamic causal linkages", *Applied Financial Economics*, Vol. 7, N°. 1, pp. 59-74.
- (1997b): "Dynamic linkages and the propagation mechanism driving major international stock markets: An analysis of the pre- and post-crash eras", *Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 37, N°. 4, pp. 859-885.
- Mathur, Ike y Vijaya Subrahmanyam (1990): "Interdependencies among the nordic and US stock markets", *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 92, N°. 4, pp. 587-597.
- Medewitz, Jeanette N.; Abdullah, Faud A. y Keith Olson (1991): "Integration of world equitymarkets: The recent evidence", *International Journal of Finance*, Vol. 4, pp. 34-46.
- Miller, Stephen (1988): "The Beveridge-Nelson decomposition of economic time series", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 21, N°. 1, pp. 141-142.
- Panton, Don B.; V. Parker Lessing y O. Maurice Joy (1976): "Comovement of international equity markets: a taxonomic approach", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, N°. 11, pp. 415-432.
- Park, Joon Y. (1992): "Canonical cointegrating regressions", *Econometrica*, Vol. 60, N°. 1, pp. 119-143.
- Peiró, Amado; Javier Quesada y Ezequiel Uriel (1998): "Transmission of movements in stock markets", *European Journal of Finance*, Vol. 4, N°. 4, pp. 331-343.
- Peña, J. Ignacio (1992): "Sobre la relación de los mercados bursátiles internacionales y la Bolsa de Madrid", *Información Comercial Española*, N°. 704, pp. 16-24.
- Pynnönen, Seppo y Johan Knif (1998): "Common long-term and short-term price memory in two Scandinavian stock markets", *Applied Financial Economics*, Vol. 8, N°. 3, pp. 257-265.

- Ratner, Mitchell (1992): "Portfolio diversification and the inter-temporal stability of international stock index", *Global Finance Journal*, N° 3, pp. 67-78.
- Reinsel, Gregory C. y Sung K. Ahn (1988): "Asymptotic properties of the likelihood ratio test for cointegration in the non-stationary vector AR model", *Technical Report*, Department of Statistics, University of Wisconsin, Madison.
- Richards, Anthony J. (1995): "Comovements in national stock market returns: evidence of predictability, but no cointegration", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 36, N° 3, pp. 631-654.
- Ripley, Duncan M. (1973): "Systematic elements in the linkage of national stock market indices", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 55, N° 3, pp. 356-361.
- Rogers, John H. (1994): "Entry barriers and price movements between major and emerging stock markets", *Journal of Macroeconomics*, Vol. 16, N° 2, pp. 221-241.
- Schöllhammer, Hans y Ole Sand (1985): "The interdependence among the stock markets of major European countries and the United States: An empirical investigation of interrelationships among national stock price movements", *Management International Review*, Vol. 25, N° 1, pp. 17-26.
- Simga-Mugan, Can y Ayse Yüce (1997): "The linkages among the eastern European stock markets and the major stock exchanges", *European Financial Management Association. 6th Annual meeting*, Estambul, Turquía.
- Sinclair, C.D.; Power, D.M.; Lonie, A.A. y C.V. Helliar (1997): "An investigation of the stability of returns in Western European equity markets", *European Journal of Finance*, Vol. 3, N° 1, pp. 87-106.
- Smith, Kenneth L.; Joe Brocato y John E. Rogers (1993): "Regularities in the data between major equity markets: evidence from Granger causality tests", *Applied Financial Economics*, Vol. 3, N° 1, pp. 55-60.



- Solnik, Bruno (1974): "The international pricing of risk: an empirical investigation of the world capital market structure", *Journal of Finance*, Vol. 29, Nº. 2, pp. 365-378.
- Tang, Gordon Y.N. (1995): "Intertemporal stability in international stock market relationships: A revisit", *The Quarterly of Economics and Finance*, Vol. 35, pp. 579-593.
- Taylor, Mark P. y Ian Tonks (1989): "The internationalisation of stock markets and the abolition of the U.K. exchange control", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 71, Nº. 2, pp. 332-336.
- Wu, Chunchi y Su Yong-Chern (1998): "Dynamic relations among international stock markets", *International Review of Economics and Finance*, Vol. 7, Nº. 1, pp. 63-84.
- Yuhn, Ky-Hyang (1997): "Financial integration and market efficiency: some international evidence from cointegration tests", *International Economic Journal*, Vol. 11, Nº. 2, pp. 103-116.

## CUADRO II-1

**INTERRELACIONES ENTRE LOS MERCADOS BURSÁTILES  
INTERNACIONALES. MÉTODOS BASADOS EN TÉCNICAS ESTADÍSTICAS Y  
ECONOMÉTRICAS**

<i>Series en Diferencias</i>	<i>Series en Niveles y en Diferencias</i>
<p><b>Análisis de Correlación Cruzada</b></p> <p>Grubel (1968), Levy y Sarnat (1970), Lessard (1973) y Solnik (1974)</p>	<p><b>Cointegración de Engle y Granger (1987)</b></p> <p>Taylor y Tonks (1989), Chan <i>et al.</i> (1992), Arshanapalli y Doukas (1993), Malliaris y Urrutia (1996), Chaudhuri (1997) y Gerrits y Yüce (1999).</p>
<p><b>Análisis de Regresión Lineal Multivariante</b></p> <p>Grubel y Fadner (1971), Agmon (1972), Ripley (1973), Panton <i>et al.</i> (1976), Hilliard (1979), Schöllhammer y Sand (1985), Becker <i>et al.</i> (1990), Medewitz <i>et al.</i> (1991), Becker <i>et al.</i> (1992), Ratner (1992), Aggarwal y Park (1994) y Martínez y Cabezas (1997)</p>	
<p><b>Análisis de Regresión no Lineal Multivariante</b></p> <p>Peiró <i>et al.</i> (1998)</p>	<p><b>Cointegración de Johansen (1988, 1991) y Johansen y Judelius (1990)</b></p> <p>✓ <b>Causalidad a Corto y Largo plazo</b></p> <p>✓ <b>Función Impulso-Respuesta</b></p> <p>✓ <b>Descomposición de la Varianza del Error de Predicción</b></p> <p>Kasa (1992), Chan <i>et al.</i> (1997), Choudhry (1997), Fernández <i>et al.</i> (1997), Masih y Masih (1997), Simga-Mugan y Yuce (1997), Yuhn (1997), Chatterjee <i>et al.</i> (1998), Chelley-Ateeley (1998), Crowder y Wohar (1998), De Miguel <i>et al.</i> (1998), Kanas (1998), Pynnönen y Knif (1998 y 1999)</p>
<p><b>Sistemas de Ecuaciones Simultáneos</b></p> <p>Koch y Koch (1991)</p>	
<p><b>Modelos de Vectores Autorregresivos (VAR)</b></p> <p>✓ <b>Causalidad a Corto Plazo</b></p> <p>✓ <b>Función Impulso-Respuesta</b></p> <p>✓ <b>Descomposición de la Varianza del Error de Predicción</b></p> <p>Eun y Shim (1989), Brocato (1990), Jeon y Furstenberg (1990), Espitia y Santamaría (1991), Peña (1992), Smith <i>et al.</i> (1993), Brocato (1994), Espitia y Santamaría (1994), Gjerde y Saettem (1995), Friedman y Shachmurove (1997), Wu y Su (1998) y Janakiramanan, y Lambda (1998)</p>	

## ANEXO II-1

### CO-MOVIMIENTOS DE LOS MERCADOS BURSÁTILES

<i>Autor/es (Año)</i>	<i>Índices</i>	<i>Frecuencia</i>	<i>Periodo</i>	<i>Metodología</i>	<i>Resultados</i>
<i>Grubel y Fadner (1971)</i>	S&P y FTSE, Alemania Occidental	Semanal	1/1/65 30/6/67	Análisis de correlación y de la varianza	Mayor correlación entre sociedades que exportan más de lo que importan
<i>Ripley (1973)</i>	19 países	Mensual	60-70	Análisis factorial	No detecta co-movimientos de los mercados
<i>Panton et al. (1976)</i>	12 países	Semanal	63-72	Análisis <i>cluster</i>	Correlación estable para periodos cortos pero no para largos
<i>Hilliard (1979)</i>	10 países	Diaria	7/7/73 30/4/74	Análisis espectral	Co-movimientos entre mercados de un mismo continente y no con diferentes
<i>Schöllhammer y Sand (1985)</i>	USA, UK, Alemania, Holanda y Suiza.	Diaria	81-83	Análisis de correlación	Interdependencia entre los mercados
<i>Medewitz et al. (1991)</i>	18 países y dos supranacionales	Mensual	78-88	Análisis de correlación	Aumento en la interdependencia con el paso del tiempo para todos
<i>Tang (1995)</i>	Australia, Canadá, Francia, Alemania, Hong Kong, Italia, Japón, Singapur, Suiza, UK y USA	Semanal	Enero/81 Junio/92	Test M de Box	Co-movimientos estables en general aunque con rendimientos expresados en dólares son menos estables
<i>Martínez y Cabezas (1997)</i>	DAX, S&P, IBEX, CAC, FTSE y NIKKEI	Diaria	1/1/85 1/1/96	Análisis de correlación	Las bolsas europeas están más relacionadas entre ellas que con USA y Japón, detectando una correlación creciente con el tiempo y con las crisis
<i>Cheng (1998)</i>	61 acciones de UK y 217 de USA	Mensual	Enero/65 Diciembre/88	Correlación canónica	Alta relación entre USA y UK, pero el ciclo económico de USA lidera al de UK
<i>Peiró et al. (1998)</i>	DJI, Commerzbank, NIKKEI	Diaria	2/1/90 30/10/92	Correlación, análisis de regresión lineal	Nueva York es el mercado más influyente y Tokio el más sensible

**ANEXO II-2**  
**RELACIONES LEAD-LAG**

<i>Autor/es (Año)</i>	<i>Índices</i>	<i>Frecuencia</i>	<i>Periodo</i>	<i>Metodología</i>	<i>Resultados</i>
<i>Agmon (1972)</i>	Fisher Arithmetic, FTOS, FAZ, TOPIX	Mensual	Julio/61 Enero/66	Modelos de regresión lineal	Los mercados responden en un periodo a los movimientos del mercado americano
<i>Eun y Shim (1989)</i>	Australia, Japón, Hong Kong, UK, Suiza, Francia, Alemania, Canadá y USA	Diaria	31/12/79 20/12/85	Modelos VAR	♦Rápida transmisión de <i>shocks</i> de USA al resto de los mercados ♦USA es el mercado más influyente y el que genera información más relevante para el mercado
<i>Becker et al. (1990)</i>	NIKKEI y S&P	Diaria (apertura-cierre)	5/10/85 28/12/88	Modelos de regresión lineal	El mercado americano influye claramente al japonés, pero no a la inversa
<i>Brocato (1990)</i>	Nueva York, Londres, Tokio, Toronto, Francfort y Hong Kong	Semanal	18/7/80 25/9/87	Modelos VAR	♦Un <i>shock</i> de USA es explicado casi en su totalidad por el propio mercado ♦UK, Canadá y Hong Kong tienen co-movimientos más intensos con Japón que con USA
<i>Hamao et al. (1990)</i>	NIKKEI, FTSE y S&P	Diaria (apertura y cierre)	1/4/85 31/3/88	Análisis de correlación	Detectan una correlación importante entre los rendimientos apertura-cierre de USA con Londres, Tokio y Londres
<i>Jeon y Von Furstenberg (1990)</i>	FT-Actuaries World Indices: USA, UK, Alemania y Japón	Mensual y trimestral	6/1/86 25/11/88	Modelos VAR	♦El <i>crash</i> del 87 contribuye a la internacionalización de los mercados ♦No detecta relaciones entre magnitudes macroeconómicas
<i>Cochran y Mansur (1991)</i>	Toronto 300, FAZ, París Bourse, Amsterdam Industrial, Swiss Bank Corp., F.T. Industrial Ordinary, Tokyo New Stock Exchange, S&P	Semanal	1980-1989	Causalidad de Granger	♦No obtienen resultados robustos en cuanto a la causalidad unidireccional o bidireccional de los mercados analizados, indicando que los rendimientos se comportan de forma contemporánea
<i>Espitia y Santamaría (1991)</i>	Tokio, Nueva York, Francfort, UK, Madrid, Milán, París y Zurich	Diaria	Octubre/87 Febrero/90	Modelos VAR	♦Alta correlación entre los mercados ♦Nueva York es el que más influye y el menos influido ♦Los mercados más sensibles a un <i>shock</i> informativo son Francfort y Tokio

<i>Autor/es (Año)</i>	<i>Índices</i>	<i>Frecuencia</i>	<i>Periodo</i>	<i>Metodología</i>	<i>Resultados</i>
<i>Koch y Koch (1991)</i>	MSCI de Japón, Australia, Hong Kong, Singapur, Suiza, Alemania, UK y USA	Diaria	72, 80 y 87	Sistema de ecuaciones simultáneo	<ul style="list-style-type: none"> <li>◆ Se incrementa la interdependencia con el tiempo, a partir de 1972 el mercado nipón sigue menos al resto de los mercados</li> <li>◆ No detectan cambio estructural</li> </ul>
<i>Becker et al. (1992)</i>	NIKKEI y S&P	Cada hora y diario (apertura-cierre)	5/10/85 31/12/89	Análisis de correlación	Detectan una correlación importante entre el rendimiento apertura-cierre de USA con la primera hora de contratación en Tokio, desapareciendo posteriormente
<i>Peña (1992)</i>	DJI, FTSE, IGBM, Commerzbank, NIKKEI, CAC	Diaria	2/4/90 7/6/91	Modelos VAR	El mercado de Nueva York es el líder y el más influyente del mundo y sugiere la presencia de un pequeño grado de integración internacional de los mercados de capitales analizados
<i>Ratner (1992)</i>	S&P, Toronto Composite, NIKKEI, Financial Times 500, Milan Banca Commerciale, Commerzbank y CAC General	Mensual	73-89	Modelos de regresión lineal	Encuentra estabilidad intertemporal
<i>Smith et al. (1993)</i>	MSCI de USA, UK, Alemania y Japón	Semanal	17/1/79 26/6/91	Causalidad de Granger	<ul style="list-style-type: none"> <li>◆ Durante octubre 87 causalidad unidireccional de USA respecto al resto</li> <li>◆ En todo el periodo excepto el mes de octubre de 1987 no se detecta causalidad</li> </ul>
<i>Aggarwal y Park (1994)</i>	Nikkei y S&P	Diaria (apertura y cierre)	1/4/87 29/3/91	Modelos de regresión lineal	Detectan influencias entre Japón y USA en los dos sentidos
<i>Brocato (1994)</i>	MSCI de USA, UK, Canadá, Japón, Alemania y Hong Kong	Semanal	18/7/80 25/9/87	Modelos VAR	<ul style="list-style-type: none"> <li>◆ Detecta alteraciones en las relaciones entre los mercados en la década de los 80 situándose en cualquier caso el mercado americano como el más influyente de los analizados</li> <li>◆ Se observa una gran interdependencia entre el mercado americano y el canadiense, así mismo se obtiene una creciente dependencia entre el mercado americano y el japonés</li> </ul>

<i>Autor/es (Año)</i>	<i>Índices</i>	<i>Frecuencia</i>	<i>Periodo</i>	<i>Metodología</i>	<i>Resultados</i>
<i>Espitia y Santamaría (1994)</i>	Tokio, Nueva York, Francfort, UK, Madrid, Milán y París	Diaria	Octubre/87 Septiembre/92	Modelos VAR	<ul style="list-style-type: none"> <li>◆ Elevada correlación entre los mercados. Nueva York es el mercado más influyente y el menos influido</li> <li>◆ Diferencias significativas al utilizar como moneda única el dólar o el franco suizo</li> <li>◆ Francfort y Tokio son los más sensibles</li> </ul>
<i>Gjerde y Saeltem (1995)</i>	S&P, Índice total de Japón, Alemania, Francia, Italia, Dinamarca, Noruega, FTSE, General Vontobel, Färsvärlden	Diaria	1/1/84 30/6/94	Modelos VAR	<ul style="list-style-type: none"> <li>◆ El mercado americano influye de forma clara al resto de los mercados</li> <li>◆ Rápida transmisión de información entre mercados</li> <li>◆ USA es el mercado más influyente y el menos influido</li> </ul>
<i>Jimeno (1995)</i>	FTSE, IBEX, DJI, NIKKEI	Diaria (apertura y cierre)	2/1/92 29/3/93	Modelos de regresión lineal y no lineal	Aumento en el efecto contagio entre Madrid y Tokio y una disminución entre Madrid, Londres y Nueva York
<i>Friedman y Shachmurove (1997)</i>	MSCI Bélgica, UK, Dinamarca, Francia, Alemania, Italia, Holanda y España	Diaria	1/1/1988 21/12/1994	Modelo VAR	<ul style="list-style-type: none"> <li>◆ UK es el mercado más influyente y el menos influido</li> <li>◆ Las Bolsas de valores más importantes son las más influyentes</li> </ul>
<i>Wu y Su (1998)</i>	DJI, FTSE, NIKKEI, Hang Seng	Diaria	4/1/82 31/12/91	Análisis de correlación y Modelos VAR	<ul style="list-style-type: none"> <li>◆ Detectan un cambio en la correlación entre los mercados a lo largo del tiempo</li> <li>◆ Tras el <i>crash</i> de 1987 sigue siendo el mercado americano el que mayor influencia ejerce sobre el resto de los mercados</li> </ul>
<i>Janakiramanan, y Lambda (1998)</i>	Australia (All Ordinaries), Hang Seng), Indonesia (Stock Market Composite), NIKKEI, KLSE, Nueva Zelanda (NZSE 40), Straits Times, SET 50 y S&P	Diaria	1988-1996	Modelos VAR	<ul style="list-style-type: none"> <li>◆ USA es mercado más influyente y el menos influido</li> <li>◆ Las innovaciones de USA son transmitidas de forma rápida a los otros mercados en 1 día</li> </ul>

## ANEXO II-3

### RELACIONES A CORTO Y LARGO PLAZO

<i>Autor/es (Año)</i>	<i>Índices</i>	<i>Frecuencia</i>	<i>Periodo</i>	<i>Metodología</i>	<i>Resultados</i>
<i>Dwyer y Hafer (1988)</i>	S&P, FTSE, NIKKEI y Frankfurter Allgemeine Zeitung	Diaria y Mensual	1957-1987	Cointegración Engle y Granger	Los mercados están cointegrados alrededor del <i>crash</i> de 1987, cuando la muestra se amplia desaparece
<i>Taylor y Tonks (1989)</i>	UK, Alemania, Holanda, Japón y USA	Mensual	Enero/73 Junio/86	Cointegración Engle y Granger	♦Cointegración entre UK y los mercados no americanos tras la liberalización ♦Mercado no eficiente
<i>Malliaris y Urrutia (1991)</i>	S&P, NIKKEI, FTSE-30 y DAX	Diaria	Abril/87 Diciembre/88	Cointegración Durbin Watson y causalidad Granger y Sims	Disminución de la cointegración tras el <i>crash</i>
<i>Chan et al. (1992)</i>	Hang Seng, Composite, Fraser's Industrial, Weighted Index, DJI y S&P	Diaria y semanal	1/2/83 18/5/87	Cointegración Engle y Granger	♦No detectan cointegración conjunta ♦Eficiencia en sentido débil
<i>Malliaris y Urrutia (1992)</i>	S&P, FTSE-30, NIKKEI, Hang Seng, Straits Times y Australia All Ordinaries	Diaria	Mayo/87 Mayo/88	Cointegración Durbin Watson y causalidad Granger y Sims	Causalidad en los dos sentidos para el mes de octubre de 1987
<i>Kasa (1992)</i>	USA, Canadá, UK, Japón y Alemania	Mensual y Trimestral	Enero/74 Agosto/80	Cointegración de Johansen	Detecta 4 vectores de cointegración
<i>Abbott y Chow (1993)</i>	Bélgica, Dinamarca, Francia, Alemania, Italia, Holanda y UK	Mensual	Enero/59 Marzo/91	Regresiones de cointegración canónicas	Se encuentran relaciones de cointegración para los 7 países
<i>Arellano (1993)</i>	DJI y el índice general de la bolsa mejicana	Mensual	1980-1990	Cointegración Engle y Granger	Cointegración entre el mercado americano y el mejicano, destacando que los movimientos en la Bolsa mejicana se deben a cambios transitorios de la Bolsa de Nueva York

<i>Autor/es (Año)</i>	<i>Índices</i>	<i>Frecuencia</i>	<i>Periodo</i>	<i>Metodología</i>	<i>Resultados</i>
<i>Arshanapalli y Doukas (1993)</i>	DJI, IGP FAZ, FTSE, NIKKEI, CAC	Diaria	Enero/80 Mayo/90	Cointegración Engle y Granger	♦ Relación de cointegración entre USA y Japón, UK y Francia para toda la muestra ♦ No se detecta correlación antes del <i>crash</i> pero sí después
<i>Byers y Peel (1993)</i>	USA, UK, Japón, Alemania occidental y Holanda	Mensual	Octubre/79 Octubre/89	Cointegración Engle y Granger	♦ Débiles relaciones de cointegración bivariantes y multivariantes, excepto la de UK y Japón ♦ Los resultados apoyan la diversificación
<i>Chan y Lai (1993)</i>	Bruselas Stock, Frankfurter Allegemeine Zeitung, Hang Seng, Gold Index (Johanesburgo), FTSE, Milan Stock, S&P, Agefi (París), Straits Times (Singapur), Affarsvarlden (Estocolmo), All Ordinaries (Sidney)	Semanal	1988-1990	Cointegración Engle y Granger	Se detecta relaciones de cointegración bivalente entre la mayoría de los mercados
<i>Corhay et al. (1993)</i>	Francia, Alemania, Italia, Holanda y UK	Quincenal	1/3/1975 30/9/1991	Cointegración Johansen	Existe una relación de equilibrio a largo plazo entre los principales mercados europeos
<i>Blackman et al. (1994)</i>	17 países	Mensual	1/70 – 12/79 1/84 – 2/89	Cointegración Engle y Granger	♦ Cointegración en el periodo 84-89 y no en el anterior ♦ Los resultados apoyan la diversificación en los años 70
<i>Chou et al. (1994)</i>	USA, Canadá, UK, Francia, Alemania y Japón	Semanal	Julio/76 Diciembre/89	Cointegración Johansen	♦ Detectan cointegración en los seis índices ♦ Interrelación creciente con el tiempo
<i>Chowdhry (1994)</i>	Hong Kong, Corea, Singapur, Taiwan, USA y Japón	Diaria	2/1/86 30/12/90	Cointegración Johansen	Relaciones significativas a largo plazo entre todos los mercados excepto Taiwan y Corea. USA influye a todos los mercados y no es influido por ninguno
<i>Chung y Liu (1994)</i>	DJI, NIKKEI, Índice ponderado (Taiwan), Hang Seng, SET (Singapur), (Seul Composite) Corea del Sur	Semanal	7/1/1985 18/5/1992	Cointegración Johansen	♦ Se detecta dos relaciones de cointegración. ♦ Ajustes rápidos a corto plazo



<i>Autor/es (Año)</i>	<i>Índices</i>	<i>Frecuencia</i>	<i>Periodo</i>	<i>Metodología</i>	<i>Resultados</i>
<i>Rogers (1994)</i>	Japón, USA, Taiwan, Corea y Tailandia	Diaria	Enero/1986 Octubre/1990	Cointegración Johansen	Detecta un incremento en el co-movimiento entre los mercados bursátiles sin barreras de entrada a los flujos de capitales a raíz del Crash de 1987.
<i>Allen y Macdonald (1995)</i>	MSCI Australia, Austria, Bélgica, Canadá, Francia, Alemania, Hong Kong, Italia, Japón, Noruega, Singapur, Malasia, España, Suecia, Suiza, UK y USA	Mensual	1970-1992	Cointegración Engle y Granger y, Johansen	No detecta relaciones de cointegración bivariantes, apoya la diversificación internacional
<i>Arshanapalli et al. (1995)</i>	DJI, TOPIX, SEHK All Ordinaries, Kuala Lumpur Composite, Manila Composite, SES All Shares, SET	Diaria	1/1/1986 12/5/1992	Cointegración Johansen	Cointegración multivariante en el periodo post-crash
<i>Cashin et al. (1995)</i>	USA, UK, Japón, Francia, Alemania, España, Australia, Brasil, Méjico, Corea, Malasia, Tailandia y Jordania	Semanal	Enero/1989 Marzo/1995	Cointegración Johansen	Cointegración entre los países industrializados para todo el periodo, mientras que para los mercados emergentes durante el periodo final.
<i>Corhay et al. (1995)</i>	Hang Seng, NIKKEI, Barclays Industrial (Nueva Zelanda), Straits Times (Singapur)	Mensual	Febrero/72- Febrero/92	Cointegración Johansen	Detectan una relación de equilibrio a largo plazo entre todos los mercados
<i>Gallagher (1995)</i>	ISEQ (Irlanda), FTSE y el FAZ (Alemania)	Semanal	17/1/83 15/2/93	Cointegración Engle y Granger	No detecta relaciones de cointegración
<i>Kwan et al. (1995)</i>	DJI, NIKKEI, Commerzbank, FTSE, Hang Seng, Taiwan Weighted, South Corea Composite, Singapore ST y Australia Ordinaries	Mensual	Enero/82 Febrero/91	Cointegración Engle y Granger	<ul style="list-style-type: none"> <li>◆ Detectan relaciones de cointegración</li> <li>◆ Mercados no eficientes en sentido débil.</li> <li>◆ Significativa relación <i>lead-lag</i> entre los mercados.</li> </ul>

<i>Autor/es (Año)</i>	<i>Índices</i>	<i>Frecuencia</i>	<i>Periodo</i>	<i>Metodología</i>	<i>Resultados</i>
<i>Richards (1995)</i>	MSCI Australia, Austria, Canadá, Dinamarca, Francia, Hong Kong, Italia, Japón, Holanda, Noruega, España, Suecia, Suiza, el UK y USA	Trimestral	Diciembre/69 Diciembre/94	Cointegración Engle y Granger y Johansen	<ul style="list-style-type: none"> <li>◆ Los rendimientos de los índices están compuestos por una componente mundial común y dos componentes específicas del país (permanente y transitoria)</li> <li>◆ Rechaza la existencia de una relación de cointegración global</li> </ul>
<i>Hassan y Naka (1996)</i>	USA, Japón, UK y Alemania	Diaria	1/4/84 31/5/91	Cointegración Johansen	<ul style="list-style-type: none"> <li>◆ Detectan un vector de cointegración entre los cuatro mercados</li> </ul>
<i>Malliaris y Urrutia (1996)</i>	FTSE, DAX, CAC, MIB, Bel-20	Diaria	3/1/89 3/4/92	Cointegración de Engle y Granger	<ul style="list-style-type: none"> <li>◆ La presencia de cointegración puede reducir aunque no eliminar completamente los beneficios de la diversificación internacional entre los países analizados</li> <li>◆ Detectan una causalidad bivalente a corto y largo plazo entre los mercados</li> </ul>
<i>Chan et al. (1997)</i>	18 países	Mensual	Enero/61 Diciembre/92	Cointegración Johansen	<ul style="list-style-type: none"> <li>◆ Detecta más vectores de cointegración antes que después del <i>crash</i> del 87</li> <li>◆ Defiende la diversificación internacional</li> </ul>
<i>Chaudhuri (1997)</i>	IFC de Argentina, Brasil, Chile, Colombia, Méjico y Venezuela	Mensual	1985-1993	Cointegración de Engle y Granger	Se detecta la presencia de causalidad bidireccional más que unidireccional, sugiriendo la ausencia de exogeneidad entre los precios bursátiles
<i>Choudhury (1997)</i>	IFCSI Argentina, Brasil, Chile, Colombia, Méjico, Venezuela, USA	Semanal	Enero/89 Diciembre 93	Cointegración Johansen	Se detecta la presencia de cointegración multivariante con o sin USA
<i>Fernández et al. (1997a)</i>	CAC, IBEX y Eurotrack 200	Diaria	3/1/95 23/4/96	Cointegración Johansen	Sólo cointegración entre el CAC y el Eurotrack
<i>Fernández et al. (1997b)</i>	IBEX, CAC, BVL, MIB, FTSE y DAX	Diaria	5/1/94 10/4/96	Cointegración Johansen	No se detecta relaciones de cointegración
<i>Masih y Masih (1997a)</i>	Taiwan, Corea del Sur, Singapur, Hong Kong, USA, Japón, UK y Alemania	Mensual	Enero/82 Junio/94	Cointegración Johansen	<ul style="list-style-type: none"> <li>◆ Detectan un vector de cointegración para cada caso analizado.</li> <li>◆ Rechazan la hipótesis de mercados eficientes</li> </ul>

<i>Autor/es (Año)</i>	<i>Índices</i>	<i>Frecuencia</i>	<i>Periodo</i>	<i>Metodología</i>	<i>Resultados</i>
<i>Yuhn (1997)</i>	Índices MSCI de USA, Canadá, Japón, UK y Alemania	Mensual	Enero/70 Marzo/91	Cointegración Johansen	♦ Relación de equilibrio a largo plazo únicamente entre USA y Canadá ♦ Eficiencia informacional
<i>Chatterjee et al. (1998)</i>	Ghana (GSE All-Share), Nigeria (NSE All-Share) y Zimbabwe (Zimbabwe Industrial)	Mensual	1987-1995	Cointegración Johansen	No detectan relaciones de cointegración bivariante o multivariante
<i>Masih y Masih (1997b)</i>	USA, Japón, Canadá, Francia, Alemania y UK	Mensual	Enero/79 Junio/94	Cointegración Johansen	♦ El mercado americano no se ha visto afectado en su papel de líder por el <i>crash</i> ♦ Los mercados bursátiles tras el <i>crash</i> han mostrado una mayor interacción
<i>Simga-Mugan y Yüce (1997)</i>	Budapest, Moscú, Varsovia, Londres, Francfort, Estambul y Nueva York	Semanal	20/9/94 16/6/96	Cointegración Johansen	No detectan vector de cointegración múltiple, sólo un vector de cointegración bivariante ente Polonia y Hungría
<i>Chelley-Ateeley (1998)</i>	Índices de Francia, Suiza, Italia, Alemania, UK, Japón, USA y Canadá	Mensual	Enero/67 Diciembre/91	Cointegración Johansen	♦ Alemania, Suiza y Francia aumentan su interdependencia entre sí y entre otros mercados ♦ Para UK no detecta relación de cointegración con el resto de los países ni antes ni después de la liberalización
<i>Crowder y Wohar (1998)</i>	MSCI Canadá, Alemania, Japón, UK y USA	Mensual	Enero/1974- Agosto 1990	Cointegración Johansen	Encuentran un vector de cointegración entre los cinco mercados
<i>De Miguel et al. (1998)</i>	CAC, IBEX, DAX, AEX, FTSE, MIB30, BEL20, ATX, OMX, PSI20, KFX, y FOX	Diaria	25/7/95 20/8/97	Correlación y Cointegración Johansen	Detectan relaciones de cointegración en función de la zona geográfica entre las bolsas del centro y del norte y, por otro lado, del centro y de la zona mediterránea
<i>Kanas (1998 a)</i>	Índices MSCI de Canadá, USA, Japón, UK, Alemania, Francia, Suiza, Italia y Holanda	Diario	3/1/83 29/11/96	Cointegración bivariante de Johansen	♦ No encuentra relaciones de cointegración entre el mercado canadiense y el resto de los mercados ♦ Este resultado puede ser interpretado con evidencia de que existen beneficios a largo plazo por la reducción en el riesgo para un inversor canadiense al diversificar en alguno de los países considerados

<i>Autor/es (Año)</i>	<i>Índices</i>	<i>Frecuencia</i>	<i>Periodo</i>	<i>Metodología</i>	<i>Resultados</i>
<i>Kanas (1998 b)</i>	DJI, FAZ General, FT all share, CAC general, Swiss bank corporation all share, Milan banca commerciale, CBS general (Holanda)	Diaria	3/1/83 - 29/11/96	Cointegración bivalente de Johansen	No encuentra relaciones de cointegración entre los mercados considerados
<i>Pynnönen y Knif (1998)</i>	Índices de las Bolsas de Helsinki y de Estocolmo (HsSE y StSE)	Mensual	Enero/20 Diciembre/94	Metodología VAR Cointegración Johansen	<ul style="list-style-type: none"> <li>◆ No detectan relaciones de cointegración entre los mercados</li> <li>◆ Los <i>shocks</i> que generan impulsos son absorbidos en ambos mercados en un mes.</li> <li>◆ Incremento en la causalidad instantánea entre los mercados a medida que el subperiodo es más actual</li> </ul>
<i>Gerrits y Yüce (1999)</i>	Ftse, DAX, EOE (Amsterdam) y DJI	Diario	1/3/90 5/10/94	Cointegración de Engle y Granger	USA causa a corto y la largo plazo, unidireccionalmente, a los mercados europeos
<i>Knif y Pynnönen (1999)</i>	Nueva York, Tokio, Hong Kong, Londres, Francfort, Zurich, Paris, Copenhague, Estocolmo, Oslo y Helsinki	Diaria	28/8/93 8/8/96	Metodología VAR Cointegración Johansen	<ul style="list-style-type: none"> <li>◆ Detectan un vector de cointegración entre sólo dos mercados (Suecia y Noruega)</li> <li>◆ La información local aparece como característica de Dinamarca, Alemania, Francia y USA</li> <li>◆ La mayor parte de la nueva información es procesada dentro del mismo día</li> </ul>

MSCI: *Morgan Stanley Capital International Indices*  
 IFCSI: *International Financial Corporation Stock Indices*  
 USA: Estados Unidos  
 UK: Reino Unido.  
 DJI: Dow Jones Industrial  
 CAC: CAC 40  
 FTSE: FTSE 100  
 DAX: DAX 30  
 IBEX: IBEX 35  
 NIKKEI: NIKKEI 225  
 S&P: Standard and Poor's 500.



---

## ***Capítulo III***

---

# ***Influencia y Sensibilidad de los Mercados Bursátiles Europeos***

---

### III.1) Introducción

Los flujos de información entre los mercados bursátiles internacionales han ido incrementándose a lo largo del tiempo por una serie de razones entre las que destacan la desregulación de los mercados financieros, el significativo aumento del número de multinacionales que cotizan en distintos mercados bursátiles y el desarrollo de la tecnología de la información bursátil. Esto último ha permitido que los flujos de información internacionales sean menos costosos y cada vez más cercanos al momento real de las transacciones. Además, la coordinación transnacional de políticas respecto a la negociación bursátil y a la libre circulación de capitales también ha contribuido a aumentar las similitudes entre los mercados financieros. Teniendo en cuenta esta situación, los índices bursátiles tendrían que responder a flujos de información que tengan su origen tanto en factores internos como en factores externos de cada país.

Ahora bien, el estudio de las interrelaciones entre los mercados bursátiles debe de tener en cuenta la mayor o menor coincidencia de sus horarios de negociación. Si un mercado antecede a otro en una misma sesión bursátil, los cambios en los precios del primero deberían influir en los del segundo durante el mismo día de negociación. A su vez, los cambios en el mercado que negocia con posterioridad deberían afectar al primero en la siguiente sesión bursátil.

Así pues, el punto de partida del estudio de los flujos de información entre los mercados de valores hay que buscarlo en los distintos horarios de negociación, pudiendo distinguirse dos tipos de información: las innovaciones globales que se producen en un mercado y que afectan al resto de los mercados y las innovaciones específicas que influyen solo al mercado que las genera. La respuesta a las innovaciones globales se producirá de forma secuencial y de acuerdo con los distintos horarios de negociación, de forma que los mercados estarán tanto más integrados cuanto mayor sea la

rapidez con la que los precios incorporen dichas innovaciones. Por otro lado, las innovaciones específicas, por su propia naturaleza, no tienen influencia en el análisis de los co-movimientos entre los diferentes mercados.

La mayor parte de la investigación con respecto a este tema evalúa la fuerza de las relaciones entre los mercados considerándolas como medidas de liderazgo o como medidas de causalidad. Sin embargo, sería deseable contemplar dos aspectos de esas relaciones pues la conexión efectiva entre dos mercados depende tanto de la capacidad de influir como de la facilidad de ser influido. Este será el objetivo de este Capítulo, en el que se estudia las relaciones entre los mercados europeos de acciones y los mercados bursátiles más importantes del mundo, Nueva York y Tokio. El modelo empírico que se aplica tiene en cuenta los diferentes horarios de negociación y, además, permite distinguir entre aquellas dos influencias. Las herramientas que se considerarán son tres: el análisis de correlación cruzada, al análisis de regresión lineal y el análisis de regresión no lineal.

La Sección 2 se dedica a la revisión bibliográfica sobre las relaciones entre los mercados bursátiles internacionales. En la Sección 3 se describe la muestra. En la Sección 4, se presenta el análisis de correlación cruzada de los rendimientos de cada mercado. El análisis de regresión múltiple se realiza en la Sección 5. En la Sección 6 se estudia la influencia y sensibilidad de los diferentes mercados aplicando el modelo propuesto por Peiró *et al.* (1998). La Sección 7 se destina a aplicar este modelo en tres casos particulares, i) dividiendo el periodo muestral en dos subintervalos, ii) excluyendo los rendimientos atípicos y, por último, iii) eliminando el efecto de los tipos de cambio. La Sección 8 presenta las conclusiones más relevantes.



### III.2) Revisión bibliográfica

La interdependencia entre los principales índices bursátiles ha sido objeto de una amplia investigación empírica. Los primeros estudios realizados por Grubel (1968), Levy y Sarnant (1970), Grubel y Fadner (1971), Agmon (1972), Ripley (1973) y Lessard (1973) detectan un débil movimiento conjunto entre los índices bursátiles internacionales (a partir de datos semanales y mensuales entre los años 1960 y 1970).

A partir de los años ochenta, la globalización de los mercados bursátiles internacionales ha generado un gran número de estudios que utilizan variadas técnicas estadísticas y econométricas. Así, el análisis de correlación cruzada analiza de forma bivariante y estática el co-movimiento de dos mercados (véase Hamao *et al.* (1990) y Becker *et al.* (1992)), mientras que con el análisis de regresión se superan las restricciones del entorno bivariante, permitiendo considerar más de dos variables de forma conjunta. Esta técnica es también utilizada por Becker *et al.* (1990), Malliaris y Urrutia (1992), Aggarwal y Park (1994) y Jimeno (1995). Ahora bien, con esta metodología no se puede reflejar de forma simultánea la reacción de varios mercados sin partir de una variable dependiente preestablecida. Este aspecto queda solucionado con la estimación de vectores autorregresivos (VAR) que permite regresar de forma simultánea dos o más ecuaciones observando en el corto plazo los co-movimientos de los mercados. Herramientas derivadas de este análisis son la función impulso-respuesta y la descomposición de la varianza del error de predicción. Entre los trabajos que utilizan esta técnica cabe destacar los de Eun y Shim (1989), Jeon y Von Furstenberg (1990), Peña (1992), Janakiramanan y Lambda (1998) y Wu y Su (1998).<sup>1</sup>

---

<sup>1</sup> Una completa descripción de estos trabajos se encuentra en el Capítulo II, Secciones 2, 3 y 4.

La visión que intenta aportar este trabajo se basa en la metodología de relaciones no lineales propuesta por Peiró *et al.* (1998),<sup>2</sup> que analiza los co-movimientos entre los mercados a través de los flujos de información generados en los mismos y, a su vez, detecta la influencia y la sensibilidad de los mercados estudiados. Se contemplan varias modificaciones con respecto a dicho trabajo. De una parte, el periodo muestral es de diez años (1988-1998) frente a menos de dos (1990-1992). De otra, se analiza el caso de cuatro mercados europeos (pertenecientes o no a la Zona EURO) frente a considerar solo Francfort, en un intento de identificar el comportamiento de estos mercados. Además, se analiza el comportamiento en dos periodos consecutivos —(1988-1992) y (1992-1998)—, asimismo, se tiene en cuenta el efecto de los datos atípicos durante el periodo muestral y, por último, se estudia la influencia del tipo de cambio.

### III.3) Datos

Los datos utilizados hacen referencia a las cotizaciones de cierre desde el 2 de enero de 1988 hasta el 11 de mayo de 1998 de los índices NIKKEI 225 (Japón), Dow Jones Industrial (Estados Unidos), IBEX 35 (España), CAC 40 (Francia), DAX 30 (Alemania) y FTSE 100 (Reino Unido).<sup>3</sup> Los rendimientos se han obtenido como la diferencia de los logaritmos de los precios. Los rendimientos correspondientes a momentos en los que no se dispone de precios de cierre en todos los índices comparados han sido eliminados.

Además, se han utilizado para el mismo periodo los tipos de cambio de cada moneda con respecto al dólar calculados como la media entre el mejor precio de compra y de venta pactados por un número limitado de entidades

---

<sup>2</sup> Estos autores estudian 3 mercados (Nueva York, Tokio y Francfort) con series diarias de sus principales índices bursátiles, expresadas en moneda local, para el periodo 2 de enero de 1990 - 30 de octubre de 1992.

<sup>3</sup> Una descripción de los mismos se encuentra en el Anexo 1 y su evolución en el Gráfico 1.

financieras de manera directa o indirecta a través de *brokers*.<sup>4</sup> En concreto, cada tipo de cambio diario se corresponde con el mejor precio de compra y de venta para cada moneda con respecto al dólar a las 23 horas de Madrid.<sup>5</sup>

En el Anexo 2 se presenta los horarios de negociación de los mercados objeto de estudio con referencia al horario del Meridiano de Greenwich (GMT), precisando las diferencias y coincidencias horarias, y en el Gráfico 4 se recogen los periodos de solapamiento de los horarios de negociación, constatándose que unos horarios se solapan en su mayor parte (los mercados europeos), otros lo hacen en parte (los mercados europeos y el americano) y los hay que no se solapan (los mercados europeos y el americano con el japonés).

La muestra de rendimientos diarios expresados en moneda local se transforma para realizar análisis complementarios en dos muestras adicionales: la que elimina los rendimientos anómalos y la que expresa los rendimientos de todos los mercados en una misma moneda (dólar). Estas variaciones con respecto a la muestra original se describen con posterioridad.

#### III.4) Análisis de Correlación

Con el análisis de correlación (contemporáneo y no contemporáneo) entre los rendimientos de los índices bursátiles se pretende obtener una

---

<sup>4</sup> La evolución gráfica de los tipos de cambio y de los índices bursátiles expresados en dólares se representa en los Gráficos 2 y 3, respectivamente.

<sup>5</sup> Para una descripción más pormenorizada véase Martens y Kofman (1998, p.349).

primera información sobre sus relaciones a partir de la cual decidir la secuencia temporal del trabajo a desarrollar.

El coeficiente de correlación cruzada ( $\rho_{ij}$ ) tomado como variable de estudio es el coeficiente de correlación de Pearson mediante el que se contrasta la hipótesis nula de si las variables  $i$  y  $j$  son independientes ( $\rho_{ij}=0$ ) frente a la alternativa de que no lo sean. Para determinar la significatividad de los coeficientes de correlación se usan los errores asintóticos estándar, propuestos por Bartlett (1946), que se calculan como  $T^{(-1/2)}$  donde  $T$  es el tamaño de la muestra.

En el Cuadro 1 se recoge los resultados del análisis de correlación de los rendimientos contemporáneos, detectando que, como era de esperar, la correlación aumenta con el mayor solapamiento horario de los flujos de información entre mercados (por ejemplo, la Bolsa de Nueva York está más correlacionada con los mercados europeos, especialmente con la Bolsa de Londres, que con la Bolsa de Tokio, y la correlación de los mercados europeos con Tokio presenta un comportamiento muy similar en todos los casos).

Por otra parte, al tener en cuenta los rendimientos no contemporáneos (Cuadro 2), resulta que los mercados europeos y el mercado de Tokio presentan una correlación significativa con la Bolsa de Nueva York retardada un periodo (zona sombreada).

A la vista de estos resultados, el orden temporal en el que se van a situar los rendimientos de los diferentes índices bursátiles en los análisis posteriores es el siguiente: los rendimientos de los mercados europeos se pondrán en función de los rendimientos de la Bolsa de Tokio contemporáneos y de los de la Bolsa de Nueva York retardados un periodo.

### III.5) Análisis de Regresión Lineal Múltiple

El análisis de correlación cruzada permite relacionar los mercados dos a dos y proporciona una idea intuitiva y estática de la dependencia entre los mismos. Con el análisis de regresión múltiple es posible estudiar todos los mercados conjuntamente. En concreto se van a seleccionar tres ecuaciones y tres variables de manera que los índices NIKKEI y DJI van a ser variables permanentes y cada mercado europeo será alternativamente la tercera variable (IBEX, CAC, DAX y FTSE) de forma que en todo momento se tienen tres mercados interrelacionados con horarios de negociación lo menos solapados posible. Se evitan así posibles problemas de colinealidad entre los rendimientos de los índices europeos provocados por la coincidencia en sus horarios de negociación.

La forma en que se va a presentar cada ecuación depende de la variable a explicar y de la llegada de los flujos de información a cada mercado que está en función de los horarios de negociación (ver Gráfico 4). El conjunto de ecuaciones que pone en relación cada uno de los índices bursátiles con los dos restantes es el siguiente:

$$NIKKEI_t = \alpha_1 + \delta'_I \cdot I_{t-1} + \delta''_{DJI} \cdot DJI_{t-1} + \mu_{1t} \quad (\text{III-1})$$

$$DJI_t = \alpha_2 + \delta'_{NIKKEI} \cdot NIKKEI_t + \delta''_I \cdot I_t + \mu_{2t} \quad (\text{III-2})$$

$$I_t = \alpha_3 + \delta'_{DJI} \cdot DJI_{t-1} + \delta''_{NIKKEI} \cdot NIKKEI_t + \mu_{3t} \quad (\text{III-3})$$

donde:

- $NIKKEI_t$  es el rendimiento en t del índice NIKKEI 225.
- $DJI_t$  es el rendimiento en t del índice Dow Jones Industrial.
- $I_t$  es el rendimiento en t de los índices europeos (I=IBEX, CAC, DAX y FTSE).
- $\delta'_h$  y  $\delta''_h$  son los parámetros que acompañan a las variables explicativas (h= DJI, NIKKEI e I).
- $\alpha_i$  son los términos independientes (i=1, 2 y 3).
- $\mu_{it}$  son los residuos de cada una de las ecuaciones (i=1, 2 y 3).

En el caso del rendimiento del mercado japonés como regresando (ecuación 1), se considera el rendimiento del mercado americano retardado un periodo al cerrar 3 horas antes en el día anterior, y el rendimiento del mercado europeo también retardado un periodo al finalizar su horario de contratación antes que la Bolsa de Nueva York. En la ecuación 2 todos los índices son contemporáneos y en la ecuación 3 el DJI está retardado un periodo.

La estimación de las ecuaciones 1, 2 y 3 se realiza de forma independiente y por el método de mínimos cuadrados ordinarios. Los resultados indican que, como cabría esperar, las variables explicativas más cercanas al horario de negociación de la variable a explicar son todas significativas y, además, el tamaño de su coeficiente es superior al de la otra variable explicativa en todos los casos (Cuadro 3).

Este resultado lleva a plantearse si el mercado bursátil más próximo en su horario de negociación a la variable a explicar, denominado *mercado pantalla*, comparte o no la información con la otra variable explicativa que es la del mercado más alejado. Con el fin de dilucidar esta cuestión, se han eliminado los mercados pantalla en todas las ecuaciones y se ha repetido el estudio (Cuadro 4). La capacidad predictiva, medida a través del coeficiente de determinación corregido, disminuye con respecto a la obtenida en el Cuadro 3 y la significatividad de la variable ahora considerada aumenta. Por ejemplo, en la ecuación de los mercados europeos, los valores que toma el índice Dow Jones ( $\delta_{DJI}$ ), así como su significatividad, aumentan y superan a los valores referidos al índice NIKKEI ( $\delta''_{NIKKEI}$ ) en el Cuadro 3.

Estos resultados permiten dar una respuesta a la cuestión planteada, y afirmar que el *mercado pantalla* recoge información global compartida con la del otro regresor, es decir, existe un problema de colinealidad entre ambos regresores. La evidencia obtenida en esta Sección lleva a concluir que las relaciones entre los mercados de valores dependen de forma importante de

los horarios de negociación. Ahora bien, cada parámetro  $\delta$  recoge la influencia de un mercado sobre otro sin tener en cuenta que puede existir un efecto común entre los dos regresores que distorsione la interpretación de los resultados. En la siguiente Sección se aborda esta cuestión distinguiendo entre la capacidad de influir de un mercado sobre otro y la sensibilidad de un mercado de ser influido por los otros.

### III.6) Relaciones No Lineales

Se parte del modelo de Peiró *et al.* (1998) con el fin de evaluar la capacidad que tiene un mercado para influir en otros mercados, independientemente de los solapamientos horarios y, al mismo tiempo, obtener una medida de la sensibilidad de un mercado ante las innovaciones globales aparecidas. Por lo tanto, el efecto de un mercado en otro será el resultado conjunto de la habilidad para influir y de la sensibilidad para ser influido. Esta cuestión se analiza mediante un modelo formado por tres ecuaciones, una para cada mercado. En cada ecuación el rendimiento de un mercado en el momento  $t$  depende de los rendimientos anteriores en los otros dos mercados, que pueden corresponder al mismo día  $t$  o al día  $t-1$ , esto es:

$$NIKKEI_t = \alpha_{NIKKEI} + \lambda_{NIKKEI} \cdot [\beta_I \cdot I_{t-1} + \beta_{DJI} \cdot DJI_{t-1}] + \mu_{NIKKEI_t} \quad (III-4)$$

$$DJI_t = \alpha_{DJI} + \lambda_{DJI} \cdot [\beta_{NIKKEI} \cdot NIKKEI_t + \beta_I \cdot I_t] + \mu_{DJI_t} \quad (III-5)$$

$$I_t = \alpha_I + \lambda_I \cdot [\beta_{DJI} \cdot DJI_{t-1} + \beta_{NIKKEI} \cdot NIKKEI_t] + \mu_{I_t} \quad (III-6)$$

donde:

- $NIKKEI_t$  es el rendimiento en  $t$  del índice NIKKEI 225.
- $DJI_t$  es el rendimiento en  $t$  del índice Dow Jones Industrial.
- $I_t$  es el rendimiento en  $t$  de los índices europeos (I=IBEX, CAC, DAX y FTSE).
- $\alpha_i$  son los términos independientes ( $i=NIKKEI, DJI$  e  $I$ ).
- $\beta_h$  son los parámetros individuales que acompañan a las variables explicativas ( $h=NIKKEI, DJI$  e  $I$ ).

- $\lambda_j$  son los parámetros globales que recogen el efecto conjunto de las variables explicativas ( $j$ =NIKKEI, DJI e I).
- $\mu_{it}$  son los residuos de cada uno de los modelos ( $i$ =NIKKEI, DJI e I).

Los parámetros  $\beta_h$  indican la capacidad que tiene el mercado  $h$  para influir en los otros. Los  $\lambda_j$  recogen la sensibilidad del mercado  $j$  ante la influencia de los otros dos mercados (variables explicativas). Dos aspectos merecen ser destacados en este modelo: la capacidad de influir de un mercado ( $\beta_h$ ) no depende de los mercados que están recibiendo la influencia, y el factor de sensibilidad ( $\lambda_j$ ) depende exclusivamente del mercado que recibe la influencia, independientemente del mercado que le influya.

De esta forma, el efecto de un mercado sobre otro es el producto de los parámetros  $\lambda_j$  por los  $\beta_h$ . Así, en la ecuación del índice europeo (ecuación 6), la influencia de Nueva York sobre el índice europeo es el resultado del producto  $\lambda_I \beta_{DJI}$ , siendo  $\lambda_I$  la sensibilidad del mercado europeo al efecto conjunto del DJI y del NIKKEI y  $\beta_{DJI}$  la capacidad de Nueva York de afectar, particularmente, al resto de los mercados (NIKKEI e I).

Los términos de error  $\mu_{it}$  reflejan las innovaciones específicas ocurridas en el mercado  $i$  y las innovaciones globales ocurridas desde el cierre de los otros mercados. De este modo  $\mu_{I_t}$  representa el efecto de innovaciones específicas del índice  $I_t$  y el efecto de innovaciones globales que no se encuentran recogidas en Nueva York en el momento  $t-1$  y en el mercado japonés en  $t$  (véase la ecuación 6).

La estimación de las ecuaciones se realiza de forma simultánea, siendo su representación en forma matricial la siguiente:



$$\begin{pmatrix} \text{NIKKEI}_2 \\ \text{NIKKEI}_3 \\ \vdots \\ \text{NIKKEI}_T \\ \text{DJI}_1 \\ \text{DJI}_2 \\ \vdots \\ \text{DJI}_T \\ \text{I}_2 \\ \text{I}_3 \\ \vdots \\ \text{I}_T \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & \text{I}_1 & \text{DJI}_1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & \text{I}_2 & \text{DJI}_2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & \text{I}_{T-1} & \text{DJI}_{T-1} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & \text{NIKKEI}_1 & \text{I}_1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & \text{NIKKEI}_2 & \text{I}_2 & 0 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & 1 & \text{NIKKEI}_T & \text{I}_T & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & \text{DJI}_1 & \text{NIKKEI}_2 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & \text{DJI}_2 & \text{NIKKEI}_3 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & \text{DJI}_{T-1} & \text{NIKKEI}_T \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \alpha_{\text{NIKKEI}} \\ \beta_1 \cdot \lambda_{\text{NIKKEI}} \\ \beta_{\text{DJI}} \cdot \lambda_{\text{NIKKEI}} \\ \alpha_{\text{DJI}} \\ \beta_{\text{NIKKEI}} \cdot \lambda_{\text{DJI}} \\ \beta_1 \cdot \lambda_{\text{DJI}} \\ \alpha_1 \\ \beta_{\text{DJI}} \cdot \lambda_1 \\ \beta_{\text{NIKKEI}} \cdot \lambda_1 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \mu_{\text{NIKKEI}_2} \\ \mu_{\text{NIKKEI}_3} \\ \vdots \\ \mu_{\text{NIKKEI}_T} \\ \mu_{\text{DJI}_1} \\ \mu_{\text{DJI}_2} \\ \vdots \\ \mu_{\text{DJI}_T} \\ \mu_2 \\ \mu_3 \\ \vdots \\ \mu_{1T} \end{pmatrix}$$

Dado que el sistema de ecuaciones es indeterminado, para estimarlo se ha tomado un valor inicial de  $\lambda_{\text{DJI}} = 1$ , con el que poder obtener una solución. De esta manera, el valor del resto de los parámetros debe ser interpretado a partir de este valor inicial. Además, dada la no-linealidad de las ecuaciones del modelo, el método de estimación utilizado ha sido el de mínimos cuadrados no lineales, aplicando el algoritmo de Gauss-Newton (véase Peiró *et al.*, 1998, p.339).

### III.6.1) Resultados con la muestra original

En el Cuadro 5 se presenta los resultados obtenidos. Si bien los parámetros ( $\lambda_j$  y  $\beta_h$ ) son claramente significativos, el interés del estudio radica en la comparación de los valores obtenidos para cada mercado en particular. Los mercados de la Zona EURO (IBEX, CAC y DAX) son los más sensibles (mayores valores de  $\lambda$ ) a cambios en el DJI y en el NIKKEI, mientras que el FTSE es el menos sensible ( $\lambda_{\text{FTSE}}=0.43$ ). Con respecto a la capacidad de influir, el DJI es el mercado más influyente en todas las ocasiones (mayores valores de  $\beta$ ) seguido, en orden decreciente, por los mercados europeos y por el NIKKEI.<sup>6</sup> Destaca, sobre todo, la elevada influencia del índice DJI en el índice FTSE ( $\beta_{\text{DJI}}=0.5751$ ).

Con el fin de verificar si los términos de error, en diferentes ecuaciones, se encuentran correlacionados se utiliza el test de Breusch y

<sup>6</sup> Peiró *et al.* (1998) obtienen que el mercado alemán es, por un lado, menos sensible que Tokio pero más que Nueva York y, por otro lado, el menos influyente de los tres.

Pagan (1980). Este test consiste en obtener el estadístico  $T \cdot (r_{45}^2 + r_{46}^2 + r_{56}^2)$ , donde  $T$  es el número de observaciones y  $r_{ij}$  es el coeficiente de correlación de los residuos de las estimaciones simultáneas por mínimos cuadrados de las ecuaciones  $i$  y  $j$ . Bajo la hipótesis nula de ausencia de correlación, el estadístico sigue asintóticamente una distribución  $\chi^2$  con  $\left(M \cdot \frac{M-1}{2}\right)$  grados de libertad ( $M$  es el número de ecuaciones). El valor obtenido para este estadístico se encuentra en el Cuadro 6 presentando, en todo los casos, un nivel de significatividad entre el 90% y 95%.<sup>7</sup> Por lo tanto, no existe evidencia estadística de correlación cruzada de los términos de error.

Es interesante comparar los resultados obtenidos en las ecuaciones 1, 2 y 3 con los de las 4, 5 y 6. Para ello, se han obtenido los productos  $\lambda_j \cdot \beta_h$  de la estimación simultánea (parte sombreada de cada caso en el Cuadro 5) que son comparables con los  $\delta_h$  de la estimación individual (Cuadro 3).

Se observa que: i) los coeficientes de los mercados que finalizan su sesión en primer lugar ( $\lambda_{\text{NIKKEI}} \cdot \beta_I$ ,  $\lambda_{\text{DJI}} \cdot \beta_{\text{NIKKEI}}$  y  $\lambda_I \cdot \beta_{\text{DJI}}$ , Cuadro 5) se han incrementado con respecto a los coeficientes que se obtenían de la estimación lineal ( $\delta'_I$ ,  $\delta'_{\text{NIKKEI}}$  y  $\delta'_{\text{DJI}}$ , Cuadro 3), y ii) los coeficientes de los mercados que finalizan en último lugar ( $\lambda_{\text{NIKKEI}} \cdot \beta_{\text{DJI}}$ ,  $\lambda_{\text{DJI}} \cdot \beta_I$  y  $\lambda_I \cdot \beta_{\text{NIKKEI}}$ , Cuadro 5) han disminuido con respecto a las estimaciones lineales ( $\delta''_I$ ,  $\delta''_{\text{NIKKEI}}$  y  $\delta''_{\text{DJI}}$ , Cuadro 3).

En resumen, este comportamiento muestra que al desglosar la capacidad de influir de dos mercados sobre otro en un efecto común ( $\lambda$ ) y en un efecto individual ( $\beta$ ), se produce un incremento (disminución) en la influencia del mercado más (menos) alejado del horario de negociación del

<sup>7</sup> Para una  $\chi^2$  con  $\left(3 \cdot \frac{3-1}{2}\right) = 3$  grados de libertad.

mercado a explicar. Por lo tanto, con el modelo de Peiró *et al.* (1998) se mitiga el efecto del *mercado pantalla*.

### III.7) Extensiones

#### III.7.1) Efecto del periodo muestral

A partir de la muestra original se ha dividido el periodo muestral en dos subintervalos considerando como punto de corte el 2 de junio de 1992, que se corresponde con la “no-ratificación del Tratado de Maastricht por parte de Dinamarca”, hecho que provocó una falta de confianza en el proceso de convergencia europea, llevando a importantes turbulencias en los mercados financieros.<sup>8</sup>

En los Cuadros 7 y 9 se recogen los resultados para los periodos 1988-1992 y 1992-1998, respectivamente.<sup>9</sup> Estos resultados denotan que en el periodo más reciente (1992-1998) se produce un incremento en el grado de influencia entre los mercados europeos y la Bolsa de Nueva York. Por contra, la Bolsa de Tokio disminuye su influencia en todos los casos. Este hecho se ha traducido en un incremento en la capacidad de influir individual de la Bolsa de Nueva York y de los mercados de la Zona Euro y una disminución en el caso de Tokio. Por otra parte, se reduce la sensibilidad de cada mercado ante la llegada de información global (excepto en el caso del mercado alemán).

---

<sup>8</sup> La razón que se encuentra detrás de esta elección está en que, si bien de 1988 a 1992 los acontecimientos que afectan a los mercados financieros obedecen a cuestiones políticas, a partir de 1992 las importantes turbulencias en los mercados fueron provocadas por movimientos financieros en el proceso de cumplimiento de los criterios de convergencia del Tratado de Maastricht (devaluaciones, variaciones en los tipos de interés, etc.).

<sup>9</sup> Los tests de correlación de los residuos se resumen en los Cuadros 8 y 10, no detectando problemas de correlación.

#### IV.7.2) Efecto de los rendimientos atípicos.

Se han repetido los análisis corrigiendo la muestra por los rendimientos atípicos. A tal fin, se han eliminado los no comprendidos en el intervalo definido por el rendimiento medio más/menos dos veces la desviación típica.<sup>10</sup> En el Cuadro 11 se presentan los estadísticos descriptivos de la muestra original y de la muestra corregida.<sup>11</sup>

En el Cuadro 10 se recogen los resultados del modelo de regresiones no lineales<sup>12</sup> observándose que la cuantía de los coeficientes  $\lambda_j$  y  $\beta_h$  se ve reducida, en términos generales, de forma considerable. La comparación entre los Cuadros 5 y 12 pone de manifiesto que los flujos de información entre mercados bursátiles son más importantes en los momentos de mayor turbulencia que en los periodos estables por incrementarse la capacidad de influir y la sensibilidad a las influencias.

#### IV.7.3) Efecto de los tipos de cambio

En las inversiones internacionales hay dos fuentes de riesgo diferentes: el riesgo de variación del precio de los activos y el riesgo de cambio. El efecto de este último en los rendimientos bursátiles ha sido contrastado empíricamente a través numerosos estudios utilizando diferentes metodologías y series de datos. La mayoría apuntan a que las

---

<sup>10</sup> En lo que se refiere al análisis de correlación y de regresión múltiple con la muestra corregida, los resultados no contienen cambios sustanciales con respecto a los obtenidos al considerar la muestra original y, por tanto, se ha optado por no incluirlos.

<sup>11</sup> La rentabilidad media se incrementa al eliminar los datos atípicos, debido a que la mayor parte de estos datos se corresponden, para cada serie, con caídas en los rendimientos. Además, a pesar de que el número de rendimientos anormales para cada serie no representa, en ningún caso, más del 6% del total de observaciones, la desviación estándar disminuye de forma considerable.

<sup>12</sup> El test de correlación de los residuos se resume en el Cuadro 13, no detectando problemas de correlación.

fluctuaciones de los tipos de cambio tiene un impacto reducido en los movimientos de los índices bursátiles internacionales.<sup>13</sup>

Ahora bien, debe tenerse en cuenta que el periodo muestral estudiado en este Capítulo incluye una serie de hechos relevantes relacionados con importantes variaciones de los tipos de cambio.<sup>14</sup> Por ello, resulta de especial interés comprobar como puede haber influido la variable tipo de cambio en las relaciones entre los principales mercados de valores internacionales y los mercados de valores europeos detectadas en la Sección anterior. Con este fin, se han expresado los índices en dólares y se han repetido los análisis efectuados previamente con los rendimientos en moneda local.<sup>15</sup>

En cuanto al estudio de los estadísticos descriptivos, cabe indicar que la volatilidad de los rendimientos de los tipos de cambio (Cuadro 14) es menor que la de los rendimientos de los índices bursátiles (Cuadro 11). Además, la volatilidad de los índices se incrementa, en todos los casos, reduciéndose su rentabilidad, excepto en el Reino Unido (Cuadro 15).

En lo que respecta al modelo de relaciones no lineales, en el Cuadro 16 se recoge los resultados cuando todas las series de rendimientos originales de los índices bursátiles se expresan en dólares.<sup>16</sup> El papel de mercado más sensible lo toma el índice NIKKEI en todas las ocasiones excepto en el caso de Alemania (I=DAX).<sup>17</sup>

---

<sup>13</sup> Solnik (1984), Adler y Simon (1986), Dwyer y Hafer (1988), Becker *et al.* (1990), Arshanapalli y Doukas (1993), Longin y Solnik (1995), Peiró *et al.* (1998) y Kanas (1998b), entre otros.

<sup>14</sup> Véase Capítulo I.

<sup>15</sup> El rendimiento de los índices bursátiles en dólares se obtiene a través del producto de las tasas de cambio en tiempo continuo (o logarítmicas) de los precios consecutivos de los índices bursátiles de cada mercado de valores por el tipo de cambio de la moneda local con respecto al dólar.

<sup>16</sup> Los resultados del análisis de correlación y de las regresiones lineales de las series expresadas en dólares no muestran cambios sustanciales y, por lo tanto, se ha optado por no presentarlos.

<sup>17</sup> El test de autocorrelación de los residuos se resume en el Cuadro 17 y no se detectan problemas de correlación.

En lo referente a la capacidad de influir, se detecta una reducción significativa en la cuantía de los coeficientes  $\beta$  y, además, Nueva York sigue siendo el más influyente seguido ahora por el índice japonés y por los índices europeos. Estos resultados presentan diferencias significativas con respecto a los obtenidos por Peiró *et al.* (1998) que no encontraban cambios sustanciales al considerar la muestra expresada en moneda local o en una única moneda.

#### IV.8) Conclusiones

En este Capítulo se han estudiado los flujos de información existentes entre los mercados bursátiles europeos y las dos principales Bolsas de valores del mundo (Nueva York y Tokio).

El análisis de correlación indica que las interrelaciones entre los mercados estudiados vienen determinadas por la no-simultaneidad de sus horarios de negociación. Además, el análisis de regresión lineal detecta la presencia del efecto denominado *mercado pantalla*. Por ello, las relaciones entre los mercados solapados se han estudiado a través del modelo de Peiró *et al.* (1998), que desglosa la información compartida distinguiendo entre la capacidad que tiene un mercado de influir y la sensibilidad a las influencias existentes.

Los resultados indican que el mercado más influyente en los europeos es Nueva York, mientras que el menos influyente es Tokio, a pesar de ser el mercado pantalla de Europa, en especial durante el periodo más reciente (1992-1998). Si nos centramos en la sensibilidad de los mercados europeos, se distinguen dos grupos: los mercados de la Zona EURO y la Bolsa de Londres. Los primeros son los mercados más sensibles, de forma particular en el periodo 1988-1992. Si se tiene en cuenta, además, que el FTSE es más influyente, resulta que el mercado londinense es el más influyente y el menos influido.

La muestra original ha sido modificada para eliminar los rendimientos anómalos y para mitigar el efecto de los tipos de cambio. El primer análisis revela que los flujos de información se incrementan en periodos volátiles, mientras que el segundo estudio sitúa al índice NIKKEI como el más sensible a los flujos de información, excepto en el caso del mercado alemán. Este resultado puede explicarse por el hecho de que el mercado bursátil alemán comienza la negociación una hora antes que el resto de los mercados europeos y por el gran número de acciones extranjeras admitidas a negociación en ese mercado.

En resumen, el comportamiento de los países europeos que pertenecen a la Zona EURO es muy similar, con independencia de la muestra utilizada. Este resultado confirma el proceso de convergencia económica que se está llevando a cabo en los últimos años. Esta conclusión es extensible al caso del Reino Unido en la medida en que se elimine el efecto del tipo de cambio en las series de rendimientos.

**III.9) Referencias Bibliográficas**

- Adler, Michael y Bernard Dumas (1983): "International portfolio choice and corporation finance: A synthesis", *Journal of Finance*, Vol. 38, N° 3, pp. 925-984.
- Adler, Michael y David Simon (1986): "Exchange rate surprises in international portfolio", *Journal of Portfolio Management*, Vol. 12, N° 2, pp. 44-53.
- Aggarwal, Raj y Young S. Park (1994): "The relationship between daily U.S. and Japanese equity prices: Evidence from spot versus futures markets", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 18, N° 4, pp. 757-773.
- Agmon, Tamir (1972): "The relations among equity markets: a study of share price co-movements in the United States, United Kingdom, Germany and Japan", *Journal of Finance*, Vol. 27, N° 4, pp. 839-855.
- Arshanapalli, Bala y John Doukas (1993): "International stock market linkages: evidence from the pre- and post-october 1987 period", *Journal of Banking and Finance*, N° 17, pp. 193-208.
- Bartlett, M.S. (1946): "On the theoretical specification and sampling properties of autocorrelated time series", *Journal of the Royal Statistical Society*, series B, Vol. 8, pp. 27-41.
- Becker, Kent G.; Joseph E. Finnerty y Manoj Gupta (1990): "The intertemporal relation between the U.S. and Japanese stock markets", *Journal of Finance*, Vol. 45, N° 4, pp. 1297-1306.
- Becker, Kent G.; Joseph E. Finnerty y Alan L. Tucker (1992): "The intraday interdependence structure between U.S. and Japanese equity markets", *Journal of Financial Research*, Vol. 15, N° 1, pp. 27-37.
- Breusch, Trevor S. y Adrian R. Pagan (1980): "The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics", *Review of Economic Studies*, Vol. 47, pp. 239-253.



- Chan, Kam C.; Benton E. Gup y Ming-Shiun Pan (1997): "International stock market efficiency and integration: a study of eighteen nations", *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 24, Nº. 6, pp. 803-813.
- Crowder, William J. y Mark E. Wohar (1998): "Cointegration, forecasting and international stock prices", *Global Finance Journal*. Vol. 9, Nº. 2, pp. 181-204.
- Dwyer, Gerald P. y R.W. Hafer (1988): "Are national stock markets linked?", *Federal Reserve Bank of St. Louis Economic Review*, Vol. 70, Nº. 6, pp. 3-14.
- Eun, Cheol S. y Sangdal Shim (1989): "International transmission of stock market movements", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 24, Nº. 2, pp. 241-257.
- Gerrits, Robert-Jan y Ayse Yüce (1999): "Short and long term links among European an US stock markets", *Applied Financial Economics*, Vol. 9, Nº. 1, pp. 1-9.
- Grubel, Herbert G. (1968): "Internationally diversified portfolios: welfare gains and capital flows", *American Economic Review*, Nº. 58, pp. 1299-1314.
- Grubel, Herbert G. y Kenneth Fadner (1971): "The interdependence of international equity markets", *Journal of Finance*, Vol. 26, pp. 89-94.
- Hamao, Yasushi; Ronald W. Masulis y Victor Ng (1990): "Correlations in price changes and volatility across international stock markets", *Review of Financial Studies*, Vol. 3, Nº. 2, pp. 281-307.
- Jacquillat, Bertrand y Bruno Solnik (1997): *Marchés Financiers. Gestion de portefeuille et des risques*, Ed. DUNOD, París.
- Janakiramanan, Sundaram y Asjeet S. Lambda (1998): "An empirical examination of linkages between Pacific-Basin stock markets", *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Vol. 8, pp. 155-173.
- Jeon, Bang N. y George M. Von Furstenberg (1990): "Growing international co-movement in stock price indexes", *Quarterly Review of Economics and Business*, Vol. 30, Nº. 3, pp. 15-30.

- Jimeno, Juan P. (1995): "Transmision de volatilidad: El caso español en la crisis de 1992", *Investigaciones Económicas*, Vol. 19, N°. 1, pp. 107-125.
- Kanas, Angelos (1998a): "Long-run benefits from international equity diversification: a note on the canadian evidence", *Applied Economic Letters*, Vol. 5, N°. 10, pp. 659-663.
- \_\_\_\_\_ (1998b): "Linkages between the US and european equity markets: further evidence from cointegration tests", *Applied Financial Economics*, Vol. 8, N°. 6, pp. 607-614.
- Knif, Johan y Seppo Pynnönen (1999): "Local and global price memory of international stock markets", *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, Vol. 9, N°. 2, pp. 129-148.
- Lessard, Donald R. (1973): "International portfolio diversification: a multivariate analysis for a group of latin american countries", *Journal of Finance*, Vol. 28, N°. 3, pp. 619-633.
- Levy, Haim y Marshall Sarnant (1970): "International diversification of investment portfolios", *American Economic Review*, Vol. 60, N°. 40, pp. 668-675.
- Longin, F. y Bruno Solnik (1995): "Is the correlation in international equity returns constant: 1960-1990? ", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 14, N°. 1, pp. 3-26.
- Malliaris, Anastasios G. y Jorge L. Urrutia (1992): "The international crash of october 1987: causality tests", *Journal of Financial Quantitative Analysis*, Vol. 27, N° 3, pp. 353-364.
- Martens, Martin y Paul Kofman (1998): "The inefficiency of Reuters foreing exchange quotes", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 22, N°. 3, pp. 347-366.
- Masih, Abul M.M. y Rumi Masih (1997a): "A comparative analysis of the propagation of stock market fluctuations in alternative models of dynamic causal linkages", *Applied Financial Economics*, Vol. 7, N°. 1, pp. 59-74.

- \_\_\_\_\_ (1997b): "Dynamic linkages and the propagation mechanism driving major international stock markets: An analysis of the pre- and post-crash eras", *Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 37, N° 4, pp. 859-885.
- Peiró, Amado; Javier Quesada y Ezequiel Uriel (1998): "Transmission of movements in stock markets", *European Journal of Finance*, Vol. 4, N° 4, pp. 331-343.
- Peña, J. Ignacio (1992): "Sobre la relación de los mercados bursátiles internacionales y la Bolsa de Madrid", *Información Comercial Española*, N° 704, pp. 16-24.
- Pynnönen, Seppo y Johan Knif (1998): "Common long-term and short-term price memory in two Scandinavian stock markets", *Applied Financial Economics*, Vol. 8, N° 3, pp. 257-265.
- Ripley, Duncan M. (1973): "Systematic elements in the linkage of national stock market indices", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 55, N° 3, pp. 356-361.
- Solnik, Bruno (1984): "Capital markets and international monetary variables", *Financial Analysts Journal*, Marzo.
- Wu, Chunchi y Su Yong-Chern (1998): "Dynamic relations among international stock markets", *International Review of Economics and Finance*, Vol. 7, N° 1, pp. 63-84.
- Yuhn, Ky-Hyang (1997): "Financial integration and market efficiency: some international evidence from cointegration tests", *International Economic Journal*, Vol. 11, N° 2, pp. 103-116.

**Direcciones electrónicas**

Bolsa de Barcelona	<a href="http://www.borsabcn.es">www.borsabcn.es</a>
Bolsa de Bilbao	<a href="http://www.bolsabilbao.es">www.bolsabilbao.es</a>
Bolsa de Francfort	<a href="http://www.exchange.de">www.exchange.de</a>
Bolsa de Madrid	<a href="http://www.bolsamadrid.es">www.bolsamadrid.es</a>
Bolsa de Nueva York	<a href="http://www.nyse.com">www.nyse.com</a>
Bolsa de París	<a href="http://www.bourse-de-paris.fr">www.bourse-de-paris.fr</a>
Bolsa de Tokio	<a href="http://www.tse.or.jp">www.tse.or.jp</a>
Bolsa de Valencia	<a href="http://www.bolsavalencia.es">www.bolsavalencia.es</a>
Índice Footsie 100	<a href="http://www.ftse.com">www.ftse.com</a>
Índice Nikkei 225	<a href="http://www.nikkei.co.jp">www.nikkei.co.jp</a> : 80
Índices Dow Jones	<a href="http://averages.dowjones.com">averages.dowjones.com</a>
Índices Europeos	<a href="http://www.finix.at/fin">www.finix.at/fin</a>
Sociedad de Bolsas	<a href="http://www.sbolsas.es">www.sbolsas.es</a>

## ANEXO III-1

## CARACTERÍSTICAS DE LOS ÍNDICES BURSÁTILES OBJETO DE ESTUDIO

1) *Dow Jones Industrial*

- Este indicador no se puede denominar realmente un índice (ya que no toma un valor base a partir de una fecha determinada), sino más bien una media de precios. Se creó el 26 de mayo de 1896. El 7 de octubre de 1896 se publica por primera vez en el Wall Street Journal con un valor inicial de 40.74, alcanzando el valor 100 en 1906.
- Historia: Charles H. Dow en 1884 comenzó con el índice que lleva su apellido y que estaba compuesto por 11 activos. En la primavera de 1896 pasó a tener 12, en 1916 se amplió a 20 y en 1928 a los definitivos 30 con un valor 240. En 1997 los valores que componen el Dow Jones Industrial representan alrededor de un quinto de los más de 8 trillones de dólares del valor de mercado de todas las acciones de Estados Unidos y alrededor de un cuarto del total de activos negociados en el NYSE.
- Forma de cálculo: No se ajusta por dividendos. Se obtiene como la media aritmética simple del precio de 30 valores industriales de primera fila (*Blue chips*)<sup>18</sup> del New York Stock Exchange (NYSE). Debido a su simplicidad, se corrige por un factor en el que se recogen algunos elementos que alteran el valor de la acción, como por ejemplo el split de títulos. No se ajusta por dividendos.

$$I_t = \frac{1}{d_t} \sum_{i=1}^{30} P_{it}$$

---

<sup>18</sup> Acciones de compañías de primer orden, con una larga historia de continuo crecimiento de beneficios y sin interrupción en el pago de dividendos.

donde:

- $I_t$  → Valor del índice en el momento t.
  - $d_t$  → Factor de ajuste (a 26 de febrero de 1999 era 0.23006578).
  - $P_{it}$  → Cotización del título i en el momento t.
- 
- Periodo de revisión: no está prefijado y depende de las opiniones de sus editores, aunque a lo largo de su historia no ha sufrido demasiadas alteraciones. El último cambio fue el 17 de marzo de 1997. Se eliminaron 4 compañías y se introdujeron sus respectivos sustitutos. Este cambio fue el primero desde el 6 de mayo de 1991.

## 2) NIKKEI 225 (*Nihon Keizai Shimbun*)

- Este indicador no se puede denominar realmente un índice (ya que no toma un valor base a partir de una fecha determinada), sino más bien una media de precios.
- Historia: desde 1971 ha sido calculado por *Nihon Keizai Shimbun, Inc.* y desde el 1 octubre de 1985, el índice se obtiene cada minuto durante el horario de negociación. El actual método de cálculo, basado en el método del Dow Jones, es usado desde septiembre de 1950 (de hecho la *Dow Jones Company* es la que lo desarrolló y posee los derechos de propiedad).
- Forma de cálculo: Media de precios de los 225 valores pertenecientes a la First Section del *Tokio Stock Exchange* (TSE), pero es diferente de una simple media aritmética ya que el divisor se ajusta continuamente reduciendo el efecto de factores externos no directamente relacionados con el mercado. No se ajusta por dividendos.

$$I_t = \frac{1}{C_t} \sum_{i=1}^{225} P_{it}$$

donde:

- $I_t$  → Valor del índice en el momento de cálculo.
  - $P_{it}$  → Cotización del título  $i$  en el momento  $t$ .
  - $C_t$  → Divisor corrector que corrige las cotizaciones por ampliaciones de capital, splits.
- Período de revisión: desde octubre de 1991 los valores componentes del índice son revisados cada año.

### 3) *FOOTSIE 100 (FT-SE 100)*

- Base 1.000 el 31 de diciembre de 1983.
- Forma de cálculo: Capitalización bursátil de 100 valores negociados en el *International Stock Exchange* (ISE). Los títulos son de clasificación *alfa*, es decir, valores estrella del mercado londinense. Desde octubre de 1997 hay un nuevo sistema de contratación electrónico denominado SETS que proporciona una combinación de liquidez e inmediatez, así como una mayor eficiencia, bajos costes y un proceso de formación de precios más transparente. El índice se calcula como una media aritmética ponderada según el índice de Laspeyres. Se corrige por splits pero no por dividendos.

$$I_t = \frac{\sum_{i=1}^{100} P_{it} * Q_{it}}{\sum_{i=1}^{100} K_t * CBA_0}$$

donde:

- $I_t$  → Valor del índice en el momento  $t$  de cálculo.
  - $P_{it}$  → Precio de cada activo  $i$  en el momento de cálculo.
  - $Q_{it}$  → La ponderación (número de acciones) de cada activo  $i$  en el momento de cálculo  $t$ .
  - $CBA_0$  → Capitalización total del mercado en la fecha base
  - $K_t$  → Coeficiente de ajuste del día  $t$  para la capitalización base.
- Período de ajuste: se revisa trimestralmente
  - Período de difusión: cada minuto.

#### 4) CAC-40 (Compagnie des Agents de Change).

- Base 1.000 el 31 de diciembre de 1987.
- Forma de cálculo: capitalización bursátil de 40 valores estrella de la Bolsa de París, concretamente del mercado de liquidación mensual (*Règlement Mensuel-RM*). Es una media aritmética ponderada que se calcula como un índice de Laspeyres ajustado. Se obtiene en tiempo real. El índice se ajusta por ampliaciones (reducciones) de capital, splits, pero no por dividendos.

$$I_t = 1.000 * \frac{\sum_{i=1}^{40} P_{it} * Q_{it}}{K_t \sum_{i=1}^{40} P_{i0} * Q_{i0}}$$

donde:

- $I_t$  → Valor del índice en el momento t de cálculo.
  - $P_{it}$  → Precio de cada activo i en el momento t de cálculo.
  - $Q_{it}$  → La ponderación (número de acciones) de cada activo en el momento de cálculo.
  - $\sum_{i=1}^{40} P_{i0} * Q_{i0}$  → Capitalización total del mercado en la fecha base
  - $K_t$  → Coeficiente de ajuste del día t para la capitalización base (ampliaciones o reducciones de capital, splits...)
- Periodo de difusión: cada 30 segundos
  - Periodos de revisión de las acciones que componen el índice: al menos 4 veces al año.

#### 5) IBEX-35

- Base 3.000 el 29 de diciembre de 1989 se llamaba FIEX-35 hasta que, a partir del 14 de enero de 1991, la Sociedad de Bolsas le dio su actual denominación IBEX-35).



- El Índice depende de la Secretaría de Gestión del Índice en la propia Sociedad de Bolsas. Sus principales funciones son la gestión, el cálculo, la publicación y el mantenimiento del IBEX 35.
- Composición del índice: El índice IBEX 35 se compone de los 35 valores cotizados en el Sistema de Interconexión Bursátil de las cuatro Bolsas Españolas que durante el período de control cuenten con el mayor volumen de contratación en pesetas efectivas descontando los volúmenes resultado de operaciones especiales.
- Forma de cálculo: Se calcula de acuerdo con la fórmula de Laspeyres. Es un índice de precios que se corrige por ampliaciones de capital, obligaciones convertibles, splits, fusiones y adquisiciones, pero no se ajusta por dividendos y es ponderado por capitalización. Se calcula en tiempo real.

$$I_t = I_{t-1} * \frac{\sum_{i=1}^{35} Cap_t}{\sum_{i=1}^{35} Cap_{t-1} + J}$$

donde:

$I_t$  → Valor del Índice en el momento t.

$Cap$  → Capitalización bursátil de la empresa incluida en el índice.

$J$  → Coeficiente de ajuste del valor del índice por operaciones financieras que afectan a la capitalización considerada en el índice.

- Período de difusión: cada minuto

## 6) DAX-30 (*Deutscher Aktienindex*)

- Base 1.000 el 30 de diciembre de 1987.
- Historia: Es un índice de rendimiento creado como una extensión del “Börsenzeitungsindex” (índice de noticias de la bolsa). Su origen se remonta a 1959.

▪ Forma de cálculo: Está compuesto por los 30 valores más importantes de la Bolsa de Valores de Francfort, representando en 1996 el 75% de la capitalización bursátil del mercado alemán. Se calcula en tiempo real. Es un índice que se corrige por dividendos y por derechos de subscripción. El DAX se calcula a través de dos precios, por un lado el de la negociación “a viva voz” —*Frankfurt floor trading* en el Frankfurt Stock Exchange (FWB)— y por otro, el de la negociación electrónica —*Computerized Trading System (IBIS)*—. Ambos sistemas de negociación se están sustituyendo por un sistema electrónico denominado Xetra. Las sociedades que componen el DAX suponen el 60% de la capitalización bursátil y el 75% del volumen contratado efectivo en las bolsas alemanas. Se calcula de acuerdo con la fórmula de Laspeyres, con un ajuste regular de las ponderaciones:

$$I_t = 1.000 * \frac{\sum_{i=1}^{30} (P_{it} * Q_{it1} * C_{it})}{\sum_{i=1}^{30} P_{i0} * Q_{i0}} K_{t1}$$

donde:

- $I_t$  → Valor del índice en el momento de cálculo.
  - $P_{it}$  → Precio de cada activo en el momento de cálculo.
  - $Q_{it1}$  → La ponderación (número de acciones) de cada activo en el momento de cálculo.
  - $P_{i0}$  → Precios en el momento base (30 de diciembre de 1987).
  - $Q_{i0}$  → Factores de ponderación en el momento base (30 de diciembre de 1987).
  - $K_{t1}$  → Factor de ajuste específico del índice en  $t_1$ .
  - $t_1$  → Fecha del último ajuste de ponderaciones regular.
  - $C_{it}$  → Factor de ajuste actual de una acción individual (dividendos..).
- Período de difusión: cada minuto.
  - Período de revisión: anual.

## ANEXO III-2

### HORARIOS DE NEGOCIACIÓN

MERCADO DE VALORES	SISTEMA DE CONTRATACIÓN	ÍNDICE BURSÁTIL	HORARIO LOCAL DE NEGOCIACIÓN	DIFERENCIA HORARIA*
<i>Tokio</i>	CORES & FORES	NIKKEI 225	9:00-11:00 y 12:30-15:00	GMT+9
<i>Francfort</i>	Xetra	DAX 30	8:30 - 17:15	GMT+1
<i>ISE (Londres)</i>	SETS	Footsie 100	8:30 - 16:30	GMT
<i>París</i>	SUPERCAC	CAC 40	10:00 - 17:00	GMT+1
<i>Madrid**</i>	SIBE	IBEX 35	10:00 - 17:00	GMT+1
<i>Nueva York</i>	SuperDot Order Routing	Dow Jones Industrial	9:30 - 16:00	GMT-5

### HORARIO GMT DE NEGOCIACIÓN SEGÚN EL MERCADO DE REFERENCIA

	Tokio	Francfort	Londres	París	Madrid	Nueva York
GMT	+9	+1	+0	+1	+1	-5
<b>MERCADOS</b>						
<b>Tokio</b>	<b>9:00-15:00h</b>	1:00-7:00h	0:00-6:00h	1:00-7:00h	1:00-7:00h	19:00-1:00h
<b>Francfort</b>	16:30-1:15h	<b>8:30-17:15h</b>	7:30-16:15h	8:30-17:15h	8:30-17:15h	2:30-11:15h
<b>Londres</b>	17:30-1:30h	9:30-17:30h	<b>8:30-16:30h</b>	9:30-17:30h	9:30-17:30h	3:30-11:30h
<b>París</b>	18-1h	10-17h	9-16h	<b>10-17h</b>	10-17h	4-11h
<b>Madrid</b>	18-1h	10-17h	9-16h	10-17h	<b>10-17h</b>	4-11h
<b>Nueva York</b>	23:30-6h	00:30-22h	14:30-21h	00:30-22h	00:30-22h	<b>9:30-16h</b>

\* GMT: es la hora en el Meridiano de Greenwich.

\*\* Dado que el índice IBEX 35 recoge la contratación de los 35 valores más líquidos del mercado continuo (constituido por la interconexión de cuatro plazas bursátiles, Valencia, Barcelona, Bilbao y Madrid) se le asigna la denominación de uno de los mercados para abreviar.

En negrita aparece la hora local de inicio y cierre del mercado de referencia.

## CUADRO III-1

## COEFICIENTES DE CORRELACIÓN CRUZADA CONTEMPORÁNEA

Correlación cruzada entre los rendimientos diarios contemporáneos desde el 2 de enero de 1988 hasta el 11 de mayo de 1998. En negrita se indica el coeficiente de correlación que es significativo al 5%.

	$CAC_t$	$DAX_t$	$DJI_t$	$FTSE_t$	$IBEX_t$	$NIKKEI_t$
$CAC_t$	1					
$DAX_t$	<b>0.612</b>	1				
$DJI_t$	<b>0.286</b>	<b>0.195</b>	1			
$FTSE_t$	<b>0.614</b>	<b>0.460</b>	<b>0.364</b>	1		
$IBEX_t$	<b>0.600</b>	<b>0.533</b>	<b>0.222</b>	<b>0.513</b>	1	
$NIKKEI_t$	<b>0.252</b>	<b>0.289</b>	<b>0.107</b>	<b>0.265</b>	<b>0.293</b>	1

## CUADRO III-2

## COEFICIENTES DE CORRELACIÓN CRUZADA NO CONTEMPORÁNEA

Correlación cruzada entre los rendimientos diarios no contemporáneos desde el 2 de enero de 1988 hasta el 11 de mayo de 1998. En negrita se indica el coeficiente de correlación que es significativo al 5%.

	$CAC_t$	$DAX_t$	$DJI_t$	$FTSE_t$	$IBEX_t$	$NIKKEI_t$
$CAC_{t-1}$		<b>0.128</b>	0.033	-0.003	<b>0.068</b>	<b>0.123</b>
$DAX_{t-1}$	-0.015		-0.004	-0.001	0.003	<b>0.066</b>
$DJI_{t-1}$	<b>0.277</b>	<b>0.399</b>		<b>0.236</b>	<b>0.290</b>	<b>0.237</b>
$FTSE_{t-1}$	0.039	<b>0.155</b>	0.044		<b>0.096</b>	<b>0.148</b>
$IBEX_{t-1}$	0.004	<b>0.092</b>	0.057	0.022		<b>0.113</b>
$NIKKEI_{t-1}$	-0.053	<b>-0.088</b>	-0.014	<b>-0.080</b>	<b>-0.062</b>	

## CUADRO III-3

## ESTIMACIÓN LINEAL MÚLTIPLE

Regresión de rendimientos diarios de cada mercado con una constante y con los rendimientos de los otros mercados para el periodo 2/1/88-11/5/98

$$NIKKEI_t = \alpha_1 + \delta'_I \cdot I_{t-1} + \delta''_{DJI} \cdot DJI_{t-1} + \mu_{1t}$$

$$DJI_t = \alpha_2 + \delta'_{NIKKEI} \cdot NIKKEI_t + \delta''_I \cdot I_t + \mu_{2t}$$

$$I_t = \alpha_3 + \delta'_{DJI} \cdot DJI_{t-1} + \delta''_{NIKKEI} \cdot NIKKEI_t + \mu_{3t}$$

	<i>I</i> = ESPAÑA					<i>I</i> = FRANCIA				
	$\alpha_1$	$\delta'_{IBEX}$	$\delta''_{DJI}$	$\bar{R}^2$	n° obs.	$\alpha_1$	$\delta'_{CAC}$	$\delta''_{DJI}$	$\bar{R}^2$	n° obs.
<b>NIKKEI</b>	-0.0003	0.0931	0.3456	0.0566	2160	-0.0003	0.1108	0.3391	0.0613	2178
<i>t-stat</i>	-0.9261	3.3669	9.8105			-0.9732	4.1276	9.5852		
	$\alpha_2$	$\delta'_{NIKKEI}$	$\delta''_{IBEX}$	$\bar{R}^2$	n° obs.	$\alpha_2$	$\delta'_{NIKKEI}$	$\delta''_{CAC}$	$\bar{R}^2$	n° obs.
<b>DJI</b>	0.0005	0.0297	0.1782	0.0593	2155	0.0004	0.0188	0.2149	0.0835	2175
<i>t-stat</i>	2.8485	2.2079	10.2294			2.3788	1.4380	13.1983		
	$\alpha_3$	$\delta'_{DJI}$	$\delta''_{NIKKEI}$	$\bar{R}^2$	n° obs.	$\alpha_3$	$\delta'_{DJI}$	$\delta''_{NIKKEI}$	$\bar{R}^2$	n° obs.
<b>I</b>	0.0004	0.1906	0.3112	0.1534	2133	0.0003	0.1577	0.3091	0.1151	2160
<i>t-stat</i>	1.6953	12.0780	12.2513			1.3915	9.3395	11.3151		
	<i>I</i> = ALEMANIA					<i>I</i> = REINO UNIDO				
	$\alpha_1$	$\delta'_{DAX}$	$\delta''_{DJI}$	$\bar{R}^2$	n° obs.	$\alpha_1$	$\delta'_{FTSE}$	$\delta''_{DJI}$	$\bar{R}^2$	n° obs.
<b>NIKKEI</b>	-0.0003	0.0573	0.3581	0.0551	2197	-0.0003	0.1190	0.3243	0.0543	2252
<i>t-stat</i>	-1.0920	2.2744	10.3755			-0.9969	3.1738	9.0750		
	$\alpha_2$	$\delta'_{NIKKEI}$	$\delta''_{DAX}$	$\bar{R}^2$	n° obs.	$\alpha_2$	$\delta'_{NIKKEI}$	$\delta''_{FTSE}$	$\bar{R}^2$	n° obs.
<b>DJI</b>	0.0004	0.0292	0.1473	0.0480	2202	0.0003	0.0046	0.3805	0.1318	2266
<i>t-stat</i>	2.3360	2.1731	9.1644			2.0451	0.3681	17.7884		
	$\alpha_3$	$\delta'_{DJI}$	$\delta''_{NIKKEI}$	$\bar{R}^2$	n° obs.	$\alpha_3$	$\delta'_{DJI}$	$\delta''_{NIKKEI}$	$\bar{R}^2$	n° obs.
<b>I</b>	0.0003	0.1792	0.4984	0.2159	2191	0.0004	0.1285	0.1849	0.1041	2252
<i>t-stat</i>	1.4523	10.9737	18.7335			2.4235	10.6521	9.4250		

$\bar{R}^2$  es el coeficiente de determinación ajustado

*t-stat* es el estadístico de la *t de student* (valor crítico al 5%,  $\pm 1.96$ )

## CUADRO III-4

## ESTIMACIÓN LINEAL MÚLTIPLE SIN MERCADOS PANTALLA

Regresión de rendimientos diarios de cada mercado con una constante y sin considerar los mercados pantalla para el periodo 2/1/88-11/5/98

$$NIKKEI_t = \alpha_1 + \delta_I \cdot I_{t-1} + \mu_{1t}$$

$$DJI_t = \alpha_2 + \delta_{NIKKEI} \cdot NIKKEI_t + \mu_{2t}$$

$$I_t = \alpha_3 + \delta_{DJI} \cdot DJI_{t-1} + \mu_{3t}$$

	<i>I</i> = ESPAÑA				<i>I</i> = FRANCIA			
	$\alpha_1$	$\delta_{IBEX}$	$R^2$	n° obs.	$\alpha_1$	$\delta_{CAC}$	$R^2$	n° obs.
<b>NIKKEI</b>	-0.0002	0.1568	0.0147	2262	-0.0002	0.1893	0.0232	2279
<i>t-stat</i>	-0.5861	5.8055			-0.8288	7.3610		
	$\alpha_2$	$\delta_{NIKKEI}$	$R^2$	n° obs.	$\alpha_2$	$\delta_{NIKKEI}$	$R^2$	n° obs.
<b>DJI</b>	0.0006	0.0661	0.0115	2315	0.0006	0.0661	0.0115	2315
<i>t-stat</i>	3.1295	5.1827			3.1295	5.1827		
	$\alpha_3$	$\delta_{DJI}$	$R^2$	n° obs.	$\alpha_3$	$\delta_{DJI}$	$R^2$	n° obs.
<b>I</b>	0.0003	0.3782	0.0937	2321	0.0003	0.3564	0.0743	2362
<i>t-stat</i>	1.5203	15.4797			1.2694	13.7616		
	<i>I</i> = ALEMANIA				<i>I</i> = REINO UNIDO			
	$\alpha_1$	$\delta_{DAX}$	$R^2$	n° obs.	$\alpha_1$	$\delta_{FTSE}$	$R^2$	n° obs.
<b>NIKKEI</b>	-0.0003	0.1167	0.0095	2294	-0.0003	0.2361	0.0190	2334
<i>t-stat</i>	-0.9143	4.7006			-0.9095	6.7223		
	$\alpha_2$	$\delta_{NIKKEI}$	$R^2$	n° obs.	$\alpha_2$	$\delta_{NIKKEI}$	$R^2$	n° obs.
<b>DJI</b>	0.0006	0.0661	0.0115	2315	0.0006	0.0661	0.0115	2315
<i>t-stat</i>	3.1295	5.1827			3.1295	5.1827		
	$\alpha_3$	$\delta_{DJI}$	$R^2$	n° obs.	$\alpha_3$	$\delta_{DJI}$	$R^2$	n° obs.
<b>I</b>	0.0002	0.5582	0.1684	2384	0.0003	0.2222	0.0546	2448
<i>t-stat</i>	0.9796	21.9613			2.0311	11.8889		

$R^2$  es el coeficiente de determinación ajustado  
*t-stat* es el estadístico de la *t de student* (valor crítico al 5%,  $\pm 1.96$ )

## CUADRO III-5

ESTIMACIÓN DEL MODELO DE RELACIONES NO LINEALES  
(MUESTRA ORIGINAL 1988-1998)

$$NIKKEI_t = \alpha_{NIKKEI} + \lambda_{NIKKEI} \cdot [\beta_I \cdot I_{t-1} + \beta_{DJI} \cdot DJI_{t-1}] + \mu_{NIKKEI_t}$$

$$DJI_t = \alpha_{DJI} + \lambda_{DJI} \cdot [\beta_{NIKKEI} \cdot NIKKEI_t + \beta_I \cdot I_t] + \mu_{DJI_t}$$

$$I_t = \alpha_I + \lambda_I \cdot [\beta_{DJI} \cdot DJI_{t-1} + \beta_{NIKKEI} \cdot NIKKEI_t] + \mu_{I_t}$$

I = IBEX	$\lambda_{DJI}$	$\lambda_{NIKKEI}$	$\lambda_{IBEX}$	$\beta_{DJI}$	$\beta_{NIKKEI}$	$\beta_{IBEX}$	n° obs.
<b>Coefficiente</b>	1	1.5793	1.8322	0.1899	0.0893	0.0900	2287
<b>Error estándar</b>		0.2710	0.2991	0.0334	0.0137	0.0160	
<b>Estadístico t</b>		5.8276	6.1248	5.6897	6.5066	5.6257	
	$\lambda_{NIKKEI} \beta_{IBEX}$	$\lambda_{NIKKEI} \beta_{DJI}$	$\lambda_{DJI} \beta_{NIKKEI}$	$\lambda_{DJI} \beta_{IBEX}$	$\lambda_{IBEX} \beta_{DJI}$	$\lambda_{IBEX} \beta_{NIKKEI}$	
<b>Coefficiente</b>	0.1422	0.2998	0.0893	0.0900	0.3478	0.0893	
I = CAC	$\lambda_{DJI}$	$\lambda_{NIKKEI}$	$\lambda_{CAC}$	$\beta_{DJI}$	$\beta_{NIKKEI}$	$\beta_{CAC}$	n° obs.
<b>Coefficiente</b>	1	1.0685	1.3669	0.2616	0.0824	0.1527	2298
<b>Error estándar</b>		0.1593	0.2282	0.0452	0.0135	0.0189	
<b>Estadístico t</b>		6.7096	5.9904	5.7915	6.0835	8.0970	
	$\lambda_{NIKKEI} \beta_{CAC}$	$\lambda_{NIKKEI} \beta_{DJI}$	$\lambda_{DJI} \beta_{NIKKEI}$	$\lambda_{DJI} \beta_{CAC}$	$\lambda_{CAC} \beta_{DJI}$	$\lambda_{CAC} \beta_{NIKKEI}$	
<b>Coefficiente</b>	0.1631	0.2795	0.0824	0.1527	0.3576	0.0824	
I = DAX	$\lambda_{DJI}$	$\lambda_{NIKKEI}$	$\lambda_{DAX}$	$\beta_{DJI}$	$\beta_{NIKKEI}$	$\beta_{DAX}$	n° obs.
<b>Coefficiente</b>	1	1.2349	1.9890	0.2616	0.0798	0.0818	2312
<b>Error estándar</b>		0.2258	0.3571	0.0489	0.0136	0.0153	
<b>Estadístico t</b>		5.4696	5.5694	5.3506	5.8663	5.3621	
	$\lambda_{NIKKEI} \beta_{DAX}$	$\lambda_{NIKKEI} \beta_{DJI}$	$\lambda_{DJI} \beta_{NIKKEI}$	$\lambda_{DJI} \beta_{DAX}$	$\lambda_{DAX} \beta_{DJI}$	$\lambda_{DAX} \beta_{NIKKEI}$	
<b>Coefficiente</b>	0.1010	0.3231	0.0798	0.0818	0.5204	0.0798	
I = FTSE	$\lambda_{DJI}$	$\lambda_{NIKKEI}$	$\lambda_{FTSE}$	$\beta_{DJI}$	$\beta_{NIKKEI}$	$\beta_{FTSE}$	n° obs.
<b>Coefficiente</b>	1	0.4989	0.4300	0.5751	0.0519	0.3411	2342
<b>Error estándar</b>		0.0875	0.0994	0.1267	0.0146	0.0265	
<b>Estadístico t</b>		5.7013	4.3254	4.5393	3.5502	12.8523	
	$\lambda_{NIKKEI} \beta_{FTSE}$	$\lambda_{NIKKEI} \beta_{DJI}$	$\lambda_{DJI} \beta_{NIKKEI}$	$\lambda_{DJI} \beta_{FTSE}$	$\lambda_{FTSE} \beta_{DJI}$	$\lambda_{FTSE} \beta_{NIKKEI}$	
<b>Coefficiente</b>	0.1702	0.2869	0.0519	0.3411	0.2473	0.0519	

## CUADRO III-6

TEST DE CORRELACIÓN DE LOS RESIDUOS DE BREUSCH Y PAGAN  
(SERIE ORIGINAL)

I	Estadístico	Nº Observaciones
IBEX	0.3420	2287
CAC	0.4221	2298
DAX	0.5810	2312
FTSE	0.2946	2342

 $\chi_3^2$  Valor crítico al 90% → 0.584

 $\chi_3^2$  Valor crítico al 95% → 0.352

## CUADRO III-7

ESTIMACIÓN DEL MODELO DE RELACIONES NO LINEALES  
(SUBMUESTRA 1988-1992)

$$NIKKEI_t = \alpha_{NIKKEI} + \lambda_{NIKKEI} \cdot [\beta_I \cdot I_{t-1} + \beta_{DJI} \cdot DJI_{t-1}] + \mu_{NIKKEI_t}$$

$$DJI_t = \alpha_{DJI} + \lambda_{DJI} \cdot [\beta_{NIKKEI} \cdot NIKKEI_t + \beta_I \cdot I_t] + \mu_{DJI_t}$$

$$I_t = \alpha_I + \lambda_I \cdot [\beta_{DJI} \cdot DJI_{t-1} + \beta_{NIKKEI} \cdot NIKKEI_t] + \mu_{I_t}$$

<i>I</i> = IBEX	$\lambda_{DJI}$	$\lambda_{NIKKEI}$	$\lambda_{IBEX}$	$\beta_{DJI}$	$\beta_{NIKKEI}$	$\beta_{IBEX}$	nº obs.
Coefficiente	1	2.2227	2.1665	0.1409	0.1155	0.0723	970
Error estándar		0.5285	0.4363	0.0325	0.0219	0.0201	
Estadístico t		4.2057	4.9655	4.3331	5.2857	3.5977	
<i>I</i> = CAC	$\lambda_{DJI}$	$\lambda_{NIKKEI}$	$\lambda_{CAC}$	$\beta_{DJI}$	$\beta_{NIKKEI}$	$\beta_{CAC}$	nº obs.
Coefficiente	1	1.3839	1.5185	0.2001	0.1111	0.1445	976
Error estándar		0.2800	0.3138	0.0447	0.0220	0.0273	
Estadístico t		4.9420	4.8388	4.4716	5.0401	5.2960	
<i>I</i> = DAX	$\lambda_{DJI}$	$\lambda_{NIKKEI}$	$\lambda_{DAX}$	$\beta_{DJI}$	$\beta_{NIKKEI}$	$\beta_{DAX}$	nº obs.
Coefficiente	1	1.3776	1.8360	0.2261	0.1100	0.0916	979
Error estándar		0.3203	0.4028	0.0534	0.0227	0.0220	
Estadístico t		4.3005	4.5578	4.2321	4.8496	4.1656	
<i>I</i> = FTSE	$\lambda_{DJI}$	$\lambda_{NIKKEI}$	$\lambda_{FTSE}$	$\beta_{DJI}$	$\beta_{NIKKEI}$	$\beta_{FTSE}$	nº obs.
Coefficiente	1	0.6910	0.6562	0.3548	0.0995	0.3294	994
Error estándar		0.1353	0.1680	0.0918	0.0226	0.0394	
Estadístico t		5.1073	3.9049	3.8638	4.3933	8.3527	



## CUADRO III-8

TEST DE CORRELACIÓN DE LOS RESIDUOS DE BREUSCH Y PAGAN  
(SUBMUESTRA 1988-1992)

I	Estadístico	Nº Observaciones
IBEX	0.2340	970
CAC	0.3312	976
DAX	0.4025	979
FTSE	0.2576	994

 $\chi_3^2$  Valor crítico al 90% → 0.584

 $\chi_3^2$  Valor crítico al 95% → 0.352

## CUADRO III-9

ESTIMACIÓN DEL MODELO DE RELACIONES NO LINEALES  
(SUBMUESTRA 1992-1998)

$$NIKKEI_t = \alpha_{NIKKEI} + \lambda_{NIKKEI} \cdot [\beta_I \cdot I_{t-1} + \beta_{DJI} \cdot DJI_{t-1}] + \mu_{NIKKEI_t}$$

$$DJI_t = \alpha_{DJI} + \lambda_{DJI} \cdot [\beta_{NIKKEI} \cdot NIKKEI_t + \beta_I \cdot I_t] + \mu_{DJI_t}$$

$$I_t = \alpha_I + \lambda_I \cdot [\beta_{DJI} \cdot DJI_{t-1} + \beta_{NIKKEI} \cdot NIKKEI_t] + \mu_{I_t}$$

<i>I</i> = IBEX	$\lambda_{DJI}$	$\lambda_{NIKKEI}$	$\lambda_{IBEX}$	$\beta_{DJI}$	$\beta_{NIKKEI}$	$\beta_{IBEX}$	nº obs.
Coefficiente	1	1.0770	1.3794	0.2741	0.0696	0.1167	1317
Error estándar		0.2645	0.3632	0.0744	0.0176	0.0243	
Estadístico t		4.0726	3.7977	3.6824	3.9506	4.8095	
<i>I</i> = CAC	$\lambda_{DJI}$	$\lambda_{NIKKEI}$	$\lambda_{CAC}$	$\beta_{DJI}$	$\beta_{NIKKEI}$	$\beta_{CAC}$	nº obs.
Coefficiente	1	0.8147	1.1589	0.3556	0.0608	0.1606	1322
Error estándar		0.1893	0.3173	0.0986	0.0173	0.0260	
Estadístico t		4.3038	3.6521	3.6052	3.5147	6.1810	
<i>I</i> = DAX	$\lambda_{DJI}$	$\lambda_{NIKKEI}$	$\lambda_{DAX}$	$\beta_{DJI}$	$\beta_{NIKKEI}$	$\beta_{DAX}$	nº obs.
Coefficiente	1	1.1660	2.1767	0.2912	0.0594	0.0637	1333
Error estándar		0.3595	0.6661	0.0910	0.0172	0.0208	
Estadístico t		3.2435	3.2677	3.2012	3.4546	3.0646	
<i>I</i> = FTSE	$\lambda_{DJI}$	$\lambda_{NIKKEI}$	$\lambda_{FTSE}$	$\beta_{DJI}$	$\beta_{NIKKEI}$	$\beta_{FTSE}$	nº obs.
Coefficiente	1	0.4400	0.4003	0.6806	0.0262	0.3242	1348
Error estándar		0.1228	0.1442	0.2331	0.0186	0.0352	
Estadístico t		3.5840	2.7752	2.9203	1.4038	9.2023	

## CUADRO III-10

TEST DE CORRELACIÓN DE LOS RESIDUOS DE BREUSCH Y PAGAN  
(SUBMUESTRA 1992-1998)

I	Estadístico	Nº Observaciones
IBEX	0.4235	1317
CAC	0.5169	1322
DAX	0.5860	1333
FTSE	0.3117	1348

 $\chi_3^2$  Valor crítico al 90% → 0.584

 $\chi_3^2$  Valor crítico al 95% → 0.352

## CUADRO III-11

ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS DE LOS RENDIMIENTOS DE LOS ÍNDICES  
BURSÁTILES PARA EL PERIODO 2/1/88-11/5/98

## Serie Original

Índice	Media	Desviación Estándar	Asimetría	Curtosis	Jarque-Bera	Nº Obs.
CAC	0.06%	1.13%	-0.04	5.14	475.18	2487
DAX	0.06%	1.17%	-0.89	16.26	18668.30	2504
DJI	0.06%	0.86%	-0.81	10.92	6900.55	2535
FTSE	0.04%	0.82%	0.03	4.95	403.88	2554
IBEX	0.05%	1.07%	-0.26	8.76	3426.60	2458
NIKKEI	-0.01%	1.39%	0.35	8.49	3126.37	2447

## Serie Corregida

Índice	Media	Desviación Estándar	Asimetría	Curtosis	Jarque-Bera	Nº Obs.
CAC	0.07%	0.93%	0.00	2.60	16.15	2376
DAX	0.09%	0.90%	-0.01	2.71	8.62	2408
DJI	0.07%	0.65%	-0.04	2.84	3.04	2409
FTSE	0.05%	0.69%	-0.04	2.43	34.03	2453
IBEX	0.06%	0.82%	0.00	2.84	2.63	2342
NIKKEI	-0.004%	1.03%	-0.07	3.08	2.29	2311

## Observaciones Atípicas

Índice	Total	% Atípicos	SUBIDAS	% s/Atípicos	BAJADAS	% s/Atípicos
	Atípicos	s/Serie original				
CAC	111	4.46%	50	45.05%	61	54.95%
DAX	96	3.83%	37	38.54%	59	61.46%
DJI	126	4.97%	57	45.24%	69	54.76%
FTSE	101	3.95%	46	45.54%	55	54.46%
IBEX	116	4.72%	56	48.28%	60	51.72%
NIKKEI	136	5.56%	64	47.06%	72	52.94%

Subidas: rendimientos &gt; media + 2 veces la desviación estándar

Bajadas: los rendimientos &gt; media - 2 veces la desviación estándar

## CUADRO III-12

ESTIMACIÓN DEL MODELO DE RELACIONES NO LINEALES  
(MUESTRA CORREGIDA)

$$NIKKEI_t = \alpha_{NIKKEI} + \lambda_{NIKKEI} \cdot [\beta_I \cdot I_{t-1} + \beta_{DJI} \cdot DJI_{t-1}] + \mu_{NIKKEI_t}$$

$$DJI_t = \alpha_{DJI} + \lambda_{DJI} \cdot [\beta_{NIKKEI} \cdot NIKKEI_t + \beta_I \cdot I_t] + \mu_{DJI_t}$$

$$I_t = \alpha_I + \lambda_I \cdot [\beta_{DJI} \cdot DJI_{t-1} + \beta_{NIKKEI} \cdot NIKKEI_t] + \mu_{I_t}$$

I = IBEX	$\lambda_{DJI}$	$\lambda_{NIKKEI}$	$\lambda_{IBEX}$	$\beta_{DJI}$	$\beta_{NIKKEI}$	$\beta_{IBEX}$	n° obs.
<b>Coefficiente</b>	1	0.8695	1.0518	0.2383	0.0516	0.0911	2125
<b>Error estándar</b>		0.2685	0.3393	0.0783	0.0155	0.0214	
<b>Estadístico t</b>		3.2380	3.1001	3.0443	3.3262	4.2580	
I = CAC	$\lambda_{DJI}$	$\lambda_{NIKKEI}$	$\lambda_{CAC}$	$\beta_{DJI}$	$\beta_{NIKKEI}$	$\beta_{CAC}$	n° obs.
<b>Coefficiente</b>	1	0.8531	1.1447	0.2365	0.0561	0.1274	2135
<b>Error estándar</b>		0.1925	0.3053	0.0630	0.0154	0.0206	
<b>Estadístico t</b>		4.4308	3.7492	3.7514	3.6453	6.1901	
I = DAX	$\lambda_{DJI}$	$\lambda_{NIKKEI}$	$\lambda_{DAX}$	$\beta_{DJI}$	$\beta_{NIKKEI}$	$\beta_{DAX}$	n° obs.
<b>Coefficiente</b>	1	0.8797	1.5997	0.2428	0.0652	0.0678	2149
<b>Error estándar</b>		0.2492	0.4400	0.0688	0.0162	0.0182	
<b>Estadístico t</b>		3.5303	3.6354	3.5280	4.0294	3.7229	
I = FTSE	$\lambda_{DJI}$	$\lambda_{NIKKEI}$	$\lambda_{FTSE}$	$\beta_{DJI}$	$\beta_{NIKKEI}$	$\beta_{FTSE}$	n° obs.
<b>Coefficiente</b>	1	0.4066	0.3355	0.5007	0.0378	0.2449	2184
<b>Error estándar</b>		0.1170	0.1241	0.1727	0.0167	0.0265	
<b>Estadístico t</b>		3.4753	2.7029	2.8995	2.2571	9.2445	

## CUADRO III-13

TEST DE CORRELACIÓN DE LOS RESIDUOS DE BREUSCH Y PAGAN  
(MUESTRA CORREGIDA)

I	Estadístico	N° Observaciones
IBEX	0.2321	2125
CAC	0.3213	2135
DAX	0.5061	2149
FTSE	0.2171	2184

$\chi_3^2$  Valor crítico al 90% → 0.584

$\chi_3^2$  Valor crítico al 95% → 0.352

## CUADRO III-14

ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS DE LAS SERIES DE TIPOS DE CAMBIO CON  
RESPECTO AL DÓLAR PARA EL PERIODO 2/1/88 AL 11/5/98

Índice	Media	Desv. Est.	Asimetría	Curtosis	Jarque-Bera	Nº Obs.
DM / \$	0.003%	0.684%	0.01	5.25	568.57	2689
FF / \$	0.003%	0.653%	0.11	5.51	710.93	2688
£ / \$	-0.004%	0.661%	-0.22	6.21	1174.31	2689
PTS / \$	0.012%	0.681%	0.13	7.70	2450.41	2653
¥ / \$	0.001%	0.700%	-0.22	6.91	1736.52	2689

## CUADRO III-15

ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS DE LOS RENDIMIENTOS DE LOS ÍNDICES  
BURSÁTILES PARA EL PERIODO 2/1/88-11/5/98

(Serie Original expresada en Dólares)

Índice	Media	Desv. Est.	Asimetría	Curtosis	Jarque-Bera	Nº Obs.
CAC	0.05%	1.20%	0.07	6.13	1018.51	2487
DAX	0.05%	1.33%	-0.75	14.56	14180.96	2504
DJI	0.06%	0.86%	-0.81	10.92	6900.55	2535
FTSE	0.04%	0.98%	-0.12	5.27	553.70	2554
IBEX	0.03%	1.21%	-0.31	9.68	4542.87	2424
NIKKEI	-0.01%	1.59%	0.23	6.67	1391.15	2447

## CUADRO III-16

ESTIMACIÓN DEL MODELO DE RELACIONES NO LINEALES  
(MUESTRA ORIGINAL EN DÓLARES)

$$NIKKEI_t = \alpha_{NIKKEI} + \lambda_{NIKKEI} \cdot [\beta_I \cdot I_{t-1} + \beta_{DJI} \cdot DJI_{t-1}] + \mu_{NIKKEI_t}$$

$$DJI_t = \alpha_{DJI} + \lambda_{DJI} \cdot [\beta_{NIKKEI} \cdot NIKKEI_t + \beta_I \cdot I_t] + \mu_{DJI_t}$$

$$I_t = \alpha_I + \lambda_I \cdot [\beta_{DJI} \cdot DJI_{t-1} + \beta_{NIKKEI} \cdot NIKKEI_t] + \mu_{I_t}$$

<i>I</i> = <i>IBEX</i>	$\lambda_{DJI}$	$\lambda_{NIKKEI}$	$\lambda_{IBEX}$	$\beta_{DJI}$	$\beta_{NIKKEI}$	$\beta_{IBEX}$	n° obs.
<b>Coefficiente</b>	1	4.4190	3.8801	0.0790	0.0532	0.0177	2282
<b>Error estándar</b>		1.3875	1.1157	0.0242	0.0149	0.0071	
<b>Estadístico t</b>		3.1849	3.4776	3.2656	3.5804	2.4877	
<i>I</i> = <i>CAC</i>	$\lambda_{DJI}$	$\lambda_{NIKKEI}$	$\lambda_{CAC}$	$\beta_{DJI}$	$\beta_{NIKKEI}$	$\beta_{CAC}$	n° obs.
<b>Coefficiente</b>	1	4.1425	3.7530	0.0827	0.0504	0.0248	2298
<b>Error estándar</b>		1.2858	1.0839	0.0252	0.0142	0.0089	
<b>Estadístico t</b>		3.2217	3.4625	3.2794	3.5556	2.7949	
<i>I</i> = <i>DAX</i>	$\lambda_{DJI}$	$\lambda_{NIKKEI}$	$\lambda_{DAX}$	$\beta_{DJI}$	$\beta_{NIKKEI}$	$\beta_{DAX}$	n° obs.
<b>Coefficiente</b>	1	5.3522	6.7582	0.0704	0.0368	0.0047	2312
<b>Error estándar</b>		2.3740	2.9116	0.0308	0.0157	0.0041	
<b>Estadístico t</b>		2.2545	2.3212	2.2860	2.3478	1.1539	
<i>I</i> = <i>FTSE</i>	$\lambda_{DJI}$	$\lambda_{NIKKEI}$	$\lambda_{FTSE}$	$\beta_{DJI}$	$\beta_{NIKKEI}$	$\beta_{FTSE}$	n° obs.
<b>Coefficiente</b>	1	6.8294	3.5696	0.0495	0.0463	0.0134	2342
<b>Error estándar</b>		2.5208	1.1418	0.0179	0.0143	0.0061	
<b>Estadístico t</b>		2.7092	3.1263	2.7591	3.2385	2.1792	

## CUADRO III-17

TEST DE CORRELACIÓN DE LOS RESIDUOS DE BREUSCH Y PAGAN  
(MUESTRA ORIGINAL EN DÓLARES)

I	Estadístico	N° Observaciones
IBEX	0.3323	2282
CAC	0.3925	2298
DAX	0.5574	2312
FTSE	0.2653	2342

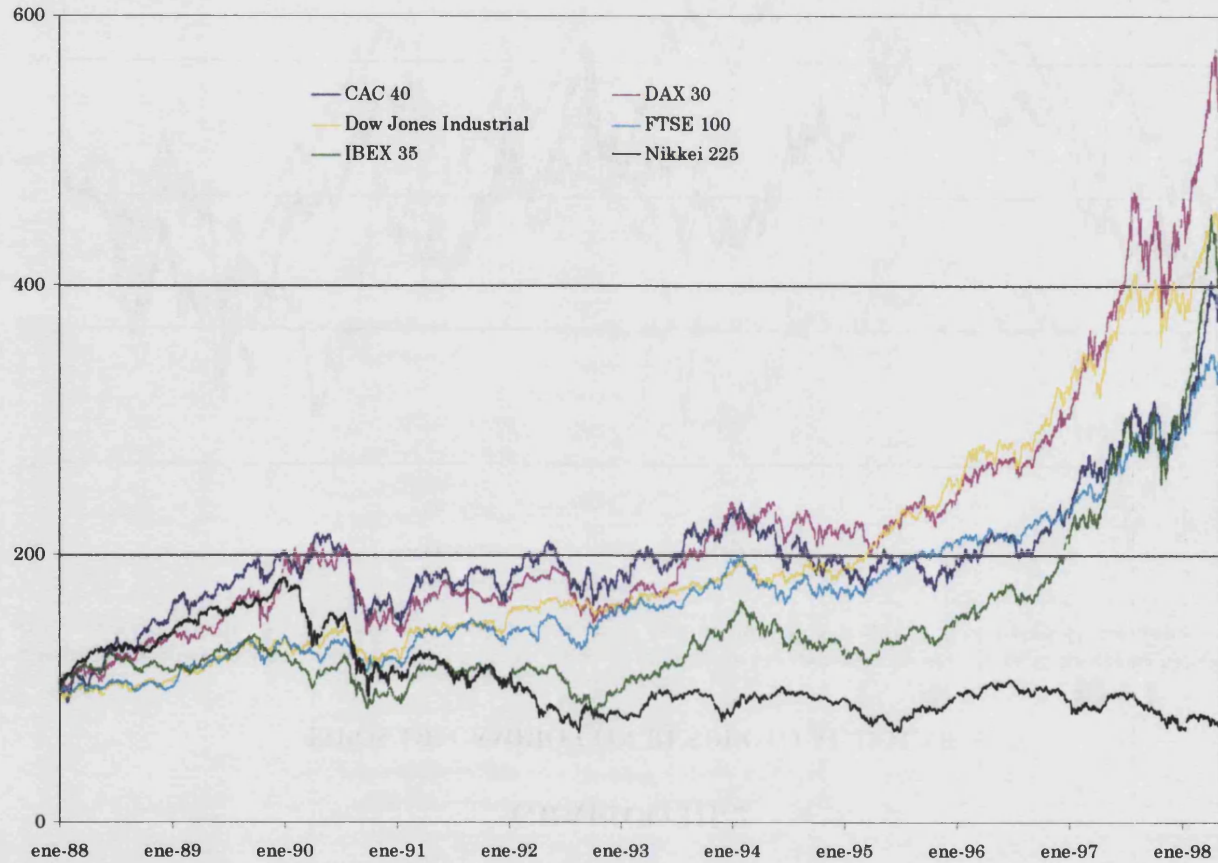
$\chi_3^2$  Valor crítico al 90% → 0.584

$\chi_3^2$  Valor crítico al 95% → 0.352

### GRÁFICO III-1

#### ÍNDICES DE LOS MERCADOS BURSÁTILES INTERNACIONALES EN MONEDA LOCAL

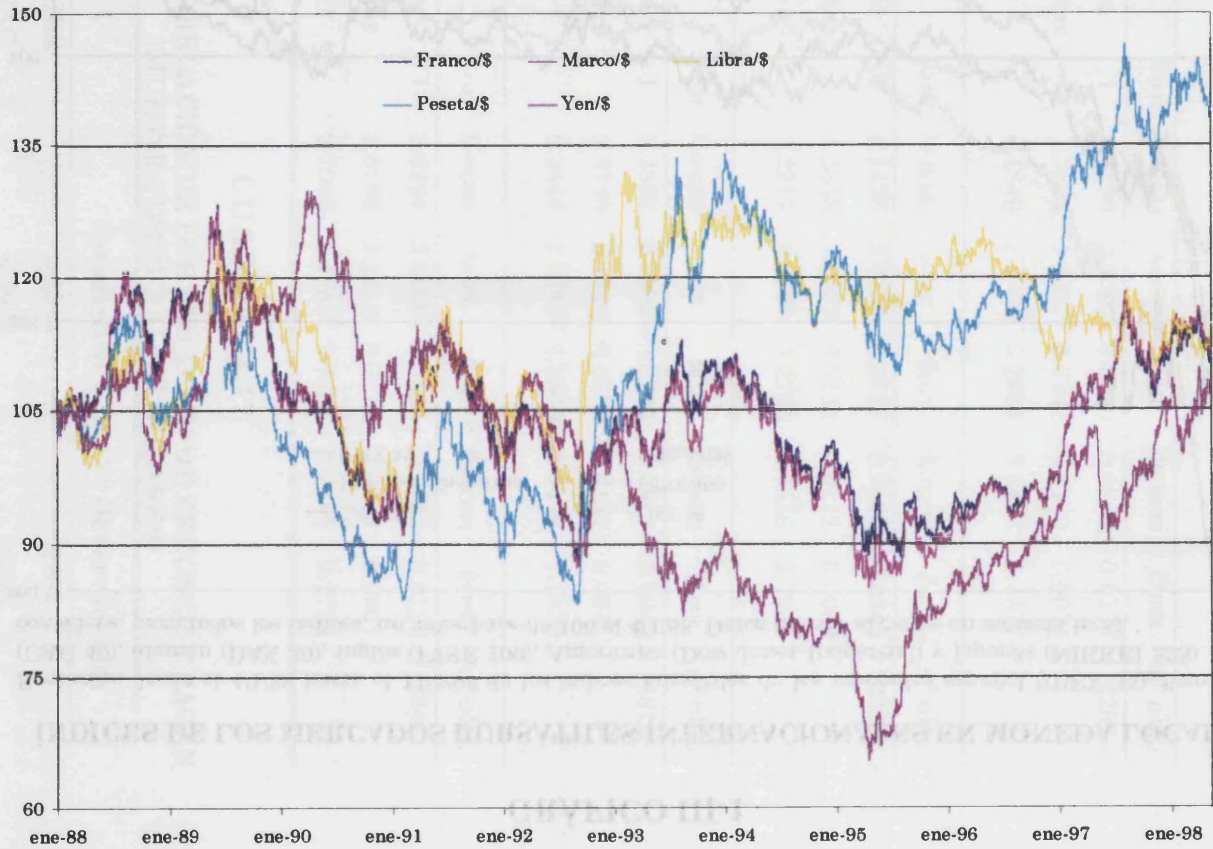
Evolución desde el 4/1/88 hasta el 11/5/98 de los índices bursátiles de los mercados español (IBEX 35), francés (CAC 40), alemán (DAX 30), inglés (FTSE 100), Americano (Dow Jones Industrial) y japonés (NIKKEI 225). Se considera, para todos los índices, un valor base de 100 el 4/1/88. Datos diarios al cierre en moneda local.



### GRÁFICO III-2

#### TIPOS DE CAMBIO CON RESPECTO AL DÓLAR

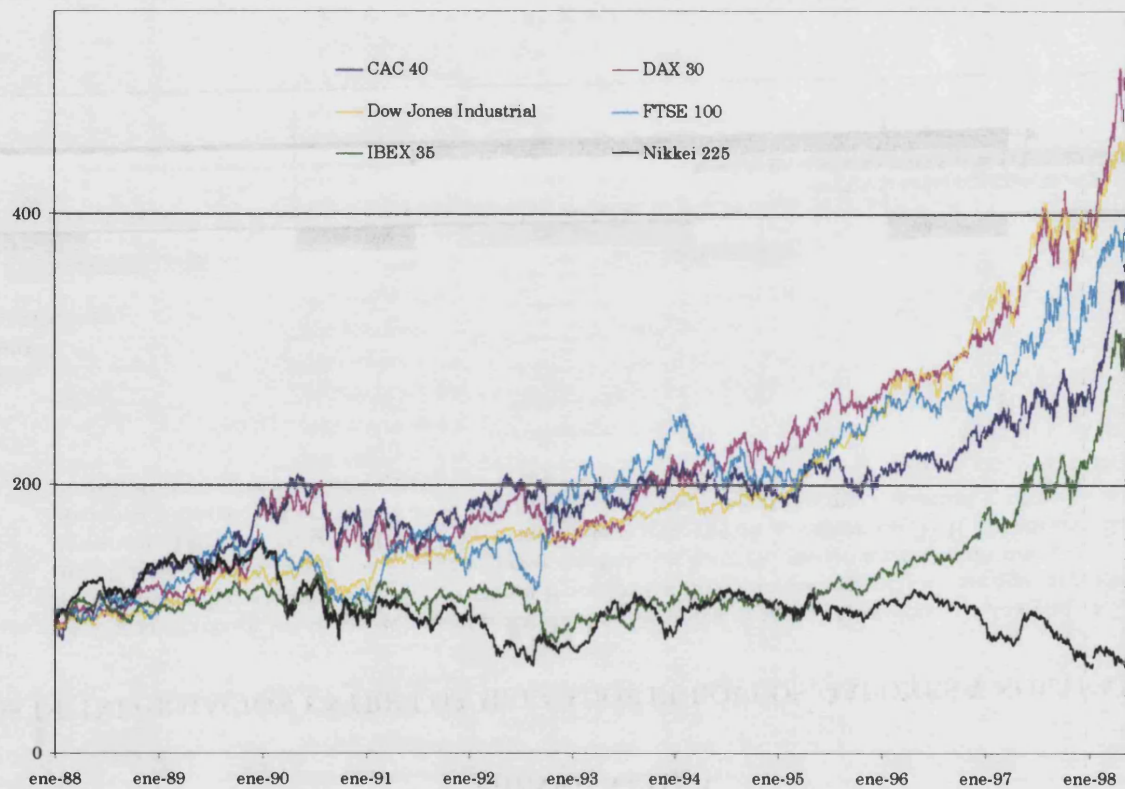
Evolución desde el 4/1/88 hasta el 11/5/98 de los tipos de cambio de las monedas locales de cada mercado bursátil con respecto al dólar. Se considera, para todos los tipos de cambio, un valor base de 100 el 4/1/88. Datos diarios.



### GRÁFICO III-3

#### ÍNDICES DE LOS MERCADOS BURSÁTILES INTERNACIONALES EN DÓLARES

Evolución desde el 4/1/88 hasta el 11/5/98 de los índices bursátiles de los mercados español (IBEX 35), francés (CAC 40), alemán (DAX 30), inglés (FTSE 100), Americano (Dow Jones Industrial) y japonés (NIKKEI 225). Se considera, para todos los índices, un valor base de 100 el 4/1/88. Datos diarios al cierre en dólares.

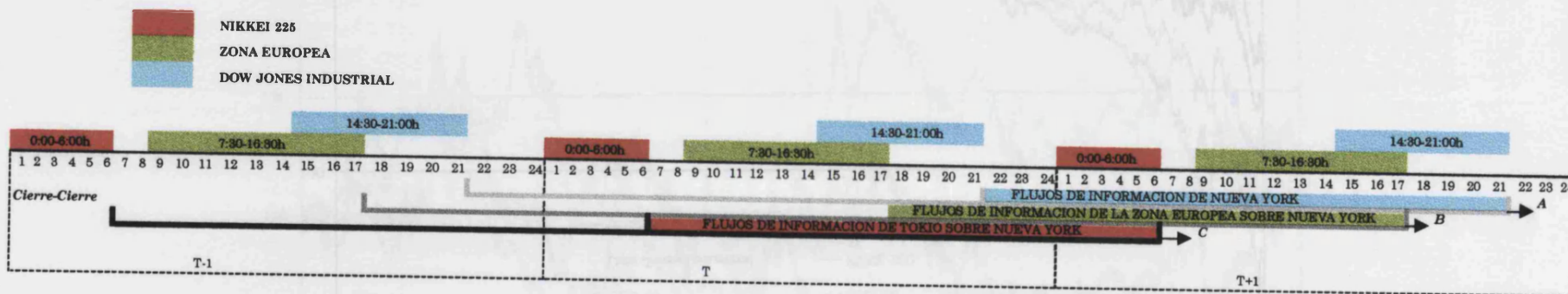




### GRÁFICO III-4

#### FLUJOS DE INFORMACIÓN ENTRE LOS MERCADOS EUROPEOS, JAPONÉS Y NORTEAMERICANO

La franja A recoge los flujos de información desde que cierra el índice Dow Jones Industrial en T hasta que vuelve a cerrar en T+1. La franja B recoge los flujos de información desde que cierra el índice europeo en T hasta que vuelve a cerrar en T+1. La franja C recoge los flujos de información desde que cierra el índice NIKKEI 225 en T hasta que vuelve a cerrar en T+1. El horario de apertura y cierre de La Zona Europea se corresponde con el mercado que comienza y termina su contratación en primer y en último lugar respectivamente.



INDICES DE LOS MERCADOS BURSÁTILES INTERVENCIONES EN DÓLARES

GRÁFICO III-4





---

## *Capítulo IV*

---

# *Relaciones de Causalidad a Corto y Largo Plazo entre los Mercados Bursátiles*

---

#### IV.1) Introducción

El desarrollo de los mercados de capitales internacionales en las últimas dos décadas ha estado marcado por una serie de políticas de cambio como son la reducción o eliminación de las restricciones a la inversión en otros países, de los controles de cambio y de las inversiones de países extranjeros. Este aspecto, unido a los avances en la tecnología de comunicaciones y en la movilidad del capital y la reforma de las estructuras de muchos mercados internacionales,<sup>1</sup> ha contribuido a la liberalización y globalización de los mercados de capitales. Así, los rasgos del nuevo escenario en el que se asienta el final de los años ochenta y la década de los noventa se caracterizan por la pérdida gradual de relevancia económica de las fronteras nacionales y por el crecimiento de los flujos internacionales de capital.

Estos aspectos influyen a la hora de determinar los precios de los activos financieros, ya que éstos se forman de acuerdo con la información que se genera en el ámbito económico que resulta relevante para los activos negociados. La información puede surgir tanto por hechos acaecidos en el propio mercado nacional como por efecto de fenómenos ocurridos en el resto del mundo, con repercusión directa sobre empresas y mercados de la economía nacional. En la práctica, resulta difícil distinguir los factores que provocan las reacciones en los mercados de valores, ya que al tener horarios de negociación distintos puede darse un desfase temporal entre la generación de la información y la sesión del mercado en la que la información se valora.<sup>2</sup>

La evidencia empírica detecta diferencias sustanciales entre los rendimientos *ex-post* de los diferentes mercados que no se compensan de forma sistemática por el efecto del tipo de cambio. Además, diversos factores

---

<sup>1</sup>Véase Capítulo I.

<sup>2</sup> Para un estudio más detallado véase el Capítulo III.

económicos y/o políticos pueden generar discrepancias importantes entre las tasas de rendimiento actuales y esperadas de los activos financieros. Sin embargo, esta evidencia puede proporcionar una aproximación razonable de la realidad si se compensa en media a lo largo del tiempo, lo que es posible si las diferencias entre los precios de los activos financieros comparables son lineales y constantes y las divergencias con respecto a una relación lineal se comprueba que están limitadas estocásticamente y disminuyen a lo largo del tiempo. Esta relación de equilibrio a largo plazo se refiere a lo que en series temporales se ha dado en denominar como relación de cointegración.

El objetivo de este Capítulo consiste en analizar el comportamiento de los mercados de valores europeos frente a los principales mercados bursátiles internacionales —Tokio y Nueva York— durante el periodo 1988-1998. En concreto, se analizan las relaciones a corto y largo plazo, tanto en un entorno bivariante como multivariante, y a lo largo de dos subintervalos de tiempo no solapados y considerando como punto de corte el referéndum danés en el que se rechazó el tratado de Maastricht —2 de junio de 1992—.

El trabajo se estructura de la siguiente forma, en la Sección 2 se lleva a cabo una revisión de la literatura, la Sección 3 describe el modelo teórico, en la Sección 4 se define la muestra a utilizar, la Sección 5 estudia la estacionariedad de las series de precios de los índices bursátiles, en la Sección 6 se analizan las relaciones de equilibrio a largo plazo, mientras que en la Sección 7 se estudia la causalidad a corto y largo plazo. Por último, en la Sección 8 se exponen las principales conclusiones.

#### **IV.2) Revisión Bibliográfica**

En las tres últimas décadas se ha publicado un gran número de trabajos que tratan de analizar las interrelaciones entre los mercados bursátiles internacionales con el fin de verificar una serie de teorías financieras basadas en conceptos como la diversificación internacional, la

integración y la eficiencia de los mercados. Esta Sección se destina a revisar la literatura financiera al respecto, delimitando las divergencias que surgen en los trabajos analizados y aportando una idea más transparente que ayude a no confundir los conceptos anteriormente enunciados.

Los primeros trabajos sobre interrelaciones entre los mercados bursátiles analizan si es conveniente la diversificación internacional de carteras desde el punto de vista de la rentabilidad y el riesgo. Para aceptar las conclusiones alcanzadas sobre el tema se debería de presentar una estabilidad temporal en la estructura de correlación de los rendimientos bursátiles globales, que está sujeta a factores como el régimen de tipos de cambio, las políticas locales y los eventos económicos, entre otros. La inconsistencia que alguno de estos factores aporta al análisis, constatada en un nutrido conjunto de trabajos empíricos, ha llevado a resultados y conclusiones no siempre coincidentes. La causa puede estar en las características de la técnica estadística utilizada —el análisis de correlación— que es un test estático que mide las relaciones entre los mercados a corto plazo y, que por ello, solo sirve para examinar la diversificación a corto plazo (Kasa (1992), p.97; Gallagher (1995), p.136).

Tras el primer bloque de estudios centrados exclusivamente en la diversificación internacional de carteras, surge un conjunto de aplicaciones empíricas sustentadas, principalmente, en el análisis de regresión lineal cuyo principal objetivo consiste en analizar lo que se ha venido en denominar los *flujos de información* entre los mercados de valores internacionales.<sup>3</sup>

Una cuestión planteada con frecuencia en los estudios empíricos sobre las relaciones entre los mercados bursátiles internacionales es si un mercado encabeza, de forma sistemática, los movimientos en otros mercados de valores. Si realmente existe esta relación, cabe preguntarse si es lo

---

<sup>3</sup> Una descripción de estos estudios se encuentran en el Capítulo II, Secciones 2 y 3.

suficientemente prolongada y significativa como para ser explotada y poder beneficiarse de ella.

Así, en un primer momento los trabajos se han centrado exclusivamente en el análisis de la causalidad a corto plazo de los rendimientos de los índices bursátiles, sirviéndose tanto del análisis de regresión individual como de la metodología de vectores autorregresivos —VAR— (Sims, 1980). Un paso adelante ha sido el desarrollo de la metodología de cointegración, que verifica relaciones de equilibrio a largo plazo y, como derivación, establece un mecanismo de corrección de error que permite determinar la causalidad a corto y largo plazo de forma conjunta. Los primeros trabajos que han combinado las relaciones a corto y largo plazo de los mercados bursátiles internacionales a través de esta técnica son el de Dwyer y Hafer (1988) y el de Taylor y Tonks (1989), aportando este último una base teórica de la relación entre los co-movimientos de los mercados bursátiles y la técnica de cointegración.<sup>4</sup>

A partir de estos dos trabajos, se han sucedido numerosos estudios que contrastan la existencia de relaciones de equilibrio a largo plazo entre los mercados bursátiles internacionales atendiendo a algún hecho relevante, como el *crash* de 1987, y/o a países que pertenecen a una determinada zona geográfica.<sup>5</sup>

### IV.3) Modelo Teórico

En esta Sección se describe un modelo teórico que relaciona la integración entre mercados con la técnica de cointegración. En una economía cerrada los precios de los activos se forman de acuerdo con los

---

<sup>4</sup> Los argumentos teóricos se presentan en la siguiente Sección.

<sup>5</sup> Para una descripción de estos trabajos véase el Capítulo II, Secciones 3 y 4.



factores particulares de cada mercado doméstico, mientras que en un mercado financiero integrado y sin fricciones, los precios de los activos se forman basándose además, en factores internacionales. Por ello, los precios de los activos han de depender tanto de informaciones que surjan en el propio mercado como de las que procedan de otros mercados.

Según Solnik (1974, p.371), se puede representar un modelo de valoración internacional de activos a través de dos ecuaciones que relacionan el precio de una acción con factores nacionales e internacionales. Su representación es la siguiente:

$$\alpha_{ki} = r + \beta_{ki} \cdot (\alpha_k - r) \quad \forall i \quad (\text{IV-1})$$

$$\alpha_k = r + \gamma_k \cdot (\alpha_m - r) + \nu_k \quad \forall k \quad (\text{IV-2})$$

donde:

- $\alpha_{ki}$  es el rendimiento del activo  $i$  en el país  $k$
- $\alpha_k$  es el rendimiento de una cartera de mercado del país  $k$
- $r$  es el tipo de interés libre de riesgo<sup>6</sup>
- $\alpha_m$  es el rendimiento de una cartera de mercado internacional
- $\beta_{ki}$  y  $\gamma_k$  son el riesgo sistemático del activo  $i$  con la cartera de mercado nacional y de un país  $k$  con una cartera internacional, respectivamente.
- $\nu_k$  es un término que representa el grado de segmentación en el mercado nacional de tal forma que si es igual a cero implicará que el mercado se encuentran integrado con el resto.

Sustituyendo la ecuación 2 en la ecuación 1 y realizando un cambio de variable  $\gamma_{ki} = \beta_{ki} \cdot \gamma_k$  donde  $\gamma_{ki}$  es el riesgo sistemático internacional del activo  $ki$  se obtiene:

---

<sup>6</sup> Según la Teoría de la Paridad de los tipos de interés, sin considerar los costes de transacción y en ausencia de barreras a la libre circulación de capitales entre países, el diferencial existente entre los tipos de interés nacionales con vencimiento y riesgo similares deberá ser aproximadamente igual a la prima o descuento del tipo de cambio a plazo de la moneda extranjera. Según Taylor y Tonks (1989, p.332) y Gallagher (1995, p.133) al eliminar el riesgo de tipo de cambio, expresando en una misma moneda todas las variables del modelo, el tipo de interés libre de riesgo ( $r$ ) es común para todos los mercados.

$$\alpha_{ki} = r + \gamma_{ki} \cdot (\alpha_m - r) + \beta_{ki} \cdot \nu_k, \quad \forall i \quad (\text{IV-3})$$

de manera que el rendimiento del activo  $i$  en el país  $k$ -ésimo depende del tipo de interés sin riesgo y del rendimiento de la cartera de mercado internacional. El tercer sumando de la ecuación 3 representa los factores específicos de cada país.

Un test para comprobar si estos factores específicos  $\nu_k$  han disminuido en importancia a lo largo del tiempo consiste en obtener los coeficientes de correlación entre los rendimientos de la cartera de mercado para dos países en dos intervalos de tiempo distintos. Un incremento significativo en el coeficiente de correlación implicará que los dos mercados se encuentran más integrados. Sin embargo, este tipo de test presenta importantes limitaciones, puesto que no considera ninguna dinámica en el corto plazo y, además, los factores específicos de cada país pueden ser importantes en el corto plazo pero no en el largo plazo.

Según Taylor y Tonks (1989, p.333) si los rendimientos de los índices bursátiles de dos países  $j$  y  $k$  están perfectamente correlacionados en el largo plazo, la relación entre ambos se podría expresar como la siguiente combinación lineal,  $\alpha_j = b \cdot \alpha_k$ , donde  $b$  es un escalar cualquiera. Si los rendimientos de los mercados bursátiles son aproximados como un porcentaje de cambio en el índice de la cartera por unidad de tiempo, la integración de los mercados de valores en el largo plazo implica una relación lineal entre los respectivos precios de la cartera de los índices,  $S_j$  y  $S_k$ :

$$S_j = a + b \cdot S_k + e_t \quad (\text{IV-4})$$

donde  $a$  es un número escalar arbitrario. En el corto plazo, sin embargo, esta relación puede verse distorsionada de manera significativa por el efecto conjunto de factores específicos de cada país que se recogen mediante la variable aleatoria  $e_t$ .

La estructura lineal de la ecuación 4 es puesta en relación con la técnica econométrica de cointegración para series temporales, que se basa precisamente en la existencia de una relación lineal a largo plazo entre las mismas. En este sentido, una de las líneas de investigación desarrolladas en los últimos años sobre series temporales está relacionada con el estudio de las relaciones a largo plazo de este tipo. Sin embargo, la aplicación de esta técnica surge con el fin de solucionar los inconvenientes que planteaban otras metodologías. Así, normalmente las series temporales financieras expresadas en logaritmos han presentado, de forma sistemática, problemas de estacionariedad que se han resuelto tomando primeras diferencias en las series originales obteniendo lo que se denomina series integradas de orden uno. Si dada esta situación tanto  $S_j$  como  $S_k$  son integradas de orden uno y se encuentran relacionadas en el largo plazo, entonces  $e_t$  en la ecuación 4 debe ser estacionario. Por lo tanto, si existe una combinación lineal de  $S_j$  y  $S_k$  que es estacionaria sin necesidad de tomar primeras diferencias, se concluye que ambas series se encuentran cointegradas (Engle y Granger, 1987).<sup>7</sup>

El objetivo de esta Sección consiste en verificar la existencia de relaciones de cointegración entre los principales mercados bursátiles internacionales, tanto en el entorno bivariante como multivariante y, así disponer de una medida del grado de integración de los mercados.

#### IV.4) Datos

La muestra utilizada son precios de cierre diarios desde el 2 de enero de 1988 hasta el 11 de mayo de 1998 de los índices bursátiles de seis de las principales Bolsas de Valores mundiales: Nueva York (Dow Jones Industrial), Tokio (Nikkei 225), Londres (FTSE 100), Francfort (DAX 30), París (CAC 40) y Mercado continuo español (IBEX 35), y los tipos de cambio

---

<sup>7</sup> Los conceptos de estacionariedad, orden de integración y cointegración se desarrollan con mayor profundidad en las siguientes secciones.

de cada moneda local con respecto al dólar.<sup>8</sup> Las series se expresan en dólares y se han transformado en logaritmos, denotándose por DJI, NIKKEI, FTSE, DAX, CAC e IBEX, respectivamente.<sup>9</sup> Para los análisis que se llevan a cabo en el presente Capítulo se ha dividido el periodo muestral en dos intervalos, el primero del 2 de enero de 1988 al 2 de junio de 1992 y el segundo del 3 de junio de 1992 al 11 de mayo de 1998.<sup>10</sup>

#### IV.5) Estacionariedad

Las series financieras presentan de forma habitual problemas de estacionariedad lo que lleva a contrastar la presencia de raíces unitarias en las mismas. La importancia del supuesto de estacionariedad ha sido reconocido a partir de los trabajos de Granger y Newbold (1974) y de Nelson y Plosser (1982), que alertaron sobre las consecuencias de la no estacionariedad a la hora de realizar análisis de regresión, siendo Granger y Newbold los que hablaron por primera vez de este tipo de problema y lo denominaron regresión espuria.<sup>11</sup>

Cabe reseñar que la problemática de las regresiones espurias se presenta principalmente en las ecuaciones de regresión que incluyen procesos no estacionarios y provoca que, en ocasiones, se llegue de forma errónea a la conclusión de que entre dos variables existe una relación de causalidad, cuando lo que realmente se establece entre ellas es simplemente una situación de casualidad.

---

<sup>8</sup> La descripción de los índices bursátiles y de los tipos de cambio se encuentra en el Anexo 1 y en el Capítulo III, Sección 3, respectivamente.

<sup>9</sup> Los datos han sido facilitados por la Agencia de Información Reuters.

<sup>10</sup> El 2 de junio de 1992 se corresponde con la "no ratificación del Tratado de Maastricht por parte de Dinamarca", hecho que provocó una falta de confianza en el proceso de convergencia europea, llevando a importantes turbulencias en el seno de los mercados financieros europeos.

<sup>11</sup> Dadas dos series que presentan una tendencia creciente, es probable que la regresión de una variable sobre otra encuentre una relación significativa incluso si lo único que tienen en común es una tendencia al alza. De este modo, dada una muestra suficientemente grande, el ajuste sería prácticamente perfecto. En esta situación se está ante un caso de regresión espuria.

Las series integradas son un caso particular de series no estacionarias. Se dice que una serie temporal  $X_t$  es integrada de orden "d", y se denota por  $I(d)$ , cuando es necesario diferenciarla "d" veces para convertirla en estacionaria,  $x_t \sim I(d) \rightarrow (1-L)^d$ ;  $x_t \sim I(0)$ , donde  $L$  simboliza el operador de retardos. Por lo tanto, una serie estacionaria en niveles es  $I(0)$  (Engle y Granger, 1987, p.252).

Con el fin de determinar el orden de integrabilidad de una serie temporal, se debe contrastar la existencia o no de raíces unitarias. Los contrastes de raíces unitarias inicialmente fueron propuestos por Dickey y Fuller (1979, 1981) —ADF—. Un camino alternativo es el enfoque no paramétrico de Phillips y Perron (1988) —PP—, que permite realizar el contraste sobre un modelo con perturbaciones heteroscedásticas y/o autocorrelacionadas, admitiendo así cualquier tipo de proceso ARIMA como generador de datos sin preocuparse de si se han incluido retardos suficientes en la ecuación del contraste.<sup>12</sup>

Un problema que presentan estos tests es que cuando el proceso presenta simultáneamente una raíz unitaria y un componente de media móvil con una raíz cercana a la unidad, los estadísticos ADF y PP aceptan la hipótesis de estacionariedad con demasiada frecuencia (Molinas, 1986). Por ello, Holden y Perman indican en Rao (1994, p.67) que si los estadísticos de normalidad y autocorrelación son significativos, el enfoque PP sería adecuado pero, cuando existen en el proceso componentes de medias móviles negativos debe desconfiarse del contraste. Por ellos concluyen que es conveniente desarrollar una estrategia de contrastación más que realizar un único contraste. Se ha de tener presente que, el modelo puede incorporar diferentes componentes determinísticos (deriva y/o tendencia) y que la serie puede requerir un número de diferencias distinto de 1 ó 0, por lo que debe seguirse un proceso secuencial.

---

<sup>12</sup> El estadístico PP tiene la misma distribución asintótica que el estadístico ADF.

Combinando estas dos cuestiones, se establece una estrategia de contrastación que lleva a determinar el modelo adecuado para realizar el contraste de raíz unitaria. El procedimiento seguido en este Capítulo está basado en la estrategia propuesta por Holden y Perman (Rao, 1994, pp.62-66).<sup>13</sup> En el Cuadro 1 se presenta de forma resumida los resultados del test de raíz unitaria siguiendo esta estrategia. Todas las series de precios son no estacionarias y contienen una raíz unitaria —I(1)— con independencia del intervalo considerado.

Si existe una relación estable a largo plazo, es de esperar que los residuos de la regresión que explica la relación entre el precio de dos o más índices bursátiles sean estacionarios, a pesar de que ninguna de las dos variables del modelo lo sea de forma independiente. Este resultado se debe a que su evolución temporal ha de ser, en gran medida, común y las diferencias entre ellas no mostrarán una clara tendencia a aumentar o decrecer, indicando que una combinación lineal de las dos variables debe ser estacionaria. De otra forma se puede afirmar que, si existe una relación a largo plazo entre dos o más variables no estacionarias, las desviaciones del largo plazo serán estacionarias y, en ese caso, las variables estarán cointegradas.

## IV.6) Cointegración

### IV.6.1) Introducción

La teoría económica sugiere con frecuencia la existencia de relaciones de equilibrio entre variables a largo plazo, si bien individualmente pueden fluctuar fuera del equilibrio durante algún tiempo. Los modelos económicos indican que determinadas fuerzas actúan para restaurar el equilibrio y, por

---

<sup>13</sup> Esta estrategia de determinación de la existencia de raíces unitarias se basa en el contraste de hipótesis conjuntas y se encuentra resumida en el Anexo 2.

tanto, cierta relación a largo plazo debe de existir entre los conjuntos de variables.<sup>14</sup>

El objetivo de esta Sección es verificar si en los mercados bursátiles internacionales actúan estas fuerzas. El análisis de cointegración recoge la posibilidad de que las desviaciones de las condiciones de equilibrio de dos variables económicas sean estacionarias, cuando no lo son de forma individual. Lo que se encuentra detrás de este concepto es la existencia de fuerzas económicas que impiden desviaciones persistentes de las condiciones de equilibrio a largo plazo, aunque pueden observarse desviaciones en el corto plazo.

Este tipo de relaciones, caso de presentarse, son indicativas del grado de integración que existe entre los mercados comparados. Las razones de esta relación las resume Choudhry (1997, p.285) en las siguientes: i) la presencia de fuertes vínculos entre las economías y las políticas de coordinación entre países relevantes puede, indirectamente, provocar la relación entre los precios de los activos a lo largo del tiempo, ii) la desregulación y liberalización de los diferentes mercados, iii) la mejora y el desarrollo de la tecnología en comunicaciones, iv) las innovaciones en los productos y en los servicios financieros y, por último, v) el incremento en la actividad internacional de las empresas multinacionales.

Según afirman Malliaris y Urrutia (1996, p.31) la existencia de relaciones de cointegración no implica necesariamente que desaparezcan las posibilidades de llevar a cabo una diversificación internacional de carteras, ya que es muy probable que los precios bursátiles en los mercados de valores de países con economías desarrolladas estén interrelacionados debido a las

---

<sup>14</sup> El término de equilibrio en la literatura de cointegración significa que dos series han mantenido una relación entre ellas a lo largo del periodo analizado, pero no significa que en algún subperiodo puedan haber evolucionado de forma diferente.

variables fundamentales subyacentes y que los precios de las sociedades más destacadas de cada mercado puedan fluctuar de forma similar a lo largo de distintos estados de la economía. Es decir, la presencia de cointegración en los mercados bursátiles europeos puede reducir pero no eliminar totalmente los beneficios de la diversificación internacional entre esos países.

Las razones que avalan este argumento se encuentran, según Malliaris y Urrutia (*op.cit.*) por una parte, en la negociación supranacional de las políticas industriales y financieras de la Unión Europea con una coordinación macroeconómica complementaria (control de tipos de interés, déficit público, tipos de cambio, etc.) y, por otra, en la naturaleza específica de los índices bursátiles utilizados que contienen empresas representativas de las principales firmas industriales de cada mercado con distribución por sectores de actividad muy similares.<sup>15</sup>

#### IV.6.2) Fundamento Teórico

El concepto de cointegración fue introducido por Granger (1981) con el fin de determinar si dos o más variables siguen sendas de crecimiento paralelas, es decir si presentan relaciones de equilibrio a largo plazo. En este sentido se establece que bajo determinadas circunstancias dos variables económicas pueden divergir en el corto plazo, si bien a largo plazo las fuerzas económicas llevarán a ambas hacia la convergencia. Posteriormente Engle y Granger (1987) desarrollaron procedimientos de estimación y contrastación de sistemas cointegrados, proponiendo un modelo bivetárico que, dada su sencillez, presenta una serie de problemas que posteriores trabajos intentan solucionar —Johansen (1988 y 1991) y Johansen y Juselius (1990)—.

---

<sup>15</sup> Véase para más detalle los trabajos de Roll (1992), Heston y Rouwenhrost (1998) y Griffin y Karolyi (1998) quienes afirman que los índices bursátiles nacionales exhiben importantes correlaciones cuando tienen una alta concentración en industrias similares representadas en los índices.



Johansen y Juselius desarrollan una estrategia que trata los problemas de estimación y contrastación en sistemas cointegrados en un contexto de máxima verosimilitud bajo el supuesto de normalidad. El contraste de esta estrategia se basa en el principio del ratio de verosimilitud, con el fin de discernir no sólo si existe o no cointegración sino para determinar además el rango de cointegración,  $r$ . Este procedimiento se apoya en la representación general del modelo multiecuacional de corrección de error en la que no se distingue, a priori, ningún orden de causalidad entre las variables.<sup>16</sup> Las principales ventajas de la metodología de Johansen y Juselius frente a la de Engle y Granger se presentan en el Anexo 3. Dadas las ventajas que proporciona la metodología de Johansen y Juselius, será la utilizada en el presente Capítulo con el fin de contrastar la presencia de relaciones de cointegración entre los mercados bursátiles considerados.<sup>17</sup>

Los trabajos que han utilizado la técnica de cointegración llegan a conclusiones no siempre coincidentes. La razón puede estar en cierta confusión que se constata entre algunos conceptos económicos —como la eficiencia— y en las disparidades observables en las cuestiones técnicas —por ejemplo, la frecuencia muestral—.

#### IV.6.3) Eficiencia vs cointegración

Un foco de conflicto en la literatura sobre la interrelación de los mercados bursátiles internacionales ha sido el concepto de mercado eficiente. Una primera aproximación a esta interrelación fue la propuesta por Granger (1986, p.218), argumentando que dos series de precios que

---

<sup>16</sup> Los estudios de Monte Carlo realizados por Gonzalo (1994) muestran que el procedimiento de Johansen (1988) funciona mejor que los métodos uniecuacionales (mínimos cuadrados ordinarios y mínimos cuadrados no-lineales), e incluso que otros métodos multivariantes (componentes principales y correlación canónica) para la estimación de relaciones de cointegración. Ello parece ser así aún cuando el supuesto de normalidad no sea correcto, la dinámica sea desconocida y exista sobreparametrización derivada de la introducción de retardos adicionales.

<sup>17</sup> En el Anexo 4 se describe de forma breve esta metodología.

están determinadas en mercados eficientes no pueden estar cointegradas, ya que si dos precios están cointegrados uno puede ser usado para ayudar a predecir al otro y esto contradice el supuesto de mercado eficiente en sentido débil, según el cual los precios de los activos incorporan toda la información disponible.

Esta relación ha sido defendida en la mayoría de los estudios sobre el tema. Según MacDonald y Power (1993), en el caso de utilizar la técnica de cointegración para constatar o no la eficiencia de los mercados financieros, es necesario tomar la definición de eficiencia dada por Fama (1970) que describe un mercado eficiente con la proposición de que los participantes del mercado explotan racionalmente toda la información disponible y los rendimientos de equilibrio esperados son constantes.<sup>18</sup> Si estas dos hipótesis se dan conjuntamente, según MacDonald y Power (*op.cit.*), los precios de diferentes acciones no pueden estar cointegrados.<sup>19</sup>

Frente a estos autores, existen una serie de estudios que discrepan de la relación directa entre la existencia de cointegración y la ineficiencia de los mercados. En concreto, Sephton y Larson (1991) que estudian la eficiencia del mercado de divisas a través del análisis de cointegración y ponen en tela de juicio la relación directa entre la existencia de relaciones de cointegración y la ausencia de eficiencia, indicando que la afirmación es excesivamente ambiciosa ya que, en función del periodo y la frecuencia muestral, así como de la existencia o no de cambios estructurales, e incluso en función del método de estimación de las relaciones de cointegración, los resultados pueden diferir sustancialmente.

Esta teoría ha sido defendida por diversos autores que han estudiado las relaciones de cointegración entre mercados financieros y han sacado

---

<sup>18</sup> A esta definición de eficiencia los autores la denominan "estática".

<sup>19</sup> Este mismo razonamiento ha sido utilizado por autores como Hakkio y Rush (1989), Baillie y Bollerslev (1989), MacDonald y Taylor (1989), Campbell y Hamao (1992), Chan *et al.* (1992), Arshanapalli y Doukas (1993), Chelley-Steeley y Pentecost (1994), Lajaunie *et al.* (1995), Allen y MacDonald (1995), Kwan *et al.* (1995), Masih y Masih (1997a), Liu *et al.* (1997) y Chan, *et al.* (1997).

conclusiones acerca de su relación con la eficiencia internacional de los mercados, entre ellos cabe destacar a Dwyer y Wallace (1992), Hassan y Naka (1996) y Engel (1996). Este último afirma que las propiedades de cointegración de los tipos de cambio son independientes de la eficiencia o ineficiencia de los mercados financieros.<sup>20</sup> Lien (1996, p.776) asevera que la eficiencia en sentido débil y la existencia de cointegración no son necesariamente contradictorias, debido a que la ineficiencia *informativa* no asegura oportunidades de beneficios.<sup>21</sup>

Posteriormente, Masih y Masih (1997b, p.879) señalan que la predicción no tiene porqué implicar necesariamente ineficiencia, ya que un mercado es ineficiente si un inversor puede obtener un rendimiento adicional al que le correspondería con el riesgo asumido utilizando sólo la predicción.

Por último, según afirman De Miguel *et al.* (1998a, p.6) la incompatibilidad entre cointegración y eficiencia depende de la definición que se tome de esta última. Si se considera que mercados eficientes son aquellos en los que los precios de los activos no son predecibles entonces, la existencia de cointegración implicaría ineficiencia. Por el contrario, si los mercados eficientes se definen como aquellos en los que no existen expectativas de ganancias libres de riesgo sobre los costes de oportunidad de los agentes económicos, dados los costes de transacción y la información que éstos disponen, es decir la inexistencia de oportunidades de arbitraje, entonces dicha incompatibilidad queda resuelta.

En nuestra opinión, lo más adecuado no consiste únicamente en establecer una relación directa entre la existencia de relaciones de cointegración y la ineficiencia del mercado, sino que es necesario considerar

---

<sup>20</sup> Este trabajo junto con otro de Crowder (1996) plantean una polémica acerca de la relación entre cointegración y eficiencia para el caso del mercado de divisas.

<sup>21</sup> La noción de eficiencia informativa relaja la definición estricta de eficiencia, intentando mostrar cómo fluyen los flujos de información entre los mercados sin profundizar en la predictabilidad.

otros factores adicionales —como los costes de transacción y la información de que disponen los agentes económicos, entre otros— que considerados de forma conjunta en modelos de valoración de activos permiten determinar la existencia o no de oportunidades de arbitraje y así sustentar la eficiencia o no de los mercados considerados.

#### IV.6.4) Frecuencia vs cointegración

Otra cuestión que genera controversia entre los investigadores en los últimos años se refiere a la relación entre la frecuencia de los datos y la cointegración. Del conjunto de trabajos que abordan esta cuestión se extraen dos posiciones claramente diferenciadas: la que defiende que una alta frecuencia no aporta información sustancial para detectar las relaciones a largo plazo y la que opina justo lo contrario.

De entre los primeros cabe destacar los trabajos de Campbell y Perron (1991) y Hakkio y Rush (1991), quienes concluyen que lo importante no es la frecuencia sino la amplitud del periodo analizado, si bien en su simulación se considera datos anuales, trimestrales y mensuales, pero no diarios. Recientemente, Cheng (1998) cita a Lehmann y Modest (1988) para justificar el uso de los datos mensuales frente a los datos diarios, afirmando que estos últimos se ven influidos por el denominado efecto de la negociación infrecuente que puede provocar un sesgo en la estimación de los momentos de segundo orden. Asimismo, Brocato (1990 y 1994) utiliza datos semanales frente a diarios aludiendo que éstos últimos provocan un elevado ruido y, además, tienen difícil interpretación debido a los diferentes horarios de negociación de cada mercado.

Por el contrario, entre los defensores de la segunda posición se encuentran los trabajos de Eun y Shim (1989), Arshanapalli y Doukas (1993), Corhay *et al.* (1993) y Chowdhury (1994), entre otros. Para estos autores los problemas que plantean los detractores del uso de datos de alta

frecuencia pierden relevancia cuando las variables de las que se está hablando son índices bursátiles. La mayoría están compuestos por un número reducido de sociedades y, lo que es más importante, por las denominadas *blue chips* de cada mercado. Por lo tanto, plantearse la existencia de problemas de negociación infrecuente a lo largo de una sesión bursátil es, ciertamente, restrictivo.<sup>22</sup>

La frecuencia muestral, pensamos, es un elemento fundamental a la hora de determinar la forma más precisa de las relaciones de equilibrio a largo plazo entre los mercados. Con el fin de que los resultados tengan una mayor potencia, la frecuencia diaria es la más adecuada, frente a considerar una frecuencia inferior con la consiguiente pérdida de información relevante generada por los mercados, o una frecuencia superior con los problemas derivados de la negociación infrecuente. En cualquier caso, en el apartado siguiente se considera tres tipos diferentes de frecuencia (diaria, semanal y mensual) para determinar similitudes y divergencias en el estudio de las relaciones de equilibrio a largo plazo.

#### IV.6.5) Análisis Empírico

Este apartado se estructura como sigue. Por un lado se presenta los resultados del análisis de correlación de los rendimientos de cada mercado que muestran una relación bivariante estática y a corto plazo y, por otro, se estudia las relaciones bivariantes y multivariantes de equilibrio a largo plazo de los precios expresados en logaritmos de los índices bursátiles de cada mercado de valores, utilizando para ello el test de cointegración propuesto por Johansen (1988, 1991) y Johansen y Juselius (1990) por medio de los estadísticos de la traza y del  $\lambda$  máximo.

---

<sup>22</sup> En el Anexo 5 se enuncia los principales trabajos que analizan las relaciones de equilibrio a largo plazo entre los mercados bursátiles internacionales mediante la técnica de cointegración agrupados según la frecuencia muestral utilizada.

Estas aplicaciones se llevan a cabo a partir de la muestra original expresada en dólares.<sup>23</sup> Además, con el fin de detectar posibles distorsiones en los resultados en función de la frecuencia muestral utilizada se considera 3 series diferentes: i) diaria, ii) semanal y iii) mensual. Los precios semanales se corresponden con el precio de cierre de los miércoles hábiles de cada semana. La elección del miércoles se debe a que, de forma habitual, se considera que es el día de la semana sujeto a menos efectos estacionales (día de la semana o fin de semana). Esta transformación es la realizada por autores como Finnerty y Scheeweis (1979) y Lo y Mackinlay (1988), Chan *et al.* (1992) y Chan y Lai (1993), entre otros. Además, los precios mensuales se obtienen a partir del precio del último día hábil de cada mes.

Por último, tal y como se ha indicado en la Sección 4, se ha dividido el periodo muestral (2/1/88-11/5/98) en dos: del 2/1/88 hasta el 2/6/92 y del 3/6/92 hasta el 11/5/98.

#### IV.6.6) Correlación

Se procede al estudio de los coeficientes de correlación, contemporáneos o no, de los índices bursátiles expresados como diferencia de logaritmos.<sup>24</sup> En lo que se refiere a la correlación diaria contemporánea (Cuadro 2), en el intervalo 3/6/92-11/5/98 se produce, con respecto al periodo 2/1/88-2/6/92, una disminución de la misma entre la mayoría de los mercados. Además, se observa una disminución sustancial en la correlación del mercado japonés con el resto de mercado de valores, excepto con el mercado alemán. Este resultado pone de manifiesto los problemas económicos que afectan a Japón en el periodo 1992-1998 que le han llevado a un cierto aislamiento de su mercado de valores.

---

<sup>23</sup> Siguiendo los postulados del modelo teórico planteado por Taylor y Tonks (1989), por lo que se elimina el efecto del tipo de cambio en las interrelaciones entre los mercados bursátiles internacionales.

<sup>24</sup> A diferencia del análisis de correlación cruzada llevado a cabo en el Capítulo III, se consideran los rendimientos expresados en dólares, para tres frecuencias muestrales y dos subintervalos temporales.

Con el fin de comprobar la influencia de la frecuencia muestral en el análisis de correlación estático, se realiza el análisis de correlación contemporáneo considerando datos semanales y datos mensuales (Cuadro 2). Del estudio se desprende, como era de esperar, un incremento generalizado en el coeficiente de correlación al reducir de forma significativa el número de observaciones. Ahora bien, este resultado no aporta información acerca del efecto de los diferentes horarios de negociación, ya que tras cada coeficiente de correlación hay información relevante que permite conocer, a corto plazo, el comportamiento de los mercados de valores.

También se deduce la existencia de correlaciones contemporáneas significativas entre mercados que se encuentran ubicados en áreas geográficas próximas (mercados europeos) cuando la frecuencia es diaria, especialmente en el periodo 1988-1992.<sup>25</sup> Además, a medida que disminuye la frecuencia muestral, la homogeneidad en los coeficientes de correlación aumenta en los tres intervalos considerados.

En lo que respecta al análisis de correlación diario no contemporáneo cabe resaltar que la correlación de los mercados europeos con respecto a Nueva York en el día anterior (zona sombreada Cuadro 3) aumenta en todos los casos. Destaca el mercado alemán que, quizá por iniciar su sesión de contratación en primer lugar, presenta una mayor correlación con Nueva York en el día anterior. Por otro lado, la correlación del mercado japonés con el resto de mercados en el día anterior disminuye, en todos los casos, excepto con Nueva York. Con este resultado se reafirma el comportamiento errático del mercado japonés y, con ello, la disminución en la dependencia con respecto a los mercados bursátiles europeos. Los resultados del análisis de la correlación “no contemporánea” con datos semanales y mensuales no se presentan puesto que ninguno es significativo al 5%.

---

<sup>25</sup> Estos resultados son similares a los obtenidos Martínez-Abascal y Cabezas (1997).

La existencia de correlación entre dos mercados no revela, tal como se dijo anteriormente, cual es la relación dinámica a corto plazo existente entre ellos. En concreto, es posible, por ejemplo, que la relación fluya o no en ambos sentidos, de forma que cada uno de los mercados afecte y sea afectado por el otro. Por otra parte, la correlación entre un grupo de mercados tampoco revela si uno de ellos lidera el proceso de formación de precios, convirtiéndose en referente para las decisiones de inversión. Además, es posible que la correlación observada entre los mercados de una misma área geográfica —Europa— se deba a un factor común no observado como puede ser la influencia de los mercados de valores ajenos a dicha área (la Bolsa de Nueva York y/o la Bolsa de Tokio). Por último, según comprueban De Miguel y Olmeda (1998, p.20), un elevado nivel de correlación entre dos índices bursátiles no es condición necesaria ni suficiente para la existencia de relaciones de liderazgo entre ellos.

#### IV.6.7) Cointegración

Con el fin de eliminar el problema que plantea el análisis de correlación al ser un test estático, se procede a analizar las relaciones de equilibrio a largo plazo entre los mercados bursátiles internacionales utilizando la técnica de cointegración desarrollada por Johansen (1988, 1991) y Juselius (1990).

El análisis de cointegración se lleva a cabo en un entorno bivariante y multivariante. En el primero se recogen todas las combinaciones de pares de índices bursátiles y, en el segundo, se agrupa de la siguiente forma: i) los mercados europeos exclusivamente, ii) los mercados europeos y el mercado americano, iii) los mercados europeos y el mercado japonés y, iv) todos los mercados de forma conjunta. Los resultados obtenidos se recogen en los Cuadros 4 a 12 distinguiendo en función del periodo y de la frecuencia muestral considerada.



#### IV.6.7.1) Caso bivariante

En lo que se refiere al análisis de cointegración con datos diarios se observa que, en el entorno bivariante (Cuadros 4 y 5) las relaciones de cointegración son exiguas, especialmente cuando se considera el periodo total (2/1/88-11/5/98), pues no se detecta ninguna relación de equilibrio a largo plazo. Este resultado es similar al obtenido por Kanas (1998b) con datos diarios de los principales índices europeos y el Dow Jones Industrial durante el periodo 1983-1996.<sup>26</sup> Según el mismo autor, este resultado, es suficiente como para afirmar que existen posibilidades de obtener beneficios mediante la diversificación internacional en estos mercados.

Si se considera el primer subperiodo se detecta dos relaciones de cointegración del mercado español (IBEX) con el mercado francés (CAC) y el mercado americano (DJI).<sup>27</sup> En el segundo subperiodo se observa un incremento sustancial en el número de relaciones de cointegración, especialmente del mercado anglosajón (FTSE) con el resto de mercados, excepto Tokio (NIKKEI).

Esta conclusión apunta a que la división del periodo muestral realizada ha sido oportuna constatándose que la tormenta financiera que se desató tras el “*No danés a Maastricht*” (2/6/92) y los posteriores problemas en el seno de Sistema Monetario Europeo, han marcado el punto de partida de una mayor integración entre los mercados bursátiles internacionales y en especial de los europeos.<sup>28</sup> Esta mayor integración viene determinada más que por las relaciones estáticas a corto plazo detectadas a través del análisis

---

<sup>26</sup> Para una descripción más pormenorizada véase el Capítulo II.

<sup>27</sup> Debido en gran medida a la significativa contratación de las principales sociedades que componen el índice bursátil IBEX 35 en la Bolsa de Nueva York, durante este periodo. Véase Cuadro 10 del Capítulo I.

<sup>28</sup> Malliaris y Urrutia (1996) para el intervalo 1989-1992 detectan relaciones de cointegración, siguiendo la metodología de Engle y Granger (1987), en todas las combinaciones bivariantes de índices europeos diarios y expresados en moneda local. De Miguel *et al.* (1998a) para el periodo 1995-1997 y con datos diarios de 12 índices bursátiles obtienen relaciones de cointegración bivariante, especialmente, entre los países europeos más próximos geográficamente. Por contra Fernández *et al.* (1997 a y b) para el periodo 1994-1996 y con índices diarios, no detectan relaciones de cointegración entre los principales mercados europeos.

de correlación, por las relaciones de equilibrio a largo plazo puestas de manifiesto mediante el análisis de cointegración.

#### IV.6.7.2) Caso multivariante

Según Chou *et al.* (1994, p.2) una relación de equilibrio es multivariante por naturaleza, de manera que una desviación de las relaciones a largo plazo entre los precios de los índices bursátiles sólo puede construirse como una combinación de todos los precios que le pueden afectar directa o indirectamente. Por ello, los resultados del análisis de cointegración bivariante pueden ser engañosos y, por lo tanto, la ausencia de una relación de cointegración entre dos mercados no impide que se encuentren integrados cuando el número de mercados considerado sea mayor.

Con esta premisa, se procede a estudiar las relaciones de los precios de equilibrio a largo plazo en el entorno multivariante y con frecuencia diaria (Cuadro 6) en el que se detecta, para el segundo subperiodo, una relación de cointegración entre todos los mercados europeos. Por contra, la relación de equilibrio conjunta desaparece al considerar al mercado japonés o al americano. Este resultado confirma la mayor integración a largo plazo de los mercados europeos, mientras que con el resto (NIKKEI y DJI) la relación se limita al corto plazo.

Como conclusión cabe destacar que en el periodo 3/6/92-11/5/98 se ha incrementado la relación de equilibrio a largo plazo entre los mercados bursátiles europeos, reduciendo así las posibilidades de beneficiarse por la diversificación internacional entre los mismos. Este resultado pone de manifiesto que desde el año 1992 se ha dado un proceso de paulatina integración entre los mercados bursátiles pertenecientes a la zona europea.

Si se reduce la frecuencia de la muestra, de diaria a semanal, se comprueba que, respecto al análisis bivariante (Cuadros 7 y 8) las relaciones

de cointegración se incrementan de forma considerable, detectando que dos de ellas están presentes en los tres intervalos de tiempo (el IBEX con el CAC y con el DJI). Además, el NIKKEI presenta relaciones de equilibrio a largo plazo con el DAX, DJI y FTSE a diferencia de lo que ocurría con la muestra diaria.<sup>29</sup> Con el análisis multivariante (Cuadro 9), en el segundo subintervalo (3/6/92-11/5/98) se detecta un vector de cointegración en todos los casos debido, quizá, a que con datos semanales se elimina el efecto de los diferentes horarios de negociación presente al considerar los precios diarios, permitiendo así un alisamiento de las series que elimina información relevante en el comportamiento a corto plazo de los mercados.<sup>30</sup>

Por último, si se considera la frecuencia mensual (Cuadros 10 y 11) se produce un cambio sustancial en lo que se refiere al análisis bivariante, de forma que para todo el periodo muestral se detectan numerosas relaciones de cointegración entre los mercados europeos y Nueva York, mientras que Tokio no presenta ninguna relación de equilibrio a largo plazo con el resto de mercados. Al considerar el entorno multivariante (Cuadro 12) se comprueba que los resultados permiten afirmar que existen relaciones de cointegración para todos los intervalos y casos planteados, excepto en el intervalo 2/1/88-11/5/98 cuando se considera a Tokio de forma conjunta con los mercados europeos.<sup>31</sup>

Se puede afirmar que, en la medida que la frecuencia muestral disminuye, la tendencia a detectar relaciones de cointegración entre los mercados, tanto bivariante como multivariante, aumenta. Este resultado puede llevar a los investigadores a conclusiones diferentes, a pesar de analizar periodos muestrales y mercados similares. En determinados

---

<sup>29</sup> La mayoría de las relaciones detectadas son muy débiles indicando que el resultado puede estar afectado por una cierta aleatoriedad que desvirtúa la realidad y, cuya causa se le puede atribuir a la transformación realizada en la muestra y, con ello, la consiguiente disminución en el número de observaciones.

<sup>30</sup> Este resultado es similar al obtenido por Chou *et al.* (1994) con datos semanales para el periodo 1976-1989 (Véase Capítulo II, Sección 5).

<sup>31</sup> La potencia de este contraste es muy reducida dado el número tan exiguo de observaciones que se considera.

trabajos, especialmente cuando analizan variables macroeconómicas, no se dispone de frecuencias diarias y se utilizan muestras mensuales, trimestrales o anuales, en cambio, cuando se trata de variables relacionadas con los mercados de valores, índices bursátiles en este caso, es difícil pensar que con datos mensuales se puedan especificar de forma adecuada relaciones de equilibrio a largo plazo entre dos o más mercados, ya que se estaría ignorando un volumen de información demasiado importante. Como se comprueba en los Cuadros 4 a 12, a pesar de analizar el mismo intervalo de tiempo y los mismos mercados, la tendencia a detectar relaciones de equilibrio a largo plazo aumenta a medida que disminuye la frecuencia muestral.

Por todo lo dicho, se concluye que la frecuencia muestral más adecuada en el análisis de las relaciones entre los mercados de valores es la diaria, ya que recoge el comportamiento de los mercados de forma más exacta. Como se ha comprobado en el análisis multivariante con frecuencia diaria (Cuadro 6), los mercados que pertenecen a una misma zona geográfica —Europa— son los únicos que presentan una relación de equilibrio a largo plazo entre ellos, signo de la integración de estos mercados en el intervalo más reciente (1992-1998).

#### **IV.7) Análisis de la Causalidad a Corto y Largo Plazo**

Para contrastar si un mercado de valores causa o ayuda a predecir mejor a otro mercado se suele utilizar el test de causalidad de Granger (1969) basado en modelos de vectores autorregresivos (VAR). Esta metodología investiga las interacciones entre los mercados de valores relacionando el rendimiento de un mercado con los rendimientos retardados del mismo mercado y con los rendimientos retardados de los otros mercados.

El método VAR estima un sistema de ecuaciones simultáneas, sin restricciones a priori sobre la estructura de las relaciones ya que no se

imponen condiciones sobre las relaciones estructurales de las variables. Lo que se intenta explicar en nuestro caso es la interdependencia estructural de los mercados de valores y los mecanismos internacionales de transmisión de movimientos. Para el entorno bivalente se tiene la siguiente representación:

$$\Delta Y_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^s \beta_{i1} \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^w \beta_{j1} \Delta X_{t-j} + \varepsilon_{t1} \quad (\text{IV-5})$$

$$\Delta X_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^g \beta_{i2} \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^h \beta_{j2} \Delta X_{t-j} + \varepsilon_{t2} \quad (\text{IV-6})$$

donde:

$Y_t$  y  $X_t$  son los logaritmos de los índices bursátiles expresados en dólares.

$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$  y  $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$

$\alpha_k$  son los términos independientes ( $k=1$  y  $2$ ).

$\beta_i$  y  $\beta_j$  son los parámetros que acompañan a cada variable explicativa.

$\varepsilon_{tk}$  son los residuos de cada una de las ecuaciones ( $k=1$  y  $2$ ).

$s$ ,  $w$ ,  $g$  y  $h$  son los números de retardos adoptados para cada variable explicativa.

Este mismo planteamiento se sigue en el entorno multivariante, si bien el sistema se amplía a las  $n$  posibles variables a considerar, y por ende a un sistema de  $n$  ecuaciones en el que el número de variables explicativas estará en función del número de retardos que se adopte para cada variable.

Los términos independientes de las dos ecuaciones — $\alpha$ — representan los diferenciales de rentabilidad para el periodo de análisis y los coeficientes de las variables — $\beta$ — miden el efecto directo de un cambio de rentabilidad sobre la variable dependiente. Si se acepta la hipótesis nula ( $H_0$ ) de que  $\beta_{j1} = 0$  para  $j=1, \dots, w$  entonces se puede afirmar que  $X$  no causa en el sentido de Granger a  $Y$ . Por otra parte, si se acepta la  $H_0$  de que  $\beta_{i2} = 0$  para  $i=1, \dots, g$  entonces  $Y$  no causa en el sentido de Granger a  $X$ . El contraste de hipótesis conjunta se realiza a través de estadístico  $F$  y el número de

retardos  $s$ ,  $w$ ,  $g$  y  $h$  se determina siguiendo el criterio de información de Schwarz. Además, y de forma conjunta, se verifica que los residuos del modelo no presentan autocorrelación a través del estadístico  $Q$  de Ljung-Box.

Frente a este planteamiento inicial surge el problema de que si  $Y_t$  y  $X_t$  están cointegrados, los vectores estimados con series que se encuentran cointegradas estarán mal especificados pues al estar los datos expresados en diferencias se ignora la información contenida en la relación a largo plazo que se recoge en el término de error de la ecuación de cointegración (Engle y Granger, 1987, p.259).

Esta mala especificación se soluciona investigando la interrelación entre las variables a través de un Modelo de Corrección de Error (MCE), que incorpora el efecto de la relación de equilibrio a largo plazo a través del término de corrección de error retardado un periodo ganando, así, en eficiencia y mejorando la capacidad predictiva. Granger en 1983 plantea el denominado *Teorema de Representación de Granger* que muestra que las series cointegradas pueden representarse mediante modelos MCE (véase Anexo 6).

El atractivo fundamental de la formulación del MCE consiste en que combina la flexibilidad en la especificación del modelo VAR con propiedades deseables en el largo plazo. Así, dicha formulación puede ser vista como un intento de capturar el comportamiento del sistema y, al mismo tiempo, de incorporar las relaciones de equilibrio entre las variables sugeridas por la teoría económica.

La representación de corrección de error ilustra también la relación existente entre los conceptos de cointegración y causalidad en el sentido de Granger, tal y como puede verse en Granger (1988). En presencia de cointegración se puede analizar la causalidad entre las series, a través de los

elementos del MCE. En este sentido Lütkepohl y Reimers (1992) desarrollan un modelo similar a un mecanismo de corrección de error para contrastar la causalidad a corto y largo plazo entre series I(1) y cointegradas. Para el caso de dos series temporales, parten del siguiente sistema de ecuaciones:

$$\Delta Y_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^n \beta_{i1} \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^m \beta_{j1} \Delta X_{t-j} + \gamma_1 \mu_{t-1} + \varepsilon_{t1} \quad (\text{IV-7})$$

$$\Delta X_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^p \beta_{i2} \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_{j2} \Delta X_{t-j} + \gamma_2 \mu_{t-1} + \varepsilon_{t2} \quad (\text{IV-8})$$

donde todos los elementos tienen la misma interpretación que en las ecuaciones 5 y 6, si bien,  $n$ ,  $m$ ,  $p$  y  $q$  son los números de retardos adoptados para cada variable explicativa y además, se añade el término de corrección de error correspondiente al residuo de la regresión de cointegración retardado un periodo ( $\mu_{t-1}$ ), siendo  $\gamma_1$  y  $\gamma_2$  los parámetros que acompañan a cada término de error que indican la velocidad de ajuste. Si el término de corrección de error es significativo en ambas ecuaciones ( $\gamma_1 \neq 0$  y  $\gamma_2 \neq 0$ ), existe causalidad a largo plazo en ambas direcciones, con lo que ninguna de las variables puede considerarse débilmente exógena con respecto a los parámetros de la otra ecuación.<sup>32</sup> De todas formas, esta afirmación se debe tomar con cautela, ya que según indican Engle *et al.* (1983, p.286) la condición de que no exista causalidad en el sentido de Granger es condición necesaria, pero no suficiente, de exogeneidad en sentido débil.

Si se acepta la  $H_0$  de que  $\beta_{j1} = 0$  para  $j=1, \dots, m$  entonces se puede afirmar que  $X$  no causa a corto plazo a  $Y$ . Si se acepta la  $H_0$  de que  $\beta_{i2} = 0$  para  $i=1, \dots, p$  entonces se puede afirmar que  $Y$  no causa a corto plazo a  $X$ . El contraste de hipótesis conjunta se realiza a través de los estadísticos  $F$  y/o  $\chi^2$  y el número de retardos  $n$ ,  $m$ ,  $p$  y  $q$  se determina siguiendo la estrategia conjunta a través del criterio de información de Schwarz y la verificación de

<sup>32</sup> Véase Engle *et al.* (1983, p.282), Novales (1996, p.494).

si los residuos del modelo no presentan autocorrelación se resuelve con los estadísticos  $Q$  de Ljung-Box.

Por último, se puede afirmar que el MCE construido con rendimientos autorregresivos de los índices bursátiles en todos los mercados estudiados puede interpretarse como una aproximación en forma reducida del *verdadero* modelo bursátil basado en las estructuras económicas subyacentes.<sup>33</sup>

#### IV.7.1) Estudio Empírico

De los mercados de valores considerados en este Capítulo, el primero en abrir la sesión bursátil es Tokio, al que le siguen los mercados europeos —Francfort, Londres, París y Madrid— y, finalmente Nueva York. De entre todos ellos sólo se producen solapamientos amplios entre los mercados europeos y, durante un periodo corto, entre los europeos y Nueva York. Esta sucesión temporal provoca que la información recogida en los índices bursátiles representativos de los mercados sea procesada, en ocasiones, el día siguiente y es la que determina la construcción del VAR.

El estudio del comportamiento de los diferentes mercados se realiza a partir de las series de rendimientos diarios de los seis índices bursátiles expresadas en dólares, con el fin de detectar, en su caso, las relaciones de causalidad a corto y largo plazo entre los índices bursátiles analizados. No se considera la muestra semanal o mensual debido a que en una relación de este tipo la frecuencia de los datos es crucial, y se ha optado por realizar los

---

<sup>33</sup> Otros autores como De Miguel *et al.* (1998b, p.4) proponen una forma diferente de determinar la relación dinámica que les permita valorar la capacidad predictiva de un índice bursátil sobre los demás. Para ello emplean modelos autorregresivos lineales que son estimados directamente sobre los logaritmos de los precios y no sobre los rendimientos, tal y como hacen Swanson y White (1997). Este procedimiento permite no tener que hacer explícita la existencia o no de relaciones de cointegración entre los índices bursátiles, especificando modelos vectoriales autorregresivos o de corrección de error, según estén o no cointegrados. En otro trabajo De Miguel y Olmeda (1998, p.21) analizan las relaciones de liderazgo utilizando un contraste no paramétrico propuesto por Diebold y Mariano (1995).



análisis de causalidad, exclusivamente, mediante la muestra con frecuencia diaria. Además, el análisis se ha dividido en dos casos: bivariante y multivariante.

#### IV.7.1.1) Caso bivariante

##### *i) Modelo VAR*

En el Cuadro 13 se presentan los resultados del test de causalidad de Granger, válido sólo en el caso de series financieras sin una relación de equilibrio a largo plazo —ecuaciones 5 y 6—. <sup>34</sup> De los resultados obtenidos cabe destacar que para el periodo completo se acepta la hipótesis nula de no-causalidad a corto plazo en 5 de las 30 combinaciones analizadas. Este resultado pone de manifiesto que a pesar de que en el largo plazo las relaciones de equilibrio bivariantes no son estables, en el corto plazo el comportamiento de los mercados presenta una relación más estrecha.

Cuando el periodo muestral se divide en dos, los resultados presentan cambios significativos. En el primer subintervalo el número de casos en los que se acepta la hipótesis nula se duplica (10 de 30) mientras que en el segundo el número de casos es aún superior (18 de 30). Además, en el primero sólo se detecta un caso en el que dos índices bursátiles no presentan relaciones de causalidad a corto plazo en ningún sentido (DAX-CAC), mientras que en el segundo hay cinco casos.

Este resultado unido a las relaciones de cointegración detectadas previamente (Cuadros 4 y 5), que son menores en el primer subintervalo que en el segundo (se pasa de 2 a 6), confirman que el objetivo del proceso de convergencia en Europa, en lo referente a la integración de los mercados desde 1992 se manifiesta sobre todo en las relaciones de equilibrio a largo

---

<sup>34</sup> En el Cuadro 14 se resume esquemáticamente las relaciones de causalidad a corto plazo detectadas en el Cuadro 13.

plazo, mientras que en el corto plazo existen mayores divergencias. Es decir, la integración es más un fenómeno del largo que del corto plazo.

Estas conclusiones generales se pueden concretar en una serie de aspectos relevantes. En los mercados europeos se observa una estrecha relación de causalidad a corto plazo entre todos ellos, excepto en el caso del FTSE, que no causa al CAC en ninguno de los intervalos considerados. En lo que respecta al mercado japonés se comprueba que la causalidad a corto plazo del NIKKEI sobre el resto de índices es más importante en el periodo 1988-1992 que en el 1992-1998, coincidiendo este último con la crisis económica de carácter estructural que ha conducido a su mercado de valores, en particular, a una caída sostenida en la rentabilidad de sus activos, a diferencia del resto de los mercados bursátiles considerados. Por último, el mercado americano es el único que, con independencia del intervalo considerado, causa a corto plazo al resto de mercados, situándose como el mercado con una mayor capacidad predictiva (véase zona sombreada Cuadro 13), además también es el menos causado en el subintervalo más reciente (1992-1998), demostrando así que es el mercado más independiente en su evolución.<sup>35</sup>

Sin embargo, parece contradictorio que en el pasado más reciente (1992-1998) se detecte menor número de relaciones de causalidad que con anterioridad (1988-1992). Según afirman De Miguel *et al.* (1998a, p.16) esta paradoja se puede explicar si se considera que la información que se genera en un mercado es incorporada durante la misma sesión de contratación al mercado que la genera y a los otros mercados. Esto se traduciría en una elevada correlación instantánea en los mercados, pero no en la existencia de relaciones dinámicas de causalidad de frecuencia diaria o inferior. Un análisis más adecuado de las relaciones a corto plazo entre los índices requeriría del empleo de datos de alta frecuencia para analizar las relaciones dinámicas de forma más precisa.

---

<sup>35</sup> Estos resultados coinciden con los obtenidos en el Capítulo III.

*ii) Modelo de Corrección de Error*

En los Cuadros 15 a 17 se presentan los modelos de corrección de error, como resultado de aplicar el Teorema de Representación de Granger en las series que se encuentran cointegradas (véase los Cuadros 4 y 5) analizando, por un lado la causalidad a largo plazo a través de la significatividad del término de corrección —según el estadístico *t-student*— y, por otro, investigando la causalidad a corto plazo a través de la significatividad conjunta de los rendimientos retardados de la variable explicativa —mediante el estadístico *F* de significatividad conjunta—.

En lo que respecta a las dos relaciones de equilibrio detectadas durante el intervalo 1988-1992 (Cuadro 15) se observa que existe una relación de causalidad a largo plazo entre el IBEX y el CAC en los dos sentidos, indicativo de un co-movimiento a largo plazo estable. En cambio en cuanto a la causalidad a corto plazo es el CAC el que causa al IBEX con un día de retraso.<sup>36</sup> Por otra parte, el DJI causa a corto y largo plazo al IBEX, resultado indicativo de la significativa dependencia del mercado bursátil español ante cambios en la Bolsa de Nueva York. Además, el poder predictivo de este modelo medido a través del coeficiente de determinación corregido es muy significativo, un 9.1%.

En cuanto a los seis vectores de cointegración detectados en las Tablas 4 y 5 durante en el intervalo 1992-1998 se comprueba como cinco de las seis relaciones considera a mercados europeos, indicativo del proceso de integración de los mismos a lo largo de los últimos seis años (Cuadros 16 y 17). Respecto a las relaciones de causalidad, se comprueba como el IBEX causa a largo plazo al CAC y al DAX (Cuadro 16), mientras que el FTSE causa a largo plazo al IBEX (Cuadro 16), al CAC y al DJI (Cuadro 17). Por último, el DJI causa a largo plazo al FTSE. De estos resultados se desprende

---

<sup>36</sup> Si se hubiera considerado sólo el efecto del corto plazo (Cuadros 13 y 14) se hubiera concluido que la causalidad a corto plazo se daba en los dos sentidos cuando realmente se comprueba que no es así.

que, si bien, existe una estrecha relación entre los mercados europeos en el largo plazo, de entre ellos hay un mercado con una mayor capacidad predictiva, la Bolsa de Londres (FTSE). Además, se comprueba como Nueva York y Londres manifiestan, tal y como era de esperar, una estrecha relación de causalidad en los dos sentidos.

En lo que respecta a la causalidad a corto plazo, el IBEX y el DAX, y el DAX y el FTSE se causan mutuamente mientras que el DJI causa al FTSE. Es decir, los mercados europeos reaccionan en el corto plazo de una forma similar, tomando como referencia al mercado alemán. El DJI ratifica su función de mercado más influyente en el corto plazo, si bien, en el largo plazo sólo manifiesta una relación con el FTSE,<sup>37</sup> resultado lógico dado los vínculos económicos y financieros tan importantes que unen a ambos mercados.

#### IV.7.1.2) Caso multivariante

##### *i) Modelo VAR*

En los Cuadros 19 a 27 se presentan los resultados del análisis VAR considerando conjuntamente todos los mercados analizados, dado que no presentan ninguna relación de equilibrio a largo plazo. En los tres periodos considerados y según el criterio de información de Schwarz junto con la restricción de la no-existencia de correlación serial de los residuos —verificada a través del estadístico  $Q$  de Ljung Box— se concluye que el número de retardos óptimo es 4 para todas las variables explicativas y para cada uno de los tres intervalos de tiempo analizados (Cuadros 19, 22 y 25). Las estimaciones de los modelos VAR se presentan en los Cuadros 20, 23 y 26, en función del periodo considerado 1988-1998, 1988-1992 y 1992-1998,

---

<sup>37</sup> En el Cuadro 18 se resume gráficamente la causalidad a corto y largo plazo expuesto en los Cuadros 15 a 17.

respectivamente. Además en los Cuadros 21, 24 y 27 muestran los resultados de la causalidad a corto plazo, contrastada a través del test F de significatividad conjunta.

El rendimiento del mercado americano (DJI) causa en el sentido de Granger o ayuda a predecir mejor a todos los mercados y para cualquier intervalo (Cuadros 21, 24 y 27), si bien, es en el periodo más reciente (1992-1998) donde presenta su mayor capacidad predictiva. Este resultado pone de manifiesto el estrecho vínculo que une a la Bolsa de Nueva York y al resto de mercados bursátiles internacionales, en el entorno del corto plazo, signo de la globalización de los mercados. Por el contrario la Bolsa de Nueva York no se ve influida a corto plazo por el rendimiento de ningún mercado retardado un periodo debido a los horarios de negociación de los diferentes mercados de valores, ya que la Bolsa Nueva York es la que cierra en último lugar cada día y, por lo tanto, recoge la información que le proporcionan los cierres contemporáneos tanto de Tokio como de los mercados europeos. Esta misma razón es la que hace que el rendimiento de la Bolsa de Tokio en el día anterior no presente relaciones de causalidad sobre los rendimientos contemporáneos de los mercados europeos y de Nueva York. De entre los mercados europeos, destaca el mercado alemán como el que tiene una mayor capacidad predictiva, especialmente en el periodo 1992-1998 en el que causa de forma significativa al mercado francés y español. Este resultado es otra muestra del proceso de integración de los mercados pertenecientes a la denominada zona EURO.

En los Cuadros 20, 23 y 26 se observa que la capacidad predictiva de los modelos analizados, medida a través de coeficiente de determinación corregido ( $\bar{R}^2$ ), ha aumentado en los últimos años y es en el periodo 1992-1998 cuando presenta mayor valores (Cuadro 23). Destaca el mercado alemán como el más explicado por el resto de mercados (32.9%), mientras que en el lado opuesto se encuentra el mercado americano en todos los casos.

*ii) Modelo de Corrección de Error*

Por último, dado que tan solo se detecta una relación de equilibrio a largo plazo multivariante entre más de dos mercados, en concreto la referida a los cuatro índices europeos en el intervalo 1992-1998 (Cuadro 6), se obtiene el correspondiente MCE. El número de retardos óptimo a considerar es 3, tal y como se comprueba en el Cuadro 28, el correspondiente modelo de corrección de error se presenta en el Cuadro 29. Mediante el análisis de la significatividad del término de corrección de error se detecta causalidad a largo plazo de los mercados europeos con respecto a París y Francfort. La causalidad a corto plazo revela que el mercado alemán y el inglés son los mercados con una mayor y menor capacidad predictiva, respectivamente (Cuadro 30). Estos resultados indican que, a pesar de la proximidad geográfica y de la significativa relación a corto plazo entre los mercados europeos, existen todavía ciertas divergencias en el horizonte del largo plazo. Es de prever que con el proceso de integración económica y financiera de los principales mercados europeos, excepto el Reino Unido, se reduzcan esas diferencias con el fin de constituir un mercado bursátil europeo único.

**IV.8) Conclusiones**

El objetivo de este Capítulo es analizar la existencia de relaciones de equilibrio a largo plazo, así como la dinámica a corto plazo entre cuatro de los principales mercados bursátiles europeos y los dos mercados de valores más importantes del mundo —Nueva York y Tokio—, a lo largo del periodo 1988-1998. El análisis se centra en tres puntos: el análisis de correlación de los rendimientos, las relaciones de equilibrio a largo plazo y la existencia de causalidad a corto y largo plazo.

Los resultados obtenidos muestran, en primer lugar, que la correlación contemporánea es mayor en la medida que los mercados se encuentran más solapados en sus horarios de negociación, teniendo su

máxima expresión en el intervalo 1988-1992. A medida que la frecuencia disminuye (de diaria a semanal y a mensual, respectivamente), la correlación de los rendimientos se incrementa en la mayor parte de los casos, alcanzando, en última instancia, resultados muy similares en cuanto a sus cuantías, dificultando la interpretación de la relación estática a corto plazo entre los mercados analizados. La menor correlación en el intervalo más reciente (1992-1998) es posible que se deba, no a una disminución en las relaciones a corto plazo, sino que más bien a que las respuestas de los mercados ante *shocks* generados por otros mercados pueden ser absorbidas, en parte o en su totalidad, durante una misma sesión de contratación. Para poder verificar este punto se debería disponer de información con una frecuencia intradiaria. Por último, al considerar la correlación no contemporánea se comprueba, en todos los casos, el incremento en la dependencia respecto de la Bolsa de Nueva York, en especial en el intervalo más reciente (1992-1998).

En lo que respecta al análisis de cointegración a través de la metodología propuesta por Johansen (1988), se detecta en el periodo 1992-1998 un incremento en las relaciones de cointegración, tanto bivariante como multivariante, principalmente entre los mercados europeos, resultado indicativo de una mayor integración de los mismos. Este resultado se verifica con independencia de la frecuencia muestral considerada. Sin embargo, a medida que dicha frecuencia se reduce, se incrementan las relaciones de equilibrio a largo plazo.

En cuanto al análisis de causalidad diario a corto y largo plazo, los resultados revelan que el mercado americano es el que tiene mayor capacidad predictiva sobre el resto de mercados, con independencia de intervalo temporal considerado para el entorno bivariante. Por otra parte, el mercado japonés tan solo muestra su capacidad predictiva a corto plazo en el primer periodo (1988-1992), a pesar de ser el mercado con horario de negociación en una mejor posición para recoger la información del mercado

que cierra antes (Nueva York) e influir a los que abren después (mercados europeos).

De los resultados obtenidos en el entorno bivariante cabe destacar la relación de elevada dependencia del mercado español con la Bolsa de Nueva York, en el periodo 1988-1992, tanto a corto como a largo plazo, debido en gran medida a la significativa contratación de las principales sociedades que componen el índice bursátil IBEX 35 en la Bolsa de Nueva York durante este periodo. Sin embargo, para el segundo intervalo (1992-1998) esta relación parece diluirse, siendo ahora el mercado londinense el que es causado de forma unidireccional, tanto a corto como a largo plazo, por Nueva York, tal y como era de esperar dados los importantes vínculos económicos y financieros que les unen. Además, en este segundo intervalo, se detecta numerosas relaciones de causalidad, tanto a largo como a corto plazo, entre los mercados europeos, si bien, no hay ningún mercado que adopte una posición preferente con el resto. Este resultado es indicativo de la cada vez mayor similitud entre los mercados de valores europeos, propiciado en gran medida por el solapamiento de sus horarios de negociación.

En lo que se refiere al entorno multivariante y al considerar todos los mercados conjuntamente mediante la metodología VAR, la Bolsa de Nueva York, al igual que en el análisis bivariante, es la más influyente y, al mismo tiempo, la menos influida. Además, la Bolsa de Francfort es el mercado europeo con mayor capacidad de predecir frente al resto de mercados que pertenecen a la misma área geográfica y, especialmente, a los de la Zona Euro (Francia y España). Finalmente, un resultado que confirma la progresiva integración de los mercados en el periodo 1992-1998 es el incremento en la capacidad explicativa de todos los modelos con respecto al intervalo precedente.

La destacada capacidad predictiva de la Bolsa de Francfort permanece al analizar la causalidad a corto plazo en el modelo de corrección



de error compuesto por los cuatro mercados europeos para el periodo (1992-1998). Sin embargo, en lo que se refiere a la causalidad a largo plazo, se comprueba que sólo se causa en este sentido a los mercados francés y alemán. Si a esto le unimos que sólo se había detectado un vector de cointegración entre los cuatro mercados, sería erróneo concluir que no existen posibilidades de diversificar internacionalmente invirtiendo en los mercados europeos considerados, aunque sin duda sería mucho más efectiva la diversificación desplazando la inversión a otros mercados más alejados geográficamente como es el caso de Nueva York y especialmente el de Tokio.

**IV.9) Referencias Bibliográficas**

- Abbott, Ashok B. y K. Victor Chow (1993): "Cointegration among european equity markets", *Journal of Multinational Financial Management*, N° 2, pp. 167-186.
- Allen, D.E. y G. Macdonald (1995): "The long-run gains from international equity diversification: Australian evidence from cointegration tests", *Applied Financial Economics*, Vol. 5, pp. 33-42.
- Arellano, Rogelio (1993): "Relación a largo plazo del mercado bursátil mexicano con el estadounidense", *El Trimestre Económico*, Vol. LX(1), N° 237, pp. 91-112.
- Arshanapalli, Bala y John Doukas (1993): "International stock market linkages: evidence from the pre- and post-october 1987 period", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 17, pp. 193-208.
- Arshanapalli, Bala; John Doukas y Larry H.P. Lang (1995): "Pre and post-October 1987 stock market linkages between U.S. and Asian markets", *Pacific Basin Finance Journal*, Vol. 3, N° 1, pp. 57-73.
- Baillie, Richard y Tim Bollerslev (1989): "Common stochastic trends in a system of exchange rates", *Journal of Finance*, Vol. 44, pp. 167-181.
- Blackman, S.C.; K. Holden y W.A. Thomas (1994): "Long-term relationships between international share prices", *Applied Financial Economics*, Vol. 4, N° 4, pp. 297-304.
- Brocato, Joe (1990): "Evidence on the comovement and linkages between national equity markets", *International Journal of Finance*, Vol. 3, N° 1, pp. 40-64.
- \_\_\_\_\_ (1994): "Evidence on adjustments in major national stock market linkages over the 1980s", *Journal of Business & Accounting*, Vol. 21, N° 5, pp. 643-667.
- Byers, J. David y David A. Peel (1993): "Some evidence on the interdependence of national stock markets and the gains from international portfolio diversification", *Applied Financial Economics*, Vol. 3, N° 3, pp. 239-242.

- Campbell, John Y. y Pierre Perron (1991): "Pitfalls and opportunities: what macroeconomists should know about unit roots" *NBER Macroeconomics Conference*, Cambridge.
- Campbell, John Y. y Yasushi Hamao (1992): "Predictable stock returns in the United States and Japan; a study of long-term capital market integration", *Journal of Finance*, Vol. 47, N° 1, pp. 43-69.
- Cashin, Paul; Monmohan Kumar y John McDermott (1995): "International integration of equity markets and contagion effects", *International Monetary Fund*, Working Paper 95/110.
- Chan, Kam C.; Benton E. Gup y Ming-Shiun Pan (1992): "An empirical analysis of stock prices in major Asian markets and the United States", *Financial Review*, Vol. 27, N° 2, pp. 289-307.
- \_\_\_\_\_ (1997): "International stock market efficiency and integration: a study of eighteen nations", *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 24, N° 6, pp. 803-813.
- Chan, Kam C. y Pikki Lai (1993): "Unit root and cointegration tests of world stock prices", in Stanley R. Stansell (ed.), *International Financial Market Integration*, Oxford, Blackwell, pp. 278-287.
- Chatterjee, Amitava; O. Felix Ayadi y Uric B. Dufrene (1998): "International portfolio diversification in the African emerging equity markets: A cointegration analysis", *Journal of Emerging Markets*, Vol. 3, N° 2, pp. 49-60.
- Chaudhuri, Kausik (1997): "Cointegration, error correction and Granger causality: An application with Latin American stock markets", *Applied Economic Letters*, Vol. 4, N° 8, pp. 469-472.
- Chelley-Ateeley, Patricia L. y Eric J. Pentecost (1994): "Stock market efficiency, the small firm and cointegration", *Applied Financial Economics*, N° 4, pp. 405-411.
- Chelley-Ateeley, Patricia L.; James M. Steeley y Eric J. Pentecost (1998): "Exchange controls and European stock market integration", *Applied Economics*, Vol. 30, N° 2, pp. 263-267.

- Cheng, Arnold C. S. (1998): "International correlation structure of financial market movements - the evidence from UK and the US", *Applied Financial Economics*, Vol. 8, Nº. 1, pp. 1-12.
- Chou, Ray Y.; Victor K. Ng y Lynn K. Pi (1994): "Cointegration of international Stock Market Indices", *International Monetary Fund Working Paper* (WP 94/94).
- Choudhry, Taufiq (1997) "Stochastic trends in stock prices: Evidence from latin american markets", *Journal of Macroeconomics*, Vol. 19, Nº. 2, pp. 285-304.
- Chowdhury, Abdur R. (1994): "Stock market interdependencies: evidence from the Asian NIEs", *Journal of Macroeconomics*, Vol. 16, Nº. 4, pp. 629-641.
- Corhay, Albert; Alireza T. Rad y Jean P. Urbain (1993): "Common stochastic trends in european stock markets", *Economic Letters*, Vol. 42, Nº. 4, pp. 385-390.
- \_\_\_\_\_ (1995): "Long run behaviour of Pacific-Basin stock prices", *Applied Financial Economics*, Vol. 5, Nº. 1, pp. 11-18.
- Crowder, William J. (1996): "A note on cointegration and international capital market efficiency: A reply", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 15, Nº. 4, pp. 661-664.
- Crowder, William J. y Mark E. Wohar (1998): "Cointegration, forecasting and international stock prices", *Global Finance Journal*. Vol. 9, Nº. 2, pp. 181-204.
- De Miguel, M<sup>a</sup>. del Mar; Antonio Mora; Ignacio Olmeda y Jorge Yzaguirre (1998a): "Integración de las principales bolsas de la Unión Europea: un análisis reciente", *Actualidad Financiera*, Vol. 3, Nº. 7, pp. 3-21.
- De Miguel, M<sup>a</sup> del Mar; Ignacio Olmeda y Jorge Yzaguirre (1998b): "Correlación bursátil en la Unión Europea: efectos del mercado estadounidense", *Documento de Trabajo Universidad de Alcalá (Laboratorios computacionales)* 98-01.

- De Miguel, M<sup>a</sup> del Mar; Ignacio Olmeda (1998): "Una nota sobre la correlación y liderazgo entre bolsas de valores", *Análisis Financiero*, N<sup>o</sup>. 75, pp.20-21.
- Dickey, David A. y Wayne A. Fuller (1979): "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, pp. 427-431
- \_\_\_\_\_ (1981): "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root", *Econometrica*, Vol. 49, N<sup>o</sup>. 4, pp. 1057-1072.
- Diebold, Francis X. y Roberto S. Mariano (1995): "Comparing predictive accuracy", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 13, N<sup>o</sup>.3 pp. 253-263.
- Dwyer, Gerald P. y R.W. Hafer (1988): "Are national stock markets linked?", *Federal Reserve Bank of St. Louis Economic Review*, Vol. 70, N<sup>o</sup>. 6, pp. 3-14.
- Dwyer, Gerald P. y Myles S. Wallace (1992): "Cointegration and market efficiency", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 11, N<sup>o</sup>. 4, pp. 318-327.
- Engel, Charles (1996): "A note on cointegration and international market efficiency", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 15, N<sup>o</sup>. 4, pp. 657-660.
- Engle, Robert F. y Clive W. Granger (1987): "Co-integration and error correction representation, estimation, and testing", *Econometrica*, Vol. 55, N<sup>o</sup>. 2, pp. 251-276.
- Engle, Robert F.; David F. Hendry y J.F. Richard (1983): "Exogeneity", *Econometrica*, Vol. 51, N<sup>o</sup>. 2, pp. 277-304.
- Eun, Cheol S. y Sangdal Shim (1989): "International transmission of stock market movements", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 24, N<sup>o</sup>. 2, pp. 241-257.
- Eun, Cheol S. y Hoyoon Jang (1997): "Price interactions in a sequential global market: evidence from the cross-listed stocks", *European Financial Management*, Vol. 3, N<sup>o</sup>. 2, pp. 209-235.

- Fama, Eugene (1970): "Efficient capital markets. A review of theory and empirical work", *Journal of Economics*, Vol. 25, pp. 383-471.
- Fernández, María A.; María J. Muñoz y Luisa Nieto (1997a): "Interrelación de los mercados de valores español y francés en un contexto europeo", *AEDEM 97*.
- \_\_\_\_\_ (1997b): "Integración y eficiencia de los mercados de valores en la Unión Europea. Una primera aproximación", *Congreso de Matemática de las Operaciones Financieras*, pp. 515-524, Barcelona.
- Finnerty, Joseph y Thomas Scheeweis (1979): "The co-movement of international asset returns", *Journal of Financial Business Studies*, Vol. 10, pp. 66-78.
- Gallagher, Liam (1995): "Interdependence among the Irish, British and German stock markets", *The Economic and Social Review*, Vol. 26, N° 2, pp. 131-147.
- Gerrits, Robert-Jan y Ayse Yüce (1999): "Short and long term links among European and US stock markets", *Applied Financial Economics*, Vol. 9, N° 1, pp. 1-9.
- Gonzalo, Jesús (1994): "Five alternative methods of estimating long-run equilibrium relationships", *Journal of Econometrics*, Vol. 60, pp. 203-233.
- Granger, Clive W.J. (1969): "Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods", *Econometrica*, N° 37, pp. 424-438.
- \_\_\_\_\_ (1981): "Some Properties of time series data and their use in econometric model specification", *Journal of Econometrics*, Vol. 16, pp. 121-130.
- \_\_\_\_\_ (1983): "Co-integrated variables and Error-Correcting Models", *UCSD Discussion Paper*, N° 13.
- \_\_\_\_\_ (1986): "Developments in the study of cointegrated economic variables", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 48, N° 3, pp. 213-228.

- \_\_\_\_\_ (1988): "Causality, cointegration and control", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, pp. 551-559.
- Granger, Clive W.J. y Paul Newbold (1974): "Spurious regressions in econometrics", *Journal of Econometrics*, Vol. 2, N°. 1, pp. 111-120.
- Griffin, John M. y G. Andrew Karolyi (1998). "Another look at the role of the industrial structure of markets for international diversification strategies", *Journal of Financial Economics*, Vol. 50, pp. 351-373.
- Hakkio, Craig S. y Mark Rush (1989): "Market efficiency and cointegration: an application to the sterling and deutschemark exchange markets", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 8, pp. 75-88.
- \_\_\_\_\_ (1991): "Cointegration: how short is the long run?", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 10, pp. 571-581.
- Hamao, Yasushi; Ronald W. Masulis y Victor Ng (1990): "Correlations in price changes and volatility across international stock markets", *Review of Financial Studies*, Vol. 3, N°. 2, pp. 281-307.
- Hamilton, James D. (1994). *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
- Hargreaves, Colin P. (1994): *Nonstationary time series analysis and cointegration*, Oxford University Press Inc. Nueva York, Cap.4, pp. 88-131.
- Hassan, M. Kabir y Atsuyuki Naka (1996): "Short-run and long-run dynamic linkages among international stock markets", *International Reviews of Economics and Finance*, Vol. 5, N°. 4, pp. 387-405.
- Heston, Steven L. y K. Geert Rouwenhorst (1998): "Does industrial structure explain the benefits of international diversification?", *Journal of Financial Economics*, Vol. 36, N°. 1, pp.3-27.
- Johansen, Soren (1988): "Statistical analysis of cointegration vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, pp. 231-254.
- \_\_\_\_\_ (1991): "Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models", *Econometrica*, Vol. 59, pp. 1551-1580.

- \_\_\_\_\_ (1995): *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford University Press.
- Johansen, Soren y Katerina Juselius (1990): "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration - with applications to the demand for money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 52, N°. 2, pp. 169-210.
- Kanas, Angelos (1998a): "Long-run benefits from international equity diversification: A note on the canadian evidence", *Applied Economic Letters*, Vol. 5, N°. 10, pp. 659-663.
- \_\_\_\_\_ (1998b): "Linkages between the US and european equity markets: further evidence from cointegration tests", *Applied Financial Economics*, Vol. 8, N°. 6, pp. 607-614.
- Kasa, Kenneth (1992): "Common stochastic trends in international stock markets", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 29, N°. 1, pp. 95-124.
- Knif, Johan y Seppo Pynnönen (1999): "Local and global price memory of international stock markets", *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, Vol. 9, N°. 2, pp. 129-148.
- Kremers, Jeroen, Neil R. Ericsson y Juan J. Dolado (1992): "The power of cointegration tests", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 54, N°. 3, pp. 325-348.
- Kwan, Andy C.C.; Sim Ah-Boon y John A. Cotsomitis (1995): "The causal relationships between equity indices on world exchanges", *Applied Economics*, Vol. 27, N°. 1, pp. 33-37.
- Lajaunie, John P.; Naka, Atsuyuki y Oscar Varela (1995): "Integration of the foreign exchange market across Tokyo, London y New York using cointegration analysis", *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, Vol. 5, N°. 4, pp.37-50.
- Lehmann, Bruce N. y David M. Modest (1988): "The empirical foundations of the arbitrage pricing theory", *Journal of Financial Economics*, Vol. 21, pp. 213-254.



- Lien, Da-Hsiang Donald (1996): "The effect of the cointegration relationship on futures hedging: A note", *The Journal of Futures Markets*, Vol. 16, N° 7, pp. 773-780.
- Liu, Xiaming; Haiyan Song y Peter Romilly (1997): "Are Chinese stock markets efficient? A cointegration and causality analysis", *Applied Economics Letters*, Vol. 4, N° 8, pp. 511-515.
- Lo, Andrew y Craig MacKinlay (1988): "Stock markets indices do not follow random walks: Evidence from a simple specification tests", *Review of Financial Studies*, Vol. 1, pp. 41-66.
- Lutkepohl, Helmut y Hans-Eggert Reimers (1992): "Impulse Response Analysis of Cointegrated Systems", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 16, N° 1, pp. 53-78.
- MacDonald, Ronald y David Power (1993): "Stock prices, efficiency and cointegration: the case of the UK", *International Review of Economics and Finance*, Vol. 2, N° 3, pp. 251-265.
- MacDonald, Ronald y Mark P. Taylor (1989): "Foreign exchange market efficiency and cointegration: Some evidence from the recent float", *Economic letters*, Vol. 29, pp. 63-68.
- Mackinnon, James (1991): "Critical values for cointegration tests", en R.F. Engle y C.W.J. Granger (eds.), *Long-run economic relationships*, Oxford University Press, pp. 267-276.
- Malliari, Anastasios G. y Jorge L. Urrutia (1991): "Linkages of national stock markets: statistical evidence before, during and after the october 1987 crash", *Recent developments in international Banking and Finance*, Vol. 4/5, pp. 336-369.
- \_\_\_\_\_ (1992): "The international crash of october 1987: causality tests", *Journal of Financial Quantitative Analysis*, Vol. 27, N° 3, pp. 353-364.
- \_\_\_\_\_ (1996): "European stock market fluctuations: short and long term links", *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, Vol. 6, N° 2-3, pp. 21-33.

- Martínez-Abascal, Eduardo y Carlos Cabezas (1997): "Correlación entre Bolsas Mundiales ¿A quién sigue el IBEX?", *Análisis Financiero*, N° 73, pp. 35-42.
- Masih, Abul M.M. y Rumi Masih (1997a): "A comparative analysis of the propagation of stock market fluctuations in alternative models of dynamic causal linkages", *Applied Financial Economics*, Vol. 7, N° 1, pp. 59-74.
- \_\_\_\_\_ (1997b): "Dynamic linkages and the propagation mechanism driving major international stock markets: An analysis of the pre- and post-crash eras", *Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 37, N° 4, pp. 859-885.
- Molinas, César (1986): "A note on spurious regressions with integrated moving average errors", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 48, N° 3, pp. 279-283.
- Nelson, Charles R. y Charles I. Plosser (1982): "Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 10, pp. 139-162.
- Novalés, Alfonso (1996): *Econometría* (2ª Edición), McGraw-Hill.
- Osterwald-Lenun, Michael (1992): "A note with fractiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 54, pp. 461-471.
- Phillips, Peter C.B. y Pierre Perron (1988): "Testing for unit root in time series regression", *Biometrika*, Vol. 75, pp. 335-346.
- Podivinsky, Jan M. (1998): "Testing misspecified cointegrating relationships", *Economics Letters*, Vol. 60, pp. 1-9.
- Pynnönen, Seppo y Johan Knif (1998): "Common long-term and short-term price memory in two Scandinavian stock markets", *Applied Financial Economics*, Vol. 8, N° 3, pp. 257-265.
- Rao, Bhaskara B. (editor) (1994): *Cointegration for the applied economist*, Macmillan, Nueva York.

- Ratner, Mitchell (1992): "Portfolio diversification and the inter-temporal stability of international stock index", *Global Finance Journal*, N°. 3, pp. 67-78.
- Richards, Anthony J. (1995): "Comovements in national stock market returns: evidence of predictability, but no cointegration", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 36, N°. 3, pp. 631-654.
- Rogers, John H. (1994): "Entry barriers and price movements between major and emerging stock markets", *Journal of Macroeconomics*, Vol. 16, N°. 2, pp. 221-241.
- Roll, Richard (1992): "Industrial structure and the comparative behaviour of international stock market indices", *Journal of Finance*, Vol. 47, N°. 1, pp. 3-41.
- Sephton, Peter S. y Hans K. Larsen (1991): "Tests of exchange market efficiency: fragile evidence from cointegration tests", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 10, pp. 561-570.
- Simga-Mugan, Can y Ayse Yüce (1997): "The linkages among the eastern european stock markets and the major stock exchanges", *European Financial Management Association. 6th Annual meeting*, Estambul, Turquía.
- Sims, Christopher (1980): "Macroeconomics and reality", *Econometrica*, Vol. 48, N°. 1 pp. 1-49.
- Smith, Kenneth L.; Joe Brocato y John E. Rogers (1993): "Regularities in the data between major equity markets: evidence from Granger causality tests", *Applied Financial Economics*, Vol. 3, N°.1, pp. 55-60.
- Solnik, Bruno (1974): "The international pricing of risk: an empirical investigation of the world capital market structure", *Journal of Finance*, Vol. 29, N°. 2, pp. 365-378.
- Swanson, Norman R. y Halbert White (1997): "Forecasting economic time series using flexible versus fixed specification and linear versus nonlinear econometric models", *International Journal of Forecasting*, Vol. 13, N°. 4, pp. 439-461.

- 
- Taylor, Mark P. y Ian Tonks (1989): "The internationalisation of stock markets and the abolition of the U.K. exchange control", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 71, N°. 2, pp. 332-336.
- Yuhn, Ky-Hyang (1997): "Financial integration and market efficiency: some international evidence from cointegration tests", *International Economic Journal*, Vol. 11, N°. 2, pp. 103-116.

**ANEXO IV-1**  
**CUADRO RESUMEN DE LA METODOLOGÍA DE LOS ÍNDICES BURSÁTILES**

Índices	Bolsa de valores	Nº Acciones Índice	Fecha base	Valor	Horario	Ajuste por ampliaciones y/o splits	Ajuste por dividendos	Fórmula de cálculo*
<b>DAX</b>	Francfort	30	1987	1000	8:30-17:15 (GMT +1)	Si	Si	$I_t = 1.000 \cdot \frac{\sum_{i=1}^{30} (P_{it} \cdot Q_{it}) \cdot C_{it}}{\sum_{i=1}^{30} (P_{i0} \cdot Q_{i0})} \cdot K_{t1}$
<b>IBEX</b>	Madrid	35	1989	3000	10-17 (GMT +1)	Si	No	$I_t = I_{t-1} \cdot \frac{\sum_{i=1}^{35} Cap_t}{\sum_{i=1}^{35} Cap_{t-1} + J}$
<b>CAC</b>	París	40	1987	1000	10-17 (GMT +1)	Si	No	$I_t = 1.000 \cdot \frac{\sum_{i=1}^{40} P_{it} \cdot Q_{it}}{K_t \sum_{i=1}^{40} P_{i0} \cdot Q_{i0}}$
<b>FTSE</b>	Londres	100	1983	1000	8:30-16:30 (GMT)	Si	No	$I_t = \frac{\sum_{i=1}^{100} P_{it} \cdot Q_{it}}{\sum_{i=1}^{100} K_t \cdot CBA_0}$
<b>NIKKEI</b>	Tokio	225	1949	176	9-11 y 12:30-15 (GMT +8)	Si	No	$I_t = \frac{1}{C_t} \sum_{i=1}^{225} P_{it}$
<b>DJI</b>	Nueva York	30	1928	240	9:30-16:30 (GMT -5)	Si	No	$I_t = \frac{1}{d_t} \sum_{i=1}^{30} P_{it}$

\*Para una descripción más pormenorizada véase el Anexo 1 del Capítulo III.

**ANEXO IV-2**  
**ESTRATEGIA DEL CONTRASTE DE RAÍZ UNITARIA PROPUESTA**  
**POR HOLDEN Y PERMAN**

Se parte de un modelo general:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (\text{IV-9})$$

en el que:

$$\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$$

$t$  es la tendencia

$\alpha$  es la deriva

$n$  es el número de retardos

$\varepsilon$  es la perturbación aleatoria

**Etapas 1.-** Se estima la ecuación por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO).

**Etapas 2.-** Se contrasta la Hipótesis Nula ( $H_0$ ): $(\alpha, \beta, \rho) = (\alpha, 0, 0)$  frente a la Hipótesis Alternativa ( $H_1$ ): $(\alpha, \beta, \rho) \neq (\alpha, 0, 0)$ , mediante el correspondiente estadístico  $F$  y su distribución no estándar ( $\Phi_3$  en la terminología de Dickey y Fuller (1981, p.1063). Estos autores proporciona tres estadísticos  $F$  ( $\phi_1$ ,  $\phi_2$  y  $\phi_3$ ) con el fin de testar conjuntamente hipótesis sobre los coeficientes, la  $H_0: \alpha = \rho = 0$  se testa con  $\phi_1$ ,  $H_0: \alpha = \beta = \rho = 0$  se testa con  $\phi_2$ ,  $H_0: \beta = \rho = 0$  se testa con  $\phi_3$ .

El modelo sin restringir está definido por la ecuación 9, y el modelo restringido es el estimado bajo la hipótesis nula, es decir:

$$\Delta y_t = \alpha + \sum_{i=1}^n \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (\text{IV-10})$$

por tanto  $K=3$  y  $S=2$ . Si no se rechaza la  $H_0$ , se pasa a la Etapa 5. Si se rechaza, se pasa a la Etapa 3.

**Etapas 3.**-Sólo cabe alguna de las tres combinaciones siguientes:

a) ( $\beta \neq 0, \rho = 0$ ); b) ( $\beta = 0, \rho \neq 0$ ); c) ( $\beta \neq 0, \rho \neq 0$ )

El caso a) supone la presencia de raíz unitaria junto a una tendencia lineal. Luego, en cualquier caso, se puede contrastar la significatividad de  $\rho$  mediante su estadístico t y la distribución estándar. Por lo tanto, aceptar la  $H_0$  aquí implica que el proceso tiene una raíz unitaria y una tendencia lineal, pero si se rechaza quedan dos alternativas:

b.- ( $\beta = 0, \rho \neq 0$ ); c.- ( $\beta \neq 0, \rho \neq 0$ )

**Etapas 4.**-Como en cualquier caso no existe raíz unitaria, se puede discriminar entre una y otra alternativa contrastando la significatividad individual de  $\beta$  mediante su estadístico t y la distribución estándar. Ahora la  $H_0$  es  $\beta=0$ . Si se acepta, el proceso es estacionario, sin tendencia lineal, aunque quizá con constante. Si se rechaza, la serie es estacionaria con una tendencia lineal y, para decidir si incluir o no una constante, en ambos casos, se contrasta la  $H_0: \alpha=0$  mediante su estadístico t y la distribución estándar.

**Etapas 5.**-Cuando no se puede rechazar la  $H_0: (\alpha, \beta, \rho) = (\alpha, 0, 0)$ , se sabe que el proceso tiene una raíz unitaria sin tendencia, aunque quizá con deriva. Para reforzar la conclusión sobre la existencia de raíz unitaria, se contrasta la significatividad de  $\rho$  en la ecuación con la correspondiente t y la distribución no estándar, que es invariable respecto a la presencia de constante en dicho modelo. En este punto se puede utilizar el test ADF o el PP con constante pero sin tendencia (en los resultados empíricos se presentan ambos).

**Etapa 6.**-Para determinar si el proceso tiene o no deriva, se contrasta en la ecuación la  $H_0: (\alpha, \beta, \rho) = (0, 0, 0)$  que, dados los resultados previos, es en realidad un contraste de significatividad sobre  $\alpha$ . Se construye el estadístico F ( $\Phi_2$  en la terminología de Dickey y Fuller (1981)) del mismo modo que en la Etapa 2, donde el modelo sin restringir sigue siendo la ecuación 9. El modelo restringido es:

$$\Delta y_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (\text{IV-11})$$

donde  $K=S=3$ . Si no se puede rechazar la  $H_0$ , la serie es un paseo aleatorio sin deriva. Por el contrario, si se rechaza, la serie es un paseo aleatorio con deriva.

**Etapa 7.**-Se puede incrementar la potencia de los contrastes partiendo del modelo sin restringir:

$$\Delta y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (\text{IV-12})$$

y contrastar la  $H_0: (\alpha, \rho) = (0, 1)$  mediante el estadístico tipo F ( $\Phi_1$  en la terminología de Dickey y Fuller (1981)) y la distribución no estándar. Ahora el modelo restringido es el de la ecuación 11, y  $K=S=2$ .

A continuación se presentan de forma esquemática las fases a seguir en el análisis de existencia de raíz unitaria:



**Estrategia basada en el contraste de hipótesis conjuntas,  
propuesta por Holden y Perman (1994)**

**Etapa 1:** Estimación por MCO de:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

**Etapa 2:**

$$H_0: (\alpha, \beta, \gamma) = (\alpha, 0, 0)$$

$$F_{s, T-k} = \frac{[(SCRR - SCRSR) / s]}{[SCRSR / (T - k)]} \quad [k=3, s=2; \text{DF } \Phi_3]$$

Modelo sin restringir (NR)  $\rightarrow \Delta y_t = \alpha + \beta t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$

Modelo restringido (R)  $\rightarrow \Delta y_t = \alpha + \sum_{i=1}^n \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$

**Etapa 5:** Si acepto la  $H_0 \rightarrow$  Contrasto la  $H_0: \gamma=0$  con una distribución estándar (valor crítico del contraste de DF o PP de raíces unitarias con constante y sin tendencia)

**Etapa 3:**

Si rechazo la  $H_0 \rightarrow$  alternativas:

- |     |                |                 |
|-----|----------------|-----------------|
| a.- | $\beta \neq 0$ | $\gamma = 0$    |
| b.- | $\beta = 0$    | $\gamma \neq 0$ |
| c.- | $\beta \neq 0$ | $\gamma \neq 0$ |

$H_0: \gamma=0$  (t-student, distribución estándar)

Si acepto la  $H_0$  tiene raíz unitaria y tendencia lineal

Si rechaza la  $H_0 \rightarrow$  No contiene una raíz unitaria

**Etapa 4**  $\rightarrow H_0 \beta=0$  (t-student)

Si acepto la  $H_0 \rightarrow$  Proceso estacionario sin tendencia lineal

Si rechaza la  $H_0 \rightarrow$  Proceso estacionario con tendencia lineal

$H_0: \alpha=0$  (t-student)

**Etapa 6:** se contrasta:

$H_0: (\alpha, \beta, \rho) = (0, 0, 0)$  (F,  $k=3, s=3, \text{DF } \Phi_2$ )

$\rightarrow$ NR:  $\Delta y_t = \alpha + \beta t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$

$\rightarrow$ R:  $\Delta y_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$

**Etapa 7:** Para aumentar la potencia del contraste  $\rightarrow H_0: (\alpha, \rho) = (0, 0)$  (F,  $k=2, s=2, \text{DF } \Phi_1$ ) Distribución no estándar.

$\rightarrow$ NR:  $\Delta y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$

$\rightarrow$ R:  $\Delta y_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$

---

### ANEXO IV-3

## DIFERENCIAS ENTRE LA METODOLOGÍA DE JOHANSEN Y JUSELIUS (JJ) Y LA DE ENGLE Y GRANGER (EG)

---

♦ El test de JJ es robusto a la presencia de heteroscedasticidad mientras que el de EG asume que los residuos del modelo de cointegración son homoscedásticos.

---

♦ La metodología de JJ permite detectar desde 1 vector de cointegración hasta el número de variables independientes menos 1, mientras que la de EG sólo detecta como máximo 1 vector de cointegración.

---

♦ En la metodología de EG se ha de partir de una variable endógena predefinida. En JJ se supone que todas las series son potencialmente endógenas.

---

♦ En el marco de la metodología de EG los estimadores minimocuadráticos de los parámetros del vector de cointegración son muy sensibles a la normalización arbitraria implícita en la selección de la variable dependiente correspondiente a la regresión de cointegración. La aproximación de JJ es indiferente a distintas normalizaciones (Hamilton, 1994, pp. 589-590).

---

♦ Según Masih y Masih (1997a, p.64), el procedimiento de JJ proporciona distribuciones límite bien definidas y estadísticos apropiados para contrastar el número de vectores de cointegración, permitiendo plantear tests de restricciones en los coeficientes de los vectores. En cambio en EG los estadísticos carecen de distribuciones límite bien definidas, lo que dificulta la realización de los contrastes de restricciones lineales de los parámetros del vector de cointegración.

---

♦ Según Kremers *et al.* (1992), el procedimiento de cointegración en dos etapas propuesto por EG tiene baja potencia debido básicamente a que ignora información potencialmente valiosa al imponer de forma implícita una restricción de factor común cuando se aplica el test ADF para contrastar la estacionariedad de los residuos de la regresión de cointegración.

---

♦ El procedimiento de JJ proporciona resultados más robustos cuando hay más de dos variables (Gonzalo, 1994, p.203) y cuando el número de observaciones es mayor de 100 (Hargreaves, 1994, p.28).

---

## ANEXO IV-4

## ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN SEGÚN LA METODOLOGÍA DE JOHANSEN Y JUSELIUS

El punto de partida es la metodología de vectores autorregresivos (VAR) a partir de la siguiente expresión:

$$x_t = A_1 \cdot x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{IV-13})$$

donde  $x_t$  y  $\varepsilon_t$  son vectores  $n \times 1$ ;  $A_1$  es la matriz de parámetros ( $n \times n$ ). Restando  $x_{t-1}$  en ambas partes de la ecuación 13 se obtiene:

$$\begin{aligned} \Delta x_t &= A_1 \cdot x_{t-1} - x_{t-1} + \varepsilon_t \\ &= (A_1 - I) \cdot x_{t-1} + \varepsilon_t \\ &= \pi \cdot x_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (\text{IV-14})$$

donde  $I$  es la matriz identidad ( $n \times n$ ) y  $\pi$  es  $(A_1 - I)$ . El rango de  $\pi$  indicará el número de vectores de cointegración. Existen distintas formas de generalizar el modelo:

i) Aquel que considera la inclusión de una deriva (*drift*) en la ecuación:

$$\Delta x_t = A_0 + \pi \cdot x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{IV-15})$$

donde  $A_0$  es un vector de constantes  $n \times 1$ . El efecto de su inclusión lleva consigo la aparición de una tendencia lineal en el Proceso Generador de Datos (PGD).

ii) Inclusión de una constante en el vector de cointegración. Simplemente se ha de considerar un sistema de  $n+1$  variables con valores iguales a la unidad, por tanto:

$$\Delta x_t = \pi^* \cdot x_{t-1}^* + \varepsilon_t \quad (\text{IV-16})$$

donde  $x_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})'$ ,  $x_{t-1}^* = (x_{1t-1}, x_{2t-1}, \dots, x_{nt-1}, 1)'$ ,

$$\pi^* = \begin{bmatrix} \pi_{11} & \pi_{12} & \dots & \pi_{1n} & \pi_{10} \\ \pi_{21} & \pi_{22} & \dots & \pi_{2n} & \pi_{20} \\ \cdot & \cdot & \dots & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \dots & \cdot & \cdot \\ \pi_{n1} & \pi_{n2} & \dots & \pi_{nn} & \pi_{n0} \end{bmatrix} \quad (\text{IV-17})$$

iii) El modelo multivariante puede generalizarse siguiendo un proceso autorregresivo de orden (p-1):

$$\Delta x_t = \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \cdot \Delta x_{t-p} + \pi \cdot x_{t-p} + \varepsilon_t \quad (\text{IV-18})$$

El rango de la matriz  $\pi$  será el número de vectores de cointegración independientes, que se puede obtener comprobando la significatividad de las raíces características (*eigenvalues* o valores propios) de  $\pi$  ( $\lambda_i$ ), que determinarán el rango de la matriz.

Si las series que componen  $x_t$  no están cointegradas, el rango de  $\pi$  es cero y todas sus raíces características son iguales a 1. El test para determinar el número de raíces características que son diferentes de la unidad se puede determinar utilizando los dos estadísticos siguientes:

- ◆ El contraste de ratio de verosimilitud para contrastar la hipótesis de que existen  $r$  vectores de cointegración frente a la alternativa de que existen  $r+1$ :

$$\lambda_{traza}(r) = -T \cdot \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (\text{IV-19})$$

- ◆ El contraste de ratio de verosimilitud de la hipótesis de que existe un máximo de  $r$  vectores de cointegración es:

$$\lambda_{m\acute{a}x}(r, r + 1) = -T \cdot \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (\text{IV-20})$$

donde los  $\hat{\lambda}_i$  son los valores estimados de la raíces características obtenidas al estimar la matriz  $\pi$  y  $T$  es el número total de observaciones.

El estadístico de la traza contrasta la hipótesis nula de que el número de vectores de cointegración es menor o igual que  $r$ , frente a la hipótesis alternativa de que no sea así. El segundo estadístico contrasta la hipótesis nula de que el número de vectores de cointegración es  $r$  frente a la alternativa que son  $r+1$ . Los valores críticos son obtenidos por Johansen (1988), si bien, Osterwald-Lenum (1992) recalculan, a través de procesos de Monte Carlo, los valores originales obtenidos por el primero (debido a que Johansen (1988) tabula los valores críticos para un rango que varía entre 2 y 5 series, Osterwarld-Lenum (*op. cit.*) generaliza, ampliando el número de series a considerar), siendo estos valores modificados los utilizados como valores críticos en este Capítulo. Si bien, según Podivinsky (1998, p.4), los valores críticos tabulados pueden ser inapropiados cuando se aplican a tamaños muestrales inferiores a 100, esta limitación no afecta al análisis empírico realizado por disponer de una muestra más amplia.

**ANEXO IV-5**  
**TRABAJOS QUE ESTUDIAN LAS RELACIONES DE EQUILIBRIO A**  
**CORTO Y LARGO PLAZO ENTRE LOS MERCADOS BURSÁTILES**  
**INTERNACIONALES CLASIFICADOS SEGÚN LA FRECUENCIA DE**  
**LA MUESTRA UTILIZADA.**

FRECUENCIA	TRABAJOS
Diario	Malliaris y Urrutia (1991, 1992 y 1996), Arshanapalli y Doukas (1993), Chowdhrury (1994), Rogers (1994), Arshanapalli <i>et al.</i> (1995), Hassan y Naka (1996), Eun y Jang (1997), Fernández <i>et al.</i> (1997 a y b), De Miguel <i>et al.</i> (1998a), Kanas (1998 a y b) y Gerrits y Yüce (1999), Knif y Pynnönen (1999).
Semanal	Chan y Lai (1993), Smith <i>et al.</i> (1993), Chou <i>et al.</i> (1994), Cashin <i>et al.</i> (1995), Gallagher (1995), Choudhry (1997) y Simga-Mugan y Yüce (1997)
Quincenal	Corhay <i>et al.</i> (1993)
Mensual	Taylor y Tonks (1989), Abbott y Chow (1993), Arellano (1993), Byers y Peel (1993), Blackman <i>et al.</i> (1994), Allen y Macdonald (1995), Corhay <i>et al.</i> (1995) Kwan <i>et al.</i> (1995), Chan <i>et al.</i> (1997), Chaudhuri (1997), Choudhry (1997), Masih y Masih (1997a y b), Yuhn (1997), Chelley-Ateeley (1998), Chatterjee <i>et al.</i> (1998), Pynnönen y Knif (1998) y Crowder y Wohar (1998)
Trimestral	Richards (1995)
Diaria y semanal	Chan <i>et al.</i> (1992)
Diaria y mensual	Dwyer y Hafer (1988)
Mensual y trimestral	Kasa (1992)

## ANEXO IV-6 TEOREMA DE REPRESENTACIÓN DE GRANGER

Este teorema establece que si “N” componentes de un vector de series temporales, “ $x_t$ ”, están cointegradas y el rango de cointegración es “r”, existe una representación del Modelo de Corrección de Error (MCE). De acuerdo con los modelos MCE, los errores de equilibrio de un periodo operan como mecanismo corrector del desequilibrio en el periodo siguiente, desviando a la variable dependiente en el sentido opuesto al error en una cantidad proporcional al mismo.

El hecho de que las variables cointegradas no se desvíen por término medio de sus niveles de equilibrio durante largos periodos de tiempo, pone de manifiesto la existencia de un MCE, pues de lo contrario las series evolucionarían libremente y, tenderían a divergir cada vez más entre sí por ser no estacionarias. En la práctica esto significa que la existencia de residuos estacionarios en la regresión estática entre  $X_t$  e  $Y_t$  (o viceversa), implica la existencia de un MCE. La representación en forma de MCE queda así justificada y puede utilizarse para estimar los parámetros relacionados con el comportamiento a corto plazo sin temor a resultados espurios. El problema de las regresiones espurias aparece frecuentemente cuando se halla la regresión estática entre series económicas afectadas por tendencias comunes, lo que lleva a encontrar un valor de  $R^2$  elevado, sin que exista realmente una relación de causa-efecto. Cuando se lleva a cabo una regresión espuria suele aparecer un valor pequeño del estadístico, “d”, de Durbin-Watson, indicativo de que los errores de la ecuación están autocorrelacionados positivamente. Esto implica que los estimadores minimocuadráticos de los coeficientes son ineficientes y los estimadores de los errores estándar son inconsistentes.

Las discrepancias en el equilibrio a largo plazo se sustituyen por los residuos de la regresión estática en un primer paso:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta_0 \Delta X_t - \gamma \mu_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{IV-21})$$

Es decir que los cambios en  $Y_t$  son debidos de inmediato, a los efectos a corto plazo de los cambios en  $X_t$  y al error del periodo anterior  $\mu_{t-1}$ , que representa el ajuste a largo plazo del desequilibrio pasado donde:

$$Y_t = \delta + \beta \cdot X_t + \mu_t \rightarrow \mu_t = Y_t - \delta - \beta \cdot X_t \quad (\text{IV-22})$$

Posteriormente se estiman los parámetros de la ecuación 21. Si los residuos no se comportan como un ruido blanco, se deben introducir términos retardados de la variable explicada ( $\Delta Y_t$ ) y/o de la variable explicativa ( $\Delta X_t$ ), hasta eliminar la presencia de la autocorrelación en los residuos:

$$\Delta Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^n \beta_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^m \beta_j \Delta X_{t-j} - \gamma \mu_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{IV-23})$$



### CUADRO IV-1 CONTRASTE DE RAÍZ UNITARIA

Contraste de raíz unitaria basado en la estrategia de hipótesis conjuntas propuesto por Holden y Perman (1994) para las series de logaritmos de los precios de cierre diarios de cada índice bursátil expresados en dólares y para el intervalo 2/1/88-11/5/98.  $n$  es el número de retardos minimiza el criterio de información de Schwarz y elimina la autocorrelación de los residuos.  $T$  es el número de observaciones.  $F_{S,T-K}$  es el estadístico una  $F$  donde  $S$  es el número de restricciones,  $K$  es el número de coeficientes del modelo sin restringir. ADF es el estadístico del contraste de raíces unitarias de Dickey y Fuller. PP es el estadístico del contraste de raíces unitarias de Phillips y Perron. Los valores críticos al 95%  $\phi_1$ ,  $\phi_2$  y  $\phi_3$  son los proporcionados por Dickey y Fuller (1981). El valor crítico para los tests ADF y PP es el correspondiente al que toma en los Cuadros simuladas por Mackinnon (1991) para el caso de un modelo con constante pero sin tendencia.

Hipótesis Nula							
$(\alpha, \beta, \rho) = (\alpha, 0, 0)$ $(\alpha, \beta, \rho) = (0, 0, 0)$ $(\alpha, \rho) = (0, 0)$							
$\phi_3 \rightarrow 6.25$ $\phi_2 \rightarrow 4.68$ $\phi_1 \rightarrow 4.59$ Valor crítico al 1% -2.567							
Periodo Total (2/1/88 - 11/5/98)							
ÍNDICES	n	T	F <sub>S,T-k</sub>			ADF	PP
CAC	3	2208	2.768	3.888	3.817	-1.231	-1.616
DAX	1	2419	4.047	3.766	1.612	0.172	0.013
DJI	1	2541	2.535	4.383	4.203	0.563	0.879
FTSE	2	2425	3.080	3.249	1.909	0.486	0.507
IBEX	1	2306	1.796	1.702	1.132	0.866	0.777
NIKKEI	2	2239	2.883	1.945	0.863	-1.282	-1.434
Primer subperiodo (2/1/88 - 2/6/92)							
ÍNDICES	n	T	F <sub>S,T-k</sub>			ADF	PP
CAC	1	1017	2.750	2.921	3.551	-1.274	-2.061
DAX	1	1023	2.552	1.799	1.156	-1.291	-1.668
DJI	1	1046	4.079	3.246	0.964	-0.634	-0.510
FTSE	2	1028	5.214	3.645	-2.216	-1.807	-1.422
IBEX	1	954	6.013	4.260	3.908	-2.266	-2.470
NIKKEI	2	947	4.446	3.024	0.287	-0.781	-0.888
Segundo subperiodo (3/6/92 - 11/5/98)							
ÍNDICES	n	T	F <sub>S,T-k</sub>			ADF	PP
CAC	3	1269	1.383	1.936	1.690	0.676	0.605
DAX	1	1396	5.780	3.957	0.153	0.509	0.794
DJI	3	1309	3.490	1.534	-0.355	1.307	0.948
FTSE	1	1432	5.401	4.351	1.437	1.656	1.225
IBEX	1	1352	2.948	2.535	2.752	0.975	1.601
NIKKEI	1	1350	2.359	1.574	0.538	0.586	-0.092

**CUADRO IV-2**  
**COEFICIENTES DE CORRELACIÓN CRUZADA CONTEMPORÁNEA**

Correlación cruzada entre los rendimientos contemporáneos ( $\Delta X_t = \log X_t - \log X_{t-1}$ ) diarios (D), semanales (S) y mensuales (M) desde el 2 de enero de 1988 hasta el 11 de mayo de 1998. El periodo muestral se divide en dos, considerando como punto de corte el "no danés a Maastricht" (2 de junio de 1992). Todos los coeficientes de correlación son significativos al 5%.

		2/1/88 - 11/5/98					2/1/88 - 2/6/92					3/6/92 - 11/5/98				
		$\Delta CAC_t$	$\Delta DAX_t$	$\Delta DJI_t$	$\Delta FTSE_t$	$\Delta IBEX_t$	$\Delta CAC_t$	$\Delta DAX_t$	$\Delta DJI_t$	$\Delta FTSE_t$	$\Delta IBEX_t$	$\Delta CAC_t$	$\Delta DAX_t$	$\Delta DJI_t$	$\Delta FTSE_t$	$\Delta IBEX_t$
$\Delta DAX_t$	D	0.664					0.723					0.603				
	S	0.695					0.756					0.618				
	M	0.798					0.875					0.693				
$\Delta DJI_t$	D	0.206	0.108				0.207	0.133				0.206	0.081			
	S	0.419	0.380				0.413	0.371				0.426	0.392			
	M	0.635	0.676				0.681	0.642				0.619	0.726			
$\Delta FTSE_t$	D	0.608	0.506	0.256			0.595	0.510	0.264			0.621	0.503	0.248		
	S	0.546	0.515	0.405			0.508	0.477	0.379			0.595	0.562	0.435		
	M	0.621	0.647	0.612			0.603	0.640	0.602			0.685	0.661	0.638		
$\Delta IBEX_t$	D	0.601	0.568	0.167	0.496		0.583	0.585	0.168	0.448		0.622	0.559	0.168	0.545	
	S	0.594	0.574	0.360	0.536		0.639	0.626	0.394	0.559		0.570	0.541	0.339	0.521	
	M	0.623	0.630	0.555	0.652		0.657	0.699	0.534	0.674		0.630	0.578	0.574	0.662	
$\Delta NIKKEI_t$	D	0.305	0.348	0.064	0.301	0.307	0.373	0.354	0.118	0.385	0.426	0.252	0.348	0.018	0.231	0.223
	S	0.332	0.347	0.213	0.361	0.359	0.386	0.427	0.255	0.476	0.529	0.290	0.276	0.180	0.260	0.241
	M	0.483	0.433	0.325	0.448	0.545	0.603	0.563	0.342	0.520	0.778	0.351	0.237	0.311	0.336	0.325

**CUADRO IV-3**  
**COEFICIENTES DE CORRELACIÓN CRUZADA NO CONTEMPORÁNEA**  
**(DIARIO)**

Correlación cruzada entre los rendimientos logarítmicos ( $\Delta X_t = \log X_t - \log X_{t-1}$ ) diarios no contemporáneos desde el 2 de enero de 1988 hasta el 11 de mayo de 1998. El periodo muestral se divide en dos, considerando como punto de corte el "no danés a Maastricht" (2 de junio de 1992). En negrita se indica el coeficiente de correlación que es significativo al 5%.

2/1/88 - 11/5/98						
	$\Delta CAC_t$	$\Delta DAX_t$	$\Delta DJI_t$	$\Delta FTSE_t$	$\Delta IBEX_t$	$\Delta NIKKEI_t$
$\Delta CAC_{t-1}$		0.040	0.026	-0.012	0.037	<b>0.079</b>
$\Delta DAX_{t-1}$	<b>-0.047</b>		-0.006	-0.019	-0.020	0.017
$\Delta DJI_{t-1}$	<b>0.261</b>	<b>0.355</b>		<b>0.190</b>	<b>0.258</b>	<b>0.211</b>
$\Delta FTSE_{t-1}$	0.005	<b>0.056</b>	<b>0.061</b>		<b>0.059</b>	<b>0.087</b>
$\Delta IBEX_{t-1}$	-0.029	0.019	0.044	0.010		<b>0.070</b>
$\Delta NIKKEI_{t-1}$	-0.044	<b>-0.075</b>	-0.011	-0.040	<b>-0.053</b>	

2/1/88 - 2/6/92						
	$\Delta CAC_t$	$\Delta DAX_t$	$\Delta DJI_t$	$\Delta FTSE_t$	$\Delta IBEX_t$	$\Delta NIKKEI_t$
$\Delta CAC_{t-1}$		-0.014	0.006	-0.021	<b>0.077</b>	<b>0.106</b>
$\Delta DAX_{t-1}$	0.043		0.028	0.040	0.068	<b>0.075</b>
$\Delta DJI_{t-1}$	<b>0.216</b>	<b>0.249</b>		<b>0.143</b>	<b>0.260</b>	<b>0.205</b>
$\Delta FTSE_{t-1}$	0.037	0.060	0.065		<b>0.137</b>	<b>0.127</b>
$\Delta IBEX_{t-1}$	-0.016	-0.061	0.048	0.021		<b>0.112</b>
$\Delta NIKKEI_{t-1}$	-0.046	-0.056	0.039	-0.018	0.024	

3/6/92 - 11/5/98						
	$\Delta CAC_t$	$\Delta DAX_t$	$\Delta DJI_t$	$\Delta FTSE_t$	$\Delta IBEX_t$	$\Delta NIKKEI_t$
$\Delta CAC_{t-1}$		<b>0.092</b>	0.046	-0.002	0.007	0.058
$\Delta DAX_{t-1}$	<b>-0.137</b>		-0.043	<b>-0.084</b>	<b>-0.096</b>	-0.032
$\Delta DJI_{t-1}$	<b>0.307</b>	<b>0.462</b>		<b>0.241</b>	<b>0.262</b>	<b>0.219</b>
$\Delta FTSE_{t-1}$	-0.026	0.053	0.056		-0.004	0.056
$\Delta IBEX_{t-1}$	-0.040	<b>0.084</b>	0.041	0.001		0.041
$\Delta NIKKEI_{t-1}$	-0.043	<b>-0.091</b>	-0.051	-0.060	<b>-0.104</b>	

**CUADRO IV-4**  
**TEST DE COINTEGRACIÓN BIVARIANTE DIARIO**  
**Test de la Traza**

Test de cointegración mediante el estadístico de la Traza que contrasta la hipótesis nula ( $H_0$ ) de que hay  $r$  vectores de cointegración, frente a la hipótesis alternativa ( $H_1$ ) de que existe, al menos,  $r+1$  vectores de cointegración, donde  $r$  va desde 0 hasta 1. Las series utilizadas son los logaritmos de los precios de cierre diarios de los índices IBEX, CAC, DAX, DJI, FTSE y NIKKEI expresados en dólares. La muestra consiste en 3 intervalos: el total (2/1/88-11/5/98) y 2 subintervalos divididos por el *No Danés a Maastricht* (2/6/92).  $T$  es el número de observaciones. (\*) y (\*\*) denotan los estadísticos significativos al 1% y 5%, respectivamente. El modelo estimado se ha determinado en función del criterio de información de Schwartz. El modelo incorpora constante pero no tendencia, excepto en el caso del CAC y del FTSE en el segundo intervalo, en el que se ha considerado el modelo sin constante. Los valores críticos utilizados se han tomado del trabajo de Osterwald-Lenum (1992).

	Hipótesis	2/1/88 - 11/5/98					2/1/88 - 2/6/92					3/6/92 - 11/5/98				
		IBEX	CAC	DAX	DJI	FTSE	IBEX	CAC	DAX	DJI	FTSE	IBEX	CAC	DAX	DJI	FTSE
CAC	$H_0$															
	$H_1$															
	$r=0$															
	$r>0$															
DAX	$r \leq 1$															
	$r > 1$															
	$T$															
DJI	$r=0$															
	$r>0$															
	$r \leq 1$															
	$r > 1$															
FTSE	$T$															
NIKKEI	$r=0$															
	$r>0$															
	$r \leq 1$															
	$r > 1$															
	$T$															

**CUADRO IV-5**  
**TEST DE COINTEGRACIÓN BIVARIANTE DIARIO**  
**Test del  $\lambda$  Máximo**

Test de cointegración mediante el estadístico del  $\lambda$  Máximo que contrasta la hipótesis nula ( $H_0$ ) de que, como máximo hay  $r$  vectores de cointegración, frente a la hipótesis alternativa ( $H_1$ ) de que existe, como máximo,  $r+1$  vectores de cointegración, donde  $r$  va desde 0 hasta 1. Las series utilizadas son los logaritmos de los precios de cierre diarios de los índices IBEX, CAC, DAX, DJI, FTSE y NIKKEI expresados en dólares. La muestra consiste en 3 intervalos: el total (2/1/88-11/5/98) y 2 subintervalos divididos por el *No Danés a Maastricht* (2/6/92). T es el número de observaciones. (\*) y (\*\*) denotan los estadísticos significativos al 1% y 5%, respectivamente. El modelo estimado se ha determinado en función del criterio de información de Schwartz. El modelo incorpora constante pero no tendencia, excepto en el caso del CAC y del FTSE en el segundo intervalo, en el que se ha considerado el modelo sin constante. Los valores críticos utilizados se han tomado del trabajo de Osterwald-Lenum (1992).

	Hipótesis	2/1/88 - 11/5/98					2/1/88 - 2/6/92					3/6/92 - 11/5/98				
		IBEX	CAC	DAX	DJI	FTSE	IBEX	CAC	DAX	DJI	FTSE	IBEX	CAC	DAX	DJI	FTSE
CAC	$H_0$															
	$H_1$															
	$r=0$															
	$r=1$															
	$r=1$															
	$r=2$															
	T															
DAX	$H_0$															
	$H_1$															
	$r=0$															
	$r=1$															
	$r=1$															
	$r=2$															
	T															
DJI	$H_0$															
	$H_1$															
	$r=0$															
	$r=1$															
	$r=1$															
	$r=2$															
	T															
FTSE	$H_0$															
	$H_1$															
	$r=0$															
	$r=1$															
	$r=1$															
	$r=2$															
	T															
NIKKEI	$H_0$															
	$H_1$															
	$r=0$															
	$r=1$															
	$r=1$															
	$r=2$															
	T															

**CUADRO IV-6**  
**TEST DE COINTEGRACIÓN MULTIVARIANTE DIARIO**

Test de cointegración mediante los estadísticos de la Traza, que contrasta la hipótesis nula ( $H_0$ ) de que hay  $r$  vectores de cointegración, frente a la hipótesis alternativa ( $H_1$ ) de que existe, al menos,  $r+1$  vectores de cointegración, donde  $r$  va desde 0 hasta 5, y del  $\lambda$  Máximo, que contrasta la hipótesis nula ( $H_0$ ) de que, como máximo hay  $r$  vectores de cointegración, frente a la hipótesis alternativa ( $H_1$ ) de que existe, como máximo,  $r+1$  vectores de cointegración, donde  $r$  va desde 0 hasta 5. Las series utilizadas son los logaritmos de los precios de cierre diarios de los índices IBEX, CAC, DAX, DJI, FTSE y NIKKEI expresados en dólares. La muestra consiste en 3 intervalos: el total (2/1/88-11/5/98) y 2 subintervalos divididos por el *No Danés a Maastricht* (2/6/92).  $T$  es el número de observaciones. (\*) denota el estadístico significativos al 1%. El modelo estimado se ha determinado en función del criterio de información de Schwartz. El modelo incorpora constante pero no tendencia. Los valores críticos utilizados se han tomado del trabajo de Osterwald-Lenum (1992).

TEST DE LA TRAZA													
Hipótesis		2/1/88 - 11/5/98				2/1/88 - 2/6/92				3/6/92 - 11/5/98			
		Europa	Europa + América	Europa + Asia	Europa + Asia + América	Europa	Europa + América	Europa + Asia	Europa + Asia + América	Europa	Europa + América	Europa + Asia	Europa + Asia + América
$H_0$	$H_1$												
$r=0$	$r>0$	44.735	67.830	69.022	85.673	40.564	59.999	54.154	72.934	<b>68.359(*)</b>	70.287	65.126	83.684
$r<=1$	$r>1$	23.080	38.436	34.592	51.168	22.263	35.420	34.640	48.717	33.796	38.330	36.061	47.601
$r<=2$	$r>2$	8.218	23.101	15.966	31.164	9.438	18.534	22.098	31.013	14.405	20.757	18.693	27.631
$r<=3$	$r>3$	3.303	10.794	6.687	16.264	0.305	5.052	10.674	17.721	4.103	8.826	9.800	15.105
$r<=4$	$r>4$		4.581	1.513	7.633		0.454	2.114	7.036		4.114	3.234	8.387
$r<=5$	$r>5$				3.754				1.834				2.867
TEST DEL $\lambda$ MÁXIMO													
Hipótesis		2/1/88 - 11/5/98				2/1/88 - 2/6/92				3/6/92 - 11/5/98			
		Europa	Europa + América	Europa + Asia	Europa + Asia + América	Europa	Europa + América	Europa + Asia	Europa + Asia + América	Europa	Europa + América	Europa + Asia	Europa + Asia + América
$H_0$	$H_1$												
$r=0$	$r=1$	21.656	29.394	34.430	34.505	18.302	24.579	19.514	24.217	<b>34.563(*)</b>	31.957	29.065	36.083
$r=1$	$r=2$	14.862	15.335	18.626	20.004	12.825	16.886	12.543	17.705	19.390	17.573	14.368	19.970
$r=2$	$r=3$	4.915	12.307	9.278	14.901	9.133	13.482	11.424	13.292	10.302	11.930	9.893	12.526
$r=3$	$r=4$	3.303	6.213	5.174	8.630	0.305	4.598	8.560	10.684	4.103	4.712	3.566	6.718
$r=4$	$r=5$		4.581	1.513	3.879		0.454	2.114	5.202		4.114	3.134	5.521
$r=5$	$r=6$				3.754				1.834				2.867
<b>T</b>		2022	1921	1820	1729	843	818	758	743	1179	1103	1062	995

**CUADRO IV-7**  
**TEST DE COINTEGRACIÓN BIVARIANTE SEMANAL**  
**Test de la Traza**

Test de cointegración mediante el estadístico de la Traza que contrasta la hipótesis nula ( $H_0$ ) de que hay  $r$  vectores de cointegración, frente a la hipótesis alternativa ( $H_1$ ) de que existe, al menos,  $r+1$  vectores de cointegración, donde  $r$  va desde 0 hasta 1. Las series utilizadas son los logaritmos de los precios semanales de los índices IBEX, CAC, DAX, DJI, FTSE y NIKKEI expresados en dólares. La muestra consiste en 3 intervalos: el total (2/1/88-11/5/98) y 2 subintervalos divididos por el *No Danés a Maastricht* (2/6/92).  $T$  es el número de observaciones. (\*) y (\*\*) denotan los estadísticos significativos al 1% y 5%, respectivamente. El modelo estimado se ha determinado en función del criterio de información de Schwartz. El modelo incorpora constante pero no tendencia. Los valores críticos utilizados se han tomado del trabajo de Osterwald-Lenum (1992).

	Hipótesis	2/1/88 - 11/5/98					2/1/88 - 2/6/92					3/6/92 - 11/5/98				
		IBEX	CAC	DAX	DJI	FTSE	IBEX	CAC	DAX	DJI	FTSE	IBEX	CAC	DAX	DJI	FTSE
CAC	$H_0$															
	$H_1$															
	$r=0$	<b>16.855(**)</b>					<b>23.114(**)</b>					<b>25.257(*)</b>				
	$r <= 1$	2.752					8.829					6.808				
DAX	$r > 0$	470					200					270				
	$r <= 1$	11.784					11.730					21.149(**)				
	$r > 1$	20.313					11.554					13.990				
	$T$	3.286					2.619					8.796				
DJI	$r > 0$	456					186					261				
	$r <= 1$	437					197					279				
	$r > 1$	19.886(*)					<b>24.644(*)</b>					<b>22.916(**)</b>				
	$T$	22.445					11.568					17.131				
FTSE	$r > 0$	25.785					9.750					<b>24.163(**)</b>				
	$r <= 1$	4.472					5.812					8.344				
	$r > 1$	5.124					4.196					3.336				
	$T$	474					198					266				
NIKKEI	$H_0$															
	$H_1$															
	$r=0$	8.242					14.890					<b>23.696(**)</b>				
	$r <= 1$	22.452					13.640					14.149				
NIKKEI	$r > 0$	16.961					5.765					<b>23.796(**)</b>				
	$r <= 1$	22.758					16.259					<b>24.831(*)</b>				
	$r > 1$	8.033					4.788					7.698				
	$T$	476					198					279				
NIKKEI	$r > 0$	13.945					16.958					17.107				
	$r <= 1$	16.866					12.921					17.059				
	$r > 1$	18.423					9.538					<b>22.940(**)</b>				
	$T$	19.904					13.281					<b>22.273(**)</b>				
NIKKEI	$r > 0$	18.071					12.664					<b>23.841(**)</b>				
	$r <= 1$	2.924					1.596					5.048				
	$r > 1$	3.541					1.661					6.212				
	$T$	415					175					240				
NIKKEI	$r > 0$	436					184					253				
	$r <= 1$	457					196					262				
	$r > 1$	6.064					2.292					7.539				
	$T$	460					198					5.879				
NIKKEI	$r > 0$	263														
	$r <= 1$															
	$r > 1$															
	$T$															

**CUADRO IV-8**  
**TEST DE COINTEGRACIÓN BIVARIANTE SEMANAL**  
**Test del  $\lambda$  Máximo**

Test de cointegración mediante el estadístico del  $\lambda$  Máximo que contrasta la hipótesis nula ( $H_0$ ) de que, como máximo hay  $r$  vectores de cointegración, frente a la hipótesis alternativa ( $H_1$ ) de que existe, como máximo,  $r+1$  vectores de cointegración, donde  $r$  va desde 0 hasta 1. Las series utilizadas son los logaritmos de los precios semanales de los índices IBEX, CAC, DAX, DJI, FTSE y NIKKEI expresados en dólares. La muestra consiste en 3 intervalos: el total (2/1/88-11/5/98) y 2 subintervalos divididos por el *No Danés a Maastricht* (2/6/92).  $T$  es el número de observaciones. (\*) y (\*\*) denotan los estadísticos significativos al 1% y 5%, respectivamente. El modelo estimado se ha determinado en función del criterio de información de Schwartz. El modelo incorpora constante pero no tendencia. Los valores críticos utilizados se han tomado del trabajo de Osterwald-Lenum (1992).

	Hipótesis		2/1/88 - 11/5/98					2/1/88 - 2/6/92					3/6/92 - 11/5/98										
			IBEX	CAC	DAX	DJI	FTSE	IBEX	CAC	DAX	DJI	FTSE	IBEX	CAC	DAX	DJI	FTSE						
CAC	$H_0$	$H_1$	<b>14.103(**)</b>					<b>14.285(**)</b>					<b>18.449(*)</b>										
	$r=0$	$r=1$																					
	$r=1$	$r=2$																					
	$T$																						
DAX	$H_0$	$H_1$	8.498	16.351				9.111	7.563				<b>12.353(**)</b>	11.817									
	$r=0$	$r=1$	3.286	3.962				2.619	3.991				8.796	2.173									
	$r=1$	$r=2$	456	437				186	197				261	279									
	$T$																						
DJI	$H_0$	$H_1$	<b>15.414(*)</b>	17.321	17.875				<b>18.832(*)</b>	7.372	5.396				<b>14.571(**)</b>	13.795	<b>19.038(**)</b>						
	$r=0$	$r=1$	4.472	5.124	7.909				5.812	4.196	4.354				8.344	3.336	5.125						
	$r=1$	$r=2$	474	498	489				198	212	203				266	287	287						
	$T$																						
FTSE	$H_0$	$H_1$	5.352	17.331	8.943	14.725				13.750	7.999	3.631	11.471				<b>16.222(**)</b>	11.962	<b>15.383(**)</b>	<b>17.132(*)</b>			
	$r=0$	$r=1$	2.890	5.120	8.018	8.033				1.140	5.641	2.135	4.788				7.474	2.187	8.414	7.698			
	$r=1$	$r=2$	476	489	495	518				198	212	206	221				279	290	290	303			
	$T$																						
NIKKEI	$H_0$	$H_1$	11.020	13.324	10.213	14.543	12.007				15.362	11.260	7.857	9.325	10.371				12.059	10.847	<b>13.792(**)</b>	<b>14.734(**)</b>	<b>17.961(**)</b>
	$r=0$	$r=1$	2.924	3.541	8.210	5.360	6.064				1.596	1.661	1.681	3.956	2.292				5.048	6.212	9.147	7.539	5.879
	$r=1$	$r=2$	415	435	436	457	460				175	189	184	196	198				240	247	253	262	263
	$T$																						



**CUADRO IV-9**  
**TEST DE COINTEGRACIÓN MULTIVARIANTE SEMANAL**

Test de cointegración mediante los estadísticos de la Traza, que contrasta la hipótesis nula ( $H_0$ ) de que hay  $r$  vectores de cointegración, frente a la hipótesis alternativa ( $H_1$ ) de que existe, al menos,  $r+1$  vectores de cointegración, donde  $r$  va desde 0 hasta 5, y del  $\lambda$  Máximo, que contrasta la hipótesis nula ( $H_0$ ) de que, como máximo hay  $r$  vectores de cointegración, frente a la hipótesis alternativa ( $H_1$ ) de que existe, como máximo,  $r+1$  vectores de cointegración, donde  $r$  va desde 0 hasta 5. Las series utilizadas son los logaritmos de los precios semanales cierre diarios de los índices IBEX, CAC, DAX, DJI, FTSE y NIKKEI expresados en dólares. La muestra consiste en 3 intervalos: el total (2/1/88-11/5/98) y 2 subintervalos divididos por el *No Danés a Maastricht* (2/6/92).  $T$  es el número de observaciones. (\*\*) denota el estadístico significativos al 5%. El modelo estimado se ha determinado en función del criterio de información de Schwartz. El modelo incorpora constante pero no tendencia. Los valores críticos utilizados se han tomado del trabajo de Osterwald-Lenum (1992).

TEST DE LA TRAZA													
Hipótesis		2/1/88 - 11/5/98				2/1/88 - 2/6/92				3/6/92 - 11/5/98			
		Europa	Europa + América	Europa + Asia	Europa + Asia + América	Europa	Europa + América	Europa + Asia	Europa + Asia + América	Europa	Europa + América	Europa + Asia	Europa + Asia + América
$H_0$	$H_1$												
$r=0$	$r>0$	37.808	67.287	71.151	101.133	34.304	63.447	49.191	78.023	56.020(**)	76.524(**)	79.662(**)	110.238(**)
$r<=1$	$r>1$	21.440	42.601	43.780	72.430	19.120	40.833	30.926	53.828	26.658	45.880	50.906	74.702
$r<=2$	$r>2$	10.416	23.376	24.224	48.420	6.011	22.150	18.272	33.483	12.054	26.759	26.736	42.609
$r<=3$	$r>3$	3.979	11.913	6.493	27.463	2.197	7.674	7.778	20.165	3.427	12.776	11.968	23.984
$r<=4$	$r>4$		4.090	1.335	9.832		2.283	1.669	11.493		3.252	3.958	9.925
$r<=5$	$r>5$				1.922				3.349				3.275
TEST DEL $\lambda$ MÁXIMO													
Hipótesis		2/1/88 - 11/5/98				2/1/88 - 2/6/92				3/6/92 - 11/5/98			
		Europa	Europa + América	Europa + Asia	Europa + Asia + América	Europa	Europa + América	Europa + Asia	Europa + Asia + América	Europa	Europa + América	Europa + Asia	Europa + Asia + América
$H_0$	$H_1$												
$r=0$	$r=1$	16.368	24.686	27.370	28.703	15.183	22.614	18.265	24.195	29.362(**)	30.644(**)	28.756(**)	35.536(**)
$r=1$	$r=2$	11.024	19.225	19.556	24.011	13.110	18.684	12.654	20.346	14.604	19.121	24.170	32.092
$r=2$	$r=3$	6.437	11.463	17.732	20.957	3.814	14.475	10.495	13.318	8.627	13.983	14.768	18.625
$r=3$	$r=4$	3.979	7.822	5.157	17.631	2.197	5.392	6.109	8.672	3.427	9.525	8.010	14.059
$r=4$	$r=5$		4.090	1.335	7.910		2.283	1.669	8.143		3.252	3.958	6.650
$r=5$	$r=6$				1.922				3.349				3.275
<b>T</b>		449	443	393	389	186	183	166	163	264	261	188	206

**CUADRO IV-10**  
**TEST DE COINTEGRACIÓN BIVARIANTE MENSUAL**  
**Test de la Traza**

Test de cointegración mediante el estadístico de la Traza que contrasta la hipótesis nula ( $H_0$ ) de que hay  $r$  vectores de cointegración, frente a la hipótesis alternativa ( $H_1$ ) de que existe, al menos,  $r+1$  vectores de cointegración, donde  $r$  va desde 0 hasta 1. Las series utilizadas son los logaritmos de los precios mensuales de los índices IBEX, CAC, DAX, DJI, FTSE y NIKKEI expresados en dólares. La muestra consiste en 3 intervalos: el total (2/1/88-11/5/98) y 2 subintervalos divididos por el *No Danés a Maastricht* (2/6/92).  $T$  es el número de observaciones. (\*) y (\*\*) denotan los estadísticos significativos al 1% y 5%, respectivamente. El modelo estimado se ha determinado en función del criterio de información de Schwartz. El modelo incorpora constante pero no tendencia. Los valores críticos utilizados se han tomado del trabajo de Osterwald-Lenum (1992).

	Hipótesis	2/1/88 - 11/5/98					2/1/88 - 2/6/92					3/6/92 - 11/5/98				
		IBEX	CAC	DAX	DJI	FTSE	IBEX	CAC	DAX	DJI	FTSE	IBEX	CAC	DAX	DJI	FTSE
CAC	$H_0$															
	$H_1$															
	$r=0$	15.174					24.440(**)					20.540(**)				
	$r>0$	4.167					2.486					5.237				
DAX	$r \leq 1$															
	$r > 1$															
	$T$	95					37					56				
DJI	$H_0$															
	$H_1$															
	$r=0$	9.038	11.673				23.488(**)	30.946(**)				24.202(**)	11.113			
	$r>0$	1.563	2.652				6.409	4.900				5.149	4.775			
FTSE	$r \leq 1$															
	$r > 1$															
	$T$	80	84				29	30				36	50			
NIKKEI	$H_0$															
	$H_1$															
	$r=0$	21.663(**)	28.431(*)	17.299			26.139(*)	12.566	4.970			28.397(*)	15.484(**)	15.709		
	$r>0$	5.346	5.447	5.358			6.182	1.747	0.826			5.091	0.858	3.494		
FTSE	$r \leq 1$															
	$r > 1$															
	$T$	104	105	89			43	44	37			62	38	53		
FTSE	$H_0$															
	$H_1$															
	$r=0$	22.848(**)	26.732(*)	28.711(*)	29.046(*)		15.321	15.822	7.865	17.439		26.758(*)	15.143	18.217	23.161(**)	
	$r>0$	4.674	6.188	7.825	8.205		2.492	4.360	3.477	6.167		8.586	3.342	6.138	4.374	
NIKKEI	$r \leq 1$															
	$r > 1$															
	$T$	85	102	65	113		43	44	37	52		56	59	50	62	
NIKKEI	$H_0$															
	$H_1$															
	$r=0$	12.370	17.525	16.417	18.690	16.417	13.655	11.355	14.658	7.584	15.253	11.762	14.140	12.108	18.380	12.622
	$r>0$	1.145	1.158	4.831	1.644	4.831	1.491	0.695	2.334	0.362	3.233	0.375	0.782	1.123	1.392	1.826
NIKKEI	$r \leq 1$															
	$r > 1$															
	$T$	84	78	80	86	80	33	32	31	34	34	52	47	50	53	47

**CUADRO IV-11**  
**TEST DE COINTEGRACIÓN BIVARIANTE MENSUAL**  
**Test del  $\lambda$  Máximo**

Test de cointegración mediante el estadístico del  $\lambda$  Máximo que contrasta la hipótesis nula ( $H_0$ ) de que, como máximo hay  $r$  vectores de cointegración, frente a la hipótesis alternativa ( $H_1$ ) de que existe, como máximo,  $r+1$  vectores de cointegración, donde  $r$  va desde 0 hasta 1. Las series utilizadas son los logaritmos de los precios mensuales de los índices IBEX, CAC, DAX, DJI, FTSE y NIKKEI expresados en dólares. La muestra consiste en 3 intervalos: el total (2/1/88-11/5/98) y 2 subintervalos divididos por el *No Danés a Maastricht* (2/6/92).  $T$  es el número de observaciones. (\*) y (\*\*) denotan los estadísticos significativos al 1% y 5%, respectivamente. El modelo estimado se ha determinado en función del criterio de información de Schwartz. El modelo incorpora constante pero no tendencia. Los valores críticos utilizados se han tomado del trabajo de Osterwald-Lenum (1992).

	Hipótesis		2/1/88 - 11/5/98					2/1/88 - 2/6/92					3/6/92 - 11/5/98				
			IBEX	CAC	DAX	DJI	FTSE	IBEX	CAC	DAX	DJI	FTSE	IBEX	CAC	DAX	DJI	FTSE
CAC	$H_0$	$H_1$	<b>11.007(**)</b> 4.167 95					<b>21.954(**)</b> 2.486 37					<b>15.303(**)</b> 5.237 56				
	$r=0$	$r=1$															
	$r=1$	$r=2$															
	$T$																
DAX	$H_0$	$H_1$	<b>7.475(**)</b> <b>9.021(**)</b> 1.563 2.652 80 84					<b>17.079(**)</b> <b>26.047(**)</b> 6.409 4.900 29 30					<b>19.053(**)</b> 6.339 5.149 4.775 36 50				
	$r=0$	$r=1$															
	$r=1$	$r=2$															
	$T$																
DJI	$H_0$	$H_1$	<b>16.317(*)</b> 22.985 11.941 5.346 5.447 5.358 104 105 89					<b>19.957(*)</b> 10.819 4.144 6.182 1.747 0.826 43 44 37					<b>23.306(*)</b> <b>14.626(**)</b> 12.215 5.091 0.858 3.494 62 38 53				
	$r=0$	$r=1$															
	$r=1$	$r=2$															
	$T$																
FTSE	$H_0$	$H_1$	18.174 20.543 20.887 20.842 4.674 6.188 7.825 8.205 85 102 65 113					12.829 11.462 4.387 11.273 2.492 4.360 3.477 6.167 43 44 37 52					<b>18.173(*)</b> 11.800 12.078 <b>18.787(**)</b> 8.586 3.342 6.138 4.374 56 59 50 62				
	$r=0$	$r=1$															
	$r=1$	$r=2$															
	$T$																
NIKKEI	$H_0$	$H_1$	11.225 16.368 11.586 17.046 11.586 1.145 1.158 4.831 1.644 4.831 84 78 80 86 80					12.165 10.660 12.324 7.222 12.020 1.491 0.695 2.334 0.362 3.233 33 32 31 34 34					11.387 13.358 10.984 16.988 10.796 0.375 0.782 1.123 1.392 1.826 52 47 50 53 47				
	$r=0$	$r=1$															
	$r=1$	$r=2$															
	$T$																

**CUADRO IV-12**  
**TEST DE COINTEGRACIÓN MULTIVARIANTE MENSUAL**

Test de cointegración mediante los estadísticos de la Traza, que contrasta la hipótesis nula ( $H_0$ ) de que hay  $r$  vectores de cointegración, frente a la hipótesis alternativa ( $H_1$ ) de que existe, al menos,  $r+1$  vectores de cointegración, donde  $r$  va desde 0 hasta 5, y del  $\lambda$  Máximo, que contrasta la hipótesis nula ( $H_0$ ) de que, como máximo hay  $r$  vectores de cointegración, frente a la hipótesis alternativa ( $H_1$ ) de que existe, como máximo,  $r+1$  vectores de cointegración, donde  $r$  va desde 0 hasta 5. Las series utilizadas son los logaritmos de los precios mensuales de los índices IBEX, CAC, DAX, DJI, FTSE y NIKKEI expresados en dólares. La muestra consiste en 3 intervalos: el total (2/1/88-11/5/98) y 2 subintervalos divididos por el *No Danés a Maastricht* (2/6/92).  $T$  es el número de observaciones. (\*) y (\*\*) denotan los estadísticos significativos al 1% y 5%, respectivamente. El modelo estimado se ha determinado en función del criterio de información de Schwartz. El modelo incorpora constante pero no tendencia. Los valores críticos utilizados se han tomado del trabajo de Osterwald-Lenum (1992).

TEST DE LA TRAZA													
Hipótesis		2/1/88 - 11/5/98				2/1/88 - 2/6/92				3/6/92 - 11/5/98			
		Europa	Europa + América	Europa + Asia	Europa + Asia + América	Europa	Europa + América	Europa + Asia	Europa + Asia + América	Europa	Europa + América	Europa + Asia	Europa + Asia + América
$H_0$	$H_1$												
$r=0$	$r>0$	79.188(*)	102.920(*)	79.633(**)	105.578(**)	59.683(**)	131.393(*)	56.499	109.020(**)	59.287(**)	87.523(**)	96.911(*)	149.544(*)
$r<=1$	$r>1$	29.239	49.029	48.352	70.061	27.862	60.057(**)	31.941	55.211	26.974	41.675	44.443	84.502(*)
$r<=2$	$r>2$	13.580	21.838	27.317	47.980	4.674	32.063	13.165	25.322	12.809	21.709	26.450	41.191
$r<=3$	$r>3$	3.302	10.269	13.939	29.629	1.028	5.693	5.828	10.554	3.576	7.746	12.266	21.358
$r<=4$	$r>4$		0.687	5.589	15.087		1.639	2.164	4.700		2.851	3.998	8.970
$r<=5$	$r>5$				4.311				0.314				3.928
TEST DEL $\lambda$ MÁXIMO													
Hipótesis		2/1/88 - 11/5/98				2/1/88 - 2/6/92				3/6/92 - 11/5/98			
		Europa	Europa + América	Europa + Asia	Europa + Asia + América	Europa	Europa + América	Europa + Asia	Europa + Asia + América	Europa	Europa + América	Europa + Asia	Europa + Asia + América
$H_0$	$H_1$												
$r=0$	$r=1$	49.949(*)	53.891(*)	31.281(**)	35.517(**)	31.821(**)	71.336(*)	24.558	53.809(**)	32.313(**)	45.848(**)	52.467(*)	65.041(*)
$r=1$	$r=2$	15.659	27.192	21.035	22.081	23.188	27.993(**)	18.776	29.889	14.165	19.965	17.993	43.311(*)
$r=2$	$r=3$	10.279	11.569	13.378	18.351	3.646	26.370	7.336	14.768	9.233	13.963	14.184	19.833
$r=3$	$r=4$	3.302	9.582	8.350	14.542	1.028	4.054	3.665	5.854	3.576	4.895	8.268	12.388
$r=4$	$r=5$		0.687	5.589	10.775		1.639	2.164	4.386		2.851	3.998	5.042
$r=5$	$r=6$				4.311				0.314				3.928
$T$		50	50	55	55	27	27	28	28	41	41	40	40

**CUADRO IV-13**  
**ANÁLISIS DE LA CAUSALIDAD DE GRANGER BIVARIANTE**

$$\Delta Y_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^n \beta_{11} \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^m \beta_{12} \Delta X_{t-j} + \varepsilon_{1t}$$

$$\Delta X_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^p \beta_{21} \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_{22} \Delta X_{t-j} + \varepsilon_{2t}$$

La muestra considerada se corresponde con los rendimientos diarios de los índices bursátiles CAC, IBEX, DAX, DJI, FTSE y NIKKEI. Los retardos han sido determinados según el criterio de información de Schwartz exigiendo conjuntamente la inexistencia de correlación serial en los residuos. En la primera columna se recoge la hipótesis nula ( $H_0$ ) a contrastar. T indica el número de observaciones,  $F_{s, T-k}$  es el valor del estadístico que contrasta la causalidad a corto plazo.  $p$ -value indica el nivel de probabilidad al que se acepta la hipótesis nula. En negrita se indica el rechazo de la  $H_0$  al 5%. Con (-) se denota aquellas relaciones en las que previamente se ha detectado cointegración. Las zonas sombreadas denotan las relaciones de causalidad que se mantienen en los tres intervalos analizados.

Hipótesis Nula	2/1/88-11/5/98			2/1/88-2/6/92			3/6/92-11/5/98		
	T	$F_{s, T-k}$	$p$ -value	T	$F_{s, T-k}$	$p$ -value	T	$F_{s, T-k}$	$p$ -value
<i>CAC no causa a IBEX</i>	1886	2.064	0.103	779(-)	<b>3.626</b>	0.013	1107(-)	1.649	0.176
<i>IBEX no causa a CAC</i>		<b>4.271</b>	0.005		<b>3.160</b>	0.024		1.303	0.272
<i>DAX no causa a IBEX</i>	1883	<b>2.876</b>	0.035	764	2.488	0.059	1119(-)	<b>11.830</b>	0.000
<i>IBEX no causa a DAX</i>		<b>7.197</b>	0.000		<b>2.978</b>	0.031		<b>14.814</b>	0.000
<i>DJI no causa a IBEX</i>	1878	<b>48.115</b>	0.000	786(-)	<b>21.434</b>	0.000	1092	<b>27.323</b>	0.000
<i>IBEX no causa a DJI</i>		1.817	0.142		2.043	0.106		0.474	0.700
<i>FTSE no causa a IBEX</i>	1958	<b>2.831</b>	0.037	795	<b>5.569</b>	0.001	1163(-)	0.645	0.586
<i>IBEX no causa a FTSE</i>		<b>3.846</b>	0.009		1.591	0.190		2.094	0.099
<i>NIKKEI no causa a IBEX</i>	1773	<b>3.206</b>	0.022	720	1.924	0.124	1053	<b>4.612</b>	0.003
<i>IBEX no causa a NIKKEI</i>		<b>5.130</b>	0.002		<b>4.425</b>	0.004		1.987	0.114
<i>DAX no causa a CAC</i>	2069	<b>4.856</b>	0.002	879	0.205	0.893	1190	<b>12.132</b>	0.000
<i>CAC no causa a DAX</i>		<b>16.627</b>	0.000		0.668	0.572		<b>25.809</b>	0.000
<i>DJI no causa a CAC</i>	1953	<b>52.864</b>	0.000	834	<b>20.339</b>	0.000	1119	<b>35.268</b>	0.000
<i>CAC no causa a DJI</i>		<b>4.036</b>	0.007		<b>4.096</b>	0.007		1.011	0.387
<i>FTSE no causa a CAC</i>	2093	2.015	0.110	889	2.240	0.082	1204(-)	0.144	0.933
<i>CAC no causa a FTSE</i>		<b>3.609</b>	0.013		<b>4.142</b>	0.006		0.237	0.871
<i>NIKKEI no causa a CAC</i>	1815	<b>6.446</b>	0.000	768	<b>4.810</b>	0.003	1047	2.224	0.084
<i>CAC no causa a NIKKEI</i>		<b>6.453</b>	0.000		<b>5.431</b>	0.001		<b>3.304</b>	0.020
<i>DJI no causa a DAX</i>	2030	<b>128.105</b>	0.000	864	<b>40.070</b>	0.000	1166	<b>106.121</b>	0.000
<i>DAX no causa a DJI</i>		<b>2.959</b>	0.031		<b>4.172</b>	0.006		1.656	0.175
<i>FTSE no causa a DAX</i>	2151	<b>10.638</b>	0.000	905	<b>2.925</b>	0.033	1246(-)	<b>12.197</b>	0.000
<i>DAX no causa a FTSE</i>		<b>3.741</b>	0.011		0.941	0.420		<b>5.103</b>	0.002
<i>NIKKEI no causa a DAX</i>	1855	<b>3.903</b>	0.009	775	<b>3.096</b>	0.026	1080	<b>1.259</b>	0.287
<i>DAX no causa a NIKKEI</i>		0.790	0.500		1.562	0.197		0.976	0.403
<i>FTSE no causa a DJI</i>	2157	<b>5.217</b>	0.001	918	<b>3.387</b>	0.018	1239(-)	1.845	0.137
<i>DJI no causa a FTSE</i>		<b>27.218</b>	0.000		<b>6.173</b>	0.000		<b>26.926</b>	0.000
<i>NIKKEI no causa a DJI</i>	1858	1.658	0.174	779	<b>2.859</b>	0.036	1079	0.894	0.443
<i>DJI no causa a NIKKEI</i>		<b>30.428</b>	0.000		<b>14.136</b>	0.000		<b>20.363</b>	0.000
<i>NIKKEI no causa a FTSE</i>	1957	<b>2.724</b>	0.043	813	1.099	0.349	1144	2.381	0.068
<i>FTSE no causa a NIKKEI</i>		<b>5.698</b>	0.001		<b>3.472</b>	0.016		1.973	0.116

**CUADRO IV-14**  
**RESUMEN DE LA CAUSALIDAD BIVARIANTE DE GRANGER**

En cada columna se muestra el sentido de la causalidad bivalente para cada uno de los periodos considerados. Dados dos índices expresados en rendimientos ( $X_t$  e  $Y_t$ ) si  $X_t \rightarrow Y_t$  indica que  $X_t$  causa o ayuda a predecir mejor a  $Y_t$ ; si  $X_t \leftrightarrow Y_t$  indica que la causalidad es en los dos sentidos; si  $X_t \sim Y_t$ , ninguna de las dos variables causa o ayuda a predecir mejor a la otra variable.

2/1/88-11/5/98	2/1/88-2/6/92	3/6/92-11/5/98
IBEX $\rightarrow$ CAC	IBEX $\leftrightarrow$ CAC	IBEX $\sim$ CAC
IBEX $\leftrightarrow$ DAX	IBEX $\rightarrow$ DAX	IBEX $\leftrightarrow$ DAX
DJI $\rightarrow$ IBEX	DJI $\rightarrow$ IBEX	DJI $\rightarrow$ IBEX
IBEX $\leftrightarrow$ FTSE	FTSE $\rightarrow$ IBEX	IBEX $\sim$ FTSE
IBEX $\leftrightarrow$ NIKKEI	IBEX $\rightarrow$ NIKKEI	NIKKEI $\rightarrow$ IBEX
CAC $\leftrightarrow$ DAX	CAC $\sim$ DAX	CAC $\leftrightarrow$ DAX
CAC $\leftrightarrow$ DJI	CAC $\leftrightarrow$ DJI	DJI $\rightarrow$ CAC
CAC $\rightarrow$ FTSE	CAC $\rightarrow$ FTSE	CAC $\sim$ FTSE
CAC $\leftrightarrow$ NIKKEI	CAC $\leftrightarrow$ NIKKEI	CAC $\rightarrow$ NIKKEI
DAX $\leftrightarrow$ DJI	DAX $\leftrightarrow$ DJI	DJI $\rightarrow$ DAX
DAX $\leftrightarrow$ FTSE	FTSE $\rightarrow$ DAX	DAX $\leftrightarrow$ FTSE
NIKKEI $\rightarrow$ DAX	NIKKEI $\rightarrow$ DAX	DAX $\sim$ NIKKEI
DJI $\leftrightarrow$ FTSE	DJI $\leftrightarrow$ FTSE	DJI $\rightarrow$ FTSE
DJI $\rightarrow$ NIKKIE	DJI $\leftrightarrow$ NIKKIE	DJI $\rightarrow$ NIKKIE
FTSE $\leftrightarrow$ NIKKEI	FTSE $\rightarrow$ NIKKEI	FTSE $\sim$ NIKKEI

**CUADRO IV-15**  
**CAUSALIDAD A LARGO PLAZO Y MODELOS DE CORRECCIÓN DE ERROR DE LAS SERIES DE ÍNDICES BURSÁTILES**  
**DIARIAS QUE SE ENCUENTRAN COINTEGRADAS DURANTE EL PERIODO 2/1/88 - 2/6/92.**

$$\Delta Y_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^n \beta_{1i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^m \beta_{1j} \Delta X_{t-j} + \gamma_1 \mu_{t-1} + \varepsilon_{1t}$$

$$\Delta X_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^p \beta_{2i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_{2j} \Delta X_{t-j} + \gamma_2 \mu_{t-1} + \varepsilon_{2t}$$

Los retardos han sido determinados considerando el criterio de información de Schwartz y verificando la inexistencia de autocorrelación en los residuos de forma conjunta a través del estadístico Q de Ljung-Box para 1, 5 y 10 retardos.  $\gamma_i$  son los términos de corrección de error retardados un periodo, que indican la presencia o no de causalidad a largo plazo. Entre corchetes aparece la probabilidad de aceptar la hipótesis nula de inexistencia de correlación serial en los residuos. Entre paréntesis se indica el valor del estadístico t-student. (\*) indica los coeficientes significativos al 5%. La causalidad a corto plazo se mide por el estadístico FS, T-K que contrasta la hipótesis nula de que un conjunto de coeficientes sean iguales a cero; donde K es el número de coeficientes del modelo sin restringir, S es el número de restricciones, T es el tamaño muestral. (\*\*) denota el rechazo de la hipótesis nula al 1%.  $\bar{R}^2$  es el coeficiente de determinación corregido.

	$\gamma_i$	$\Delta$ IIBEX(-1)	$\Delta$ CAC(-1)	T	$\bar{R}^2$	$Q_1$	$Q_5$	$Q_{10}$
$\Delta$ IIBEX	<b>-0.017</b> (*) (-2.661)	-0.015 (-0.381)	<b>0.112</b> (*) (-3.118)	905	2.0	0.009 [0.925]	2.972 [0.704]	4.107 [0.942]
$\Delta$ CAC	<b>-0.026</b> (*) (-3.571)	-0.076 (-1.682)	<b>0.095</b> (*) (-2.380)		1.9	0.210 [0.647]	1.147 [0.950]	1.724 [0.998]

	$\gamma_i$	$\Delta$ IIBEX(-1)	$\Delta$ IIBEX(-2)	$\Delta$ IIBEX(-3)	$\Delta$ DJI(-1)	$\Delta$ DJI(-2)	$\Delta$ DJI(-3)	T	$\bar{R}^2$	$Q_1$	$Q_5$	$Q_{10}$	F
$\Delta$ IIBEX	<b>-0.025</b> (*) (-3.255)	-0.001 (-0.032)	0.045 (-1.284)	0.027 (-0.857)	<b>0.328</b> (*) (-7.481)	-0.069 (-1.523)	-0.071 (-1.628)	786	9.1	0.013 [0.911]	4.769 [0.445]	7.138 [0.712]	<b>62.307</b> (**) (0.000)
$\Delta$ DJI	-0.001 (-0.113)	0.038 (-1.252)	0.035 (-1.181)	-0.042 (-1.591)	0.025 (-0.691)	-0.045 (-1.192)	-0.025 (-0.696)		0.7	0.188 [0.665]	0.518 [0.991]	4.585 [0.917]	6.766 (0.080)

**CUADRO IV-16**  
**CAUSALIDAD A LARGO PLAZO Y MODELOS DE CORRECCIÓN DE ERROR DE LAS SERIES DE ÍNDICES BURSÁTILES**  
**DIARIAS QUE SE ENCUENTRAN COINTEGRADAS DURANTE EL PERIODO 3/6/92 - 11/5/98.**

$$\Delta Y_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^n \beta_{1i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^m \beta_{1j} \Delta X_{t-j} + \gamma_1 \mu_{t-1} + \varepsilon_{1t}$$

$$\Delta X_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^p \beta_{2i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_{2j} \Delta X_{t-j} + \gamma_2 \mu_{t-1} + \varepsilon_{2t}$$

Los retardos han sido determinados considerando el criterio de información de Schwartz y verificando la inexistencia de autocorrelación en los residuos de forma conjunta a través del estadístico Q de Ljung-Box para 1, 5 y 10 retardos.  $\gamma_i$  son los términos de corrección de error retardados un periodo, que indican la presencia o no de causalidad a largo plazo. Entre corchetes aparece la probabilidad de aceptar la hipótesis nula de inexistencia de correlación serial en los residuos. Entre paréntesis se indica el valor del estadístico t-student. (\*) indica los coeficientes significativos al 5%. La causalidad a corto plazo se mide por el estadístico FS, T-K que contrasta la hipótesis nula de que un conjunto de coeficientes sean iguales a cero; donde K es el número de coeficientes del modelo sin restringir, S es el número de restricciones, T es el tamaño muestral. (\*\*) denota el rechazo de la hipótesis nula al 1%.  $\bar{R}^2$  es el coeficiente de determinación corregido.

	$\gamma_i$	$\Delta$ IIBEX(-1)	$\Delta$ IIBEX(-2)	$\Delta$ IIBEX(-3)	$\Delta$ CAC(-1)	$\Delta$ CAC(-2)	$\Delta$ CAC(-3)	T	$\bar{R}^2$	Q <sub>1</sub>	Q <sub>5</sub>	Q <sub>10</sub>	F
$\Delta$ IIBEX	0.001 (-0.158)	0.037 (-0.987)	0.069 (-1.815)	-0.031 (-0.832)	-0.016 (-0.391)	-0.086 (*) (-2.120)	-0.009 (-0.235)	1107	0.5	0.024 [0.877]	2.054 [0.842]	11.259 [0.338]	3.653 (0.301)
$\Delta$ CAC	0.020 (*) (-3.922)	-0.076 (*) (-2.191)	-0.003 (-0.094)	-0.024 (-0.681)	0.015 (-0.396)	0.045 (-1.198)	-0.060 (-1.591)		2.5	0.080 [0.777]	0.234 [0.999]	2.540 [0.990]	5.337 (0.149)

	$\gamma_i$	$\Delta$ IIBEX(-1)	$\Delta$ IIBEX(-2)	$\Delta$ DAX(-1)	$\Delta$ DAX(-2)	T	$\bar{R}^2$	Q <sub>1</sub>	Q <sub>5</sub>	Q <sub>10</sub>	F
$\Delta$ IIBEX	-0.003 (-0.988)	0.131 (*) (-3.811)	0.129 (*) (-3.672)	-0.188 (*) (-5.381)	-0.142 (*) (-3.955)	1191	3.4	0.054 [0.816]	2.037 [0.844]	6.739 [0.7509]	38.775 (**) [0.000]
$\Delta$ DAX	0.009 (*) (-2.549)	0.206 (*) (-6.095)	0.061 (-1.772)	-0.269 (*) (-7.848)	-0.060 (-1.7099)		5.6	0.054 [0.816]	3.519 [0.620]	5.631 [0.845]	45.161 (**) [0.000]

	$\gamma_i$	$\Delta$ FTSE(-1)	$\Delta$ FTSE(-2)	$\Delta$ FTSE(-3)	$\Delta$ IIBEX(-1)	$\Delta$ IIBEX(-2)	$\Delta$ IIBEX(-3)	T	$\bar{R}^2$	Q <sub>1</sub>	Q <sub>5</sub>	Q <sub>10</sub>	F
$\Delta$ FTSE	0.005 (-0.804)	0.019 (-0.545)	-0.041 (-1.167)	-0.048 (-1.358)	-0.022 (-0.828)	0.049 (-1.851)	0.039 (-1.4629)	1163	0.16	0.0311 [0.860]	1.0097 [0.962]	11.084 [0.863]	6.625 (0.085)
$\Delta$ IIBEX	0.029 (*) (-3.784)	-0.029 (-0.624)	-0.072 (-1.547)	-0.049 (-1.045)	0.050 (-1.449)	0.070 (-2.001)	0.004 (-0.127)		1.5	0.0169 [0.897]	0.6332 [0.959]	11.712 [0.896]	4.478 (0.214)



CUADRO IV-17

CAUSALIDAD A LARGO PLAZO Y MODELOS DE CORRECCIÓN DE ERROR DE LAS SERIES DE ÍNDICES BURSÁTILES DIARIAS QUE SE ENCUENTRAN COINTEGRADAS DURANTE EL PERIODO 3/6/92 - 11/5/98. (CONTINUACIÓN)

$$\Delta Y_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^n \beta_{1i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^m \beta_{1j} \Delta X_{t-j} + \gamma_1 \mu_{t-1} + \varepsilon_{1t}$$

$$\Delta X_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^p \beta_{2i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_{2j} \Delta X_{t-j} + \gamma_2 \mu_{t-1} + \varepsilon_{2t}$$

Los retardos han sido determinados considerando el criterio de información de Schwartz y verificando la inexistencia de autocorrelación en los residuos de forma conjunta a través del estadístico Q de Ljung-Box para 1, 5 y 10 retardos.  $\gamma_i$  son los términos de corrección de error retardados un periodo, que indican la presencia o no de causalidad a largo plazo. Entre corchetes aparece la probabilidad de aceptar la hipótesis nula de inexistencia de correlación serial en los residuos. Entre paréntesis se indica el valor del estadístico t-student. (\*) indica los coeficientes significativos al 5%. La causalidad a corto plazo se mide por el estadístico FS, T-K que contrasta la hipótesis nula de que un conjunto de coeficientes sean iguales a cero; donde K es el número de coeficientes del modelo sin restringir, S es el número de restricciones, T es el tamaño muestral. (\*\*) denota el rechazo de la hipótesis nula al 1%.  $\bar{R}^2$  es el coeficiente de determinación corregido.

	$\gamma_i$	$\Delta CAC(-1)$	$\Delta CAC(-2)$	$\Delta CAC(-3)$	$\Delta FTSE(-1)$	$\Delta FTSE(-2)$	$\Delta FTSE(-3)$	T	$\bar{R}^2$	Q1	Q5	Q10	F
$\Delta CAC$	<b>-0.022</b> (*) (-3.702)	-0.025 (-0.695)	0.057 (-1.621)	<b>-0.074</b> (*) (-2.078)	-0.025 (-0.557)	-0.031 (-0.699)	-0.028 (-0.634)	1204	2.0	0.004 [0.948]	0.089 [1.000]	4.314 [0.932]	1.330 (0.722)
$\Delta FTSE$	-0.009 (-1.878)	-0.016 (-0.558)	0.015 (-0.5349)	0.009 (-0.312)	0.026 (-0.714)	-0.038 (-1.053)	-0.029 (-0.812)		0.05	0.040 [0.891]	0.133 [0.857]	5.320 [0.865]	0.640 (0.887)

	$\gamma_i$	$\Delta DAX(-1)$	$\Delta DAX(-2)$	$\Delta DAX(-3)$	$\Delta FTSE(-1)$	$\Delta FTSE(-2)$	$\Delta FTSE(-3)$	T	$\bar{R}^2$	Q1	Q5	Q10	F
$\Delta DAX$	<b>0.003</b> (-0.902)	<b>-0.246</b> (*) (-7.464)	-0.057 (-1.705)	-0.012 (-0.3689)	<b>0.250</b> (*) (-5.916)	0.062 (-1.457)	-0.017 (-0.395)	1246	4.5	0.004 [0.948]	1.024 [0.961]	6.797 [0.744]	<b>38.166</b> (**) (0.000)
$\Delta FTSE$	<b>0.009</b> (*) (-3.455)	<b>-0.103</b> (*) (-4.058)	-0.031 (-1.214)	-0.020 (-0.777)	<b>0.090</b> (*) (-2.759)	-0.006 (-0.197)	-0.005 (-0.164)		1.8	0.034 [0.853]	2.124 [0.879]	7.388 [0.735]	<b>15.452</b> (**) (0.001)

	$\gamma_i$	$\Delta FTSE(-1)$	$\Delta FTSE(-2)$	$\Delta FTSE(-3)$	$\Delta DJI(-1)$	$\Delta DJI(-2)$	$\Delta DJI(-3)$	T	$\bar{R}^2$	Q1	Q5	Q10	F
$\Delta DJI$	<b>0.006</b> (*) (-3.227)	-0.019 (-0.630)	-0.038 (-1.200)	<b>-0.062</b> (*) (-1.972)	<b>0.056</b> (*) (-2.093)	0.019 (-0.711)	0.029 (-1.085)	1191	0.09	0.004 [0.948]	1.024 [0.961]	6.797 [0.744]	5.623 (0.229)
$\Delta FTSE$	<b>0.006</b> (*) (-3.058)	0.279 (-8.103)	<b>-0.080</b> (*) (-2.232)	0.027 (-0.747)	-0.029 (-0.955)	-0.030 (-0.987)	-0.020 (-0.667)		7.7	0.034 [0.853]	1.724 [0.772]	7.388 [0.696]	<b>80.306</b> (**) (0.000)

**CUADRO IV-18**  
**RESUMEN DE LA CAUSALIDAD A CORTO Y LARGO PLAZO**

En cada columna se muestra el sentido de la causalidad bivalente para cada uno de los periodos considerados. Dados dos índices expresados en rendimientos ( $X_t$  e  $Y_t$ ) si  $X_t \rightarrow Y_t$  indica que  $X_t$  causa o ayuda a predecir mejor a  $Y_t$ ; si  $X_t \leftrightarrow Y_t$  indica que la causalidad es en los dos sentidos; si  $X_t \sim Y_t$ , ninguna de las dos variables causa o ayuda a predecir mejor a la otra variable.

2/1/88-2/6/92		3/6/92-11/5/98	
LARGO PLAZO	CORTO PLAZO	LARGO PLAZO	CORTO PLAZO
IBEX $\leftrightarrow$ CAC	CAC $\rightarrow$ IBEX	IBEX $\rightarrow$ CAC	IBEX $\sim$ CAC
DJI $\rightarrow$ IBEX	DJI $\rightarrow$ IBEX	IBEX $\rightarrow$ DAX	IBEX $\leftrightarrow$ DAX
		FTSE $\rightarrow$ IBEX	FTSE $\sim$ IBEX
		FTSE $\rightarrow$ CAC	CAC $\sim$ FTSE
		DAX $\rightarrow$ FTSE	DAX $\leftrightarrow$ FTSE
		DJI $\leftrightarrow$ FTSE	DJI $\rightarrow$ FTSE

**CUADRO IV-19**  
**NÚMERO DE RETARDOS ÓPTIMO**  
**(2/1/88-11/5/98)**

Determinar el número de retardos necesario de cada serie (4, 3, 2 o 1) para eliminar la autocorrelación de los residuos en las cuatro ecuaciones del modelo de corrección de error, se presentan los estadísticos Q Ljung-Box y su probabilidad (*p-value*) con 1, 5 y 10 periodos retardados. El criterio de información de Schwarz (SC) permite comparar modelos con diferente número de retardos en las variables explicativas, prefiriendo aquél que minimice el valor de este estadístico.

Variable a explicar	Retardos	Retardos en las variables explicativas							
		4		3		2		1	
		Q	<i>p-value</i>	Q	<i>p-value</i>	Q	<i>p-value</i>	Q	<i>p-value</i>
$\Delta$ CAC	1	0.004	0.951	0.410	0.522	0.510	0.475	0.286	0.593
	5	2.363	0.797	1.782	0.878	6.136	0.293	6.601	0.252
	10	3.663	0.961	4.032	0.946	8.365	0.593	7.248	0.702
$\Delta$ DAX	1	0.290	0.590	0.510	0.475	0.913	0.339	1.121	0.290
	5	2.620	0.758	2.192	0.822	4.741	0.448	2.393	0.793
	10	3.384	0.971	5.634	0.845	8.092	0.620	4.961	0.894
$\Delta$ FTSE	1	0.027	0.870	0.672	0.412	0.006	0.939	0.185	0.667
	5	0.229	0.999	1.027	0.960	1.560	0.906	2.102	0.835
	10	1.482	0.999	3.434	0.969	6.148	0.803	6.739	0.750
$\Delta$ IBEX	1	0.037	0.848	0.136	0.712	0.357	0.550	0.000	0.992
	5	1.865	0.868	2.117	0.833	1.648	0.895	0.590	0.988
	10	2.784	0.986	2.738	0.987	2.626	0.989	1.616	0.999
$\Delta$ NIKKEI	1	0.266	0.605	0.667	0.414	0.821	0.365	0.192	0.661
	5	3.982	0.552	3.035	0.695	2.377	0.795	3.637	0.603
	10	4.782	0.905	6.998	0.726	5.519	0.854	8.041	0.625
$\Delta$ DJI	1	0.033	0.857	0.245	0.620	0.001	0.976	0.033	0.857
	5	1.114	0.953	0.637	0.986	1.822	0.873	3.148	0.677
	10	2.369	0.993	3.022	0.981	5.070	0.886	6.469	0.774
<b>CRITERIO DE INFORMACIÓN</b>									
Retardos		4		3		2		1	
SC		-37.815		-38.057		-38.261		-38.454	

**CUADRO IV-20**  
**CAUSALIDAD A CORTO PLAZO DE LAS SERIES DE ÍNDICES BURSÁTILES**  
**EUROPEOS DURANTE EL PERIODO 2/1/88-11/5/98.**

En la primera fila se encuentran las variables a explicar, mientras que en la primera columna se representa las variables explicativas. Entre paréntesis se indica el estadístico *t-student* y con (\*) se denota los coeficientes significativos al 5%. T es el número de observaciones.  $R^2$  es el coeficiente de determinación corregido.

	$\Delta CAC$	$\Delta DAX$	$\Delta FTSE$	$\Delta IBEX$	$\Delta NIKKEI$	$\Delta DJI$
$\Delta CAC(-1)$	0.086 (-1.954)	0.151 (-3.439)	-0.041 (-1.101)	0.034 (-0.774)	0.102 (-1.649)	-0.002 (-0.063)
$\Delta CAC(-2)$	<b>0.096</b> (*) (-2.181)	0.076 (-1.722)	-0.047 (-1.279)	-0.014 (-0.309)	-0.021 (-0.335)	0.024 (-0.705)
$\Delta CAC(-3)$	-0.074 (-1.679)	-0.017 (-0.381)	-0.026 (-0.694)	0.031 (-0.699)	0.052 (-0.845)	0.007 (-0.208)
$\Delta CAC(-4)$	0.077 (-1.772)	0.018 (-0.422)	0.069 (-1.898)	0.054 (-1.245)	-0.081 (-1.319)	0.020 (-0.609)
$\Delta DAX(-1)$	<b>-0.084</b> (*) (-2.118)	<b>-0.180</b> (*) (-4.514)	-0.059 (-1.761)	-0.069 (-1.741)	-0.091 (-1.622)	-0.042 (-1.372)
$\Delta DAX(-2)$	-0.038 (-0.918)	-0.024 (-0.579)	0.002 (-0.054)	-0.046 (-1.117)	-0.034 (-0.588)	0.028 (-0.887)
$\Delta DAX(-3)$	0.006 (-0.159)	0.042 (-1.036)	-0.003 (-0.076)	-0.025 (-0.625)	-0.086 (-1.497)	-0.052 (-1.657)
$\Delta DAX(-4)$	0.008 (-0.199)	0.024 (-0.630)	0.046 (-1.410)	0.044 (-1.137)	<b>0.151</b> (*) (-2.783)	0.022 (-0.734)
$\Delta FTSE(-1)$	-0.065 (-1.431)	-0.011 (-0.241)	<b>0.085</b> (*) (-2.210)	0.033 (-0.710)	0.007 (-0.112)	<b>0.113</b> (*) (-3.210)
$\Delta FTSE(-2)$	-0.061 (-1.319)	-0.040 (-0.854)	0.001 (-0.002)	0.061 (-1.301)	0.063 (-0.959)	0.017 (-0.490)
$\Delta FTSE(-3)$	-0.014 (-0.300)	-0.066 (-1.413)	-0.051 (-1.303)	-0.034 (-0.731)	-0.034 (-0.529)	0.007 (-0.188)
$\Delta FTSE(-4)$	-0.055 (-1.178)	0.028 (-0.598)	<b>-0.093</b> (*) (-2.364)	-0.037 (-0.784)	0.014 (-0.214)	-0.019 (-0.539)
$\Delta IBEX(-1)$	-0.048 (-1.291)	0.043 (-1.136)	0.056 (-1.779)	0.036 (-0.950)	0.021 (-0.405)	0.014 (-0.480)
$\Delta IBEX(-2)$	0.061 (-1.615)	0.065 (-1.722)	<b>0.063</b> (*) (-1.979)	0.045 (-1.183)	0.099 (-1.853)	-0.015 (-0.523)
$\Delta IBEX(-3)$	0.022 (-0.570)	-0.020 (-0.526)	0.052 (-1.640)	0.012 (-0.319)	<b>0.140</b> (*) (-2.635)	-0.005 (-0.167)
$\Delta IBEX(-4)$	-0.003 (-0.082)	0.008 (-0.214)	0.006 (-0.193)	-0.036 (-0.950)	0.052 (-0.968)	0.007 (-0.258)
$\Delta NIKKEI(-1)$	-0.036 (-1.586)	<b>-0.064</b> (*) (-2.793)	<b>-0.042</b> (*) (-2.199)	<b>-0.056</b> (*) (-2.455)	<b>-0.068</b> (*) (-2.14)	-0.020 (-1.135)
$\Delta NIKKEI(-2)$	-0.040 (-1.758)	<b>-0.047</b> (*) (-2.038)	-0.016 (-0.853)	-0.011 (-0.477)	-0.062 (-1.927)	-0.006 (-0.320)
$\Delta NIKKEI(-3)$	-0.016 (-0.706)	0.004 (-0.183)	-0.014 (-0.735)	-0.014 (-0.619)	-0.020 (-0.607)	0.014 (-0.789)
$\Delta NIKKEI(-4)$	-0.027 (-1.181)	0.003 (-0.147)	-0.011 (-0.564)	-0.012 (-0.499)	-0.001 (-0.029)	-0.007 (-0.370)
$\Delta DJI(-1)$	<b>0.365</b> (*) (-8.852)	<b>0.511</b> (*) (-12.373)	<b>0.211</b> (*) (-6.112)	<b>0.370</b> (*) (-8.984)	<b>0.375</b> (*) (-6.484)	-0.018 (-0.559)
$\Delta DJI(-2)$	<b>-0.098</b> (*) (-2.235)	<b>-0.106</b> (*) (-2.408)	-0.060 (-1.647)	-0.051 (-1.161)	-0.041 (-0.674)	-0.009 (-0.283)
$\Delta DJI(-3)$	-0.004 (-0.092)	0.038 (-0.848)	0.023 (-0.608)	-0.015 (-0.343)	-0.061 (-0.971)	-0.040 (-1.185)
$\Delta DJI(-4)$	0.007 (-0.171)	-0.020 (-0.478)	-0.009 (-0.240)	0.055 (-1.289)	-0.051 (-0.850)	0.019 (-0.574)
T	1127					
$R^2$ (%)	10.1	18.2	7.5	9.8	7.7	1.9

**CUADRO IV-21**  
**CAUSALIDAD A CORTO PLAZO EN EL PERIODO 2/1/88-11/5/98**

En la primera fila se encuentran las variables a explicar, y en la primera columna las variables explicativas. La causalidad a corto plazo se mide por el estadístico  $F_{S,T,K}$ , que contrasta la hipótesis nula de que un conjunto de coeficientes son iguales a cero, donde  $K$  es el número de coeficientes del modelo sin restringir,  $S$  es el número de restricciones y  $T$  es el tamaño muestral.  $p$ -value es el nivel de probabilidad al que se acepta la hipótesis nula y con (\*) y (\*\*) se denota aquellos valores que rechazan la hipótesis nula para un nivel de significatividad del 1 % (valor crítico 3.32) y 5% (valor crítico 2.37), respectivamente.

	$\Delta CAC$		$\Delta DAX$		$\Delta FTSE$		$\Delta IBEX$		$\Delta NIKKEI$		$\Delta DJI$	
	F	<i>p-value</i>	F	<i>p-value</i>	F	<i>p-value</i>	F	<i>p-value</i>	F	<i>p-value</i>	F	<i>p-value</i>
$\Delta CAC$			<b>4.036<sup>(*)</sup></b>	0.003	2.060	0.084	1.184	0.316	1.521	0.194	0.312	0.870
$\Delta DAX$	0.911	0.457			1.255	0.286	1.022	0.395	<b>3.695<sup>(*)</sup></b>	0.005	1.250	0.288
$\Delta FTSE$	1.169	0.323	0.604	0.660			0.781	0.538	0.495	0.739	2.351	0.055
$\Delta IBEX$	1.330	0.257	0.740	0.565	<b>3.212<sup>(**)</sup></b>	0.012			2.067	0.085	0.150	0.963
$\Delta NIKKEI$	1.570	0.180	<b>3.133<sup>(**)</sup></b>	0.014	1.094	0.358	1.320	0.260			0.840	0.500
$\Delta DJI$	<b>23.190<sup>(*)</sup></b>	0.000	<b>45.515<sup>(*)</sup></b>	0.000	<b>10.359<sup>(*)</sup></b>	0.000	<b>23.321<sup>(*)</sup></b>	0.000	<b>12.022<sup>(*)</sup></b>	0.000		

**CUADRO IV-22**  
**NÚMERO DE RETARDOS ÓPTIMO**  
**(2/1/88-2/6/92)**

Determinar el número de retardos necesario de cada serie (4, 3, 2 o 1) para eliminar la autocorrelación de los residuos en las cuatro ecuaciones del modelo de corrección de error, se presentan los estadísticos Q Ljung-Box y su probabilidad (*p-value*) con 1, 5 y 10 periodos retardados. El criterio de información de Schwarz (SC) permite comparar modelos con diferente número de retardos en las variables explicativas, prefiriendo aquél que minimice el valor de este estadístico.

Variable a explicar	Retardos	Retardos en las variables explicativas							
		4		3		2		1	
		Q	<i>p-value</i>	Q	<i>p-value</i>	Q	<i>p-value</i>	Q	<i>p-value</i>
$\Delta$ CAC	1	0.042	0.837	0.663	0.415	0.183	0.668	0.189	0.664
	5	1.692	0.890	3.093	0.686	2.125	0.832	3.203	0.669
	10	3.779	0.957	4.524	0.921	3.267	0.974	3.628	0.963
$\Delta$ DAX	1	0.295	0.587	0.330	0.566	1.713	0.191	3.632	0.057
	5	2.493	0.778	2.217	0.818	5.628	0.344	4.661	0.459
	10	3.780	0.957	3.913	0.951	7.351	0.692	6.156	0.802
$\Delta$ FTSE	1	0.040	0.842	0.073	0.787	0.109	0.741	0.157	0.692
	5	0.822	0.976	4.902	0.428	5.884	0.318	7.075	0.215
	10	3.461	0.968	8.902	0.541	9.620	0.474	8.786	0.553
$\Delta$ IBEX	1	0.120	0.729	0.131	0.717	0.273	0.602	0.090	0.764
	5	4.980	0.418	3.997	0.550	2.913	0.713	5.701	0.336
	10	6.761	0.748	5.242	0.874	3.518	0.966	6.656	0.757
$\Delta$ NIKKEI	1	0.222	0.637	1.671	0.196	0.556	0.456	0.004	0.950
	5	3.096	0.685	3.250	0.661	1.230	0.942	10.950	0.052
	10	4.904	0.898	6.454	0.776	7.140	0.712	17.662	0.061
$\Delta$ DJI	1	0.118	0.732	0.000	0.988	0.298	0.585	0.094	0.759
	5	2.766	0.736	3.370	0.643	1.946	0.857	1.555	0.907
	10	3.925	0.951	4.887	0.899	6.905	0.734	5.789	0.833

**CRITERIO DE INFORMACIÓN**

Retardos	4	3	2	1
SC	-36.866	-37.237	-37.649	-37.948

**CUADRO IV-23**  
**CAUSALIDAD A CORTO PLAZO DE LAS SERIES DE ÍNDICES BURSÁTILES**  
**EUROPEOS DURANTE EL PERIODO 2/1/88-2/6/92.**

En la primera fila se encuentran las variables a explicar, en la primera columna las variables explicativas. Entre paréntesis se indica el estadístico *t-student* y con (\*) se denota los coeficientes significativos al 5%. T es el número de observaciones.  $R^2$  es el coeficiente de determinación corregido.

	$\Delta CAC$	$\Delta DAX$	$\Delta FTSE$	$\Delta IBEX$	$\Delta NIKKEI$	$\Delta DJI$
$\Delta CAC(-1)$	0.067 (-0.931)	0.007 (-0.102)	-0.143 (*) (-2.315)	0.025 (-0.392)	0.077 (-0.861)	-0.098 (-1.870)
$\Delta CAC(-2)$	0.071 (-0.963)	0.067 (-0.902)	-0.044 (-0.684)	-0.013 (-0.198)	-0.068 (-0.738)	0.064 (-1.191)
$\Delta CAC(-3)$	-0.005 (-0.074)	-0.007 (-0.095)	-0.102 (-1.615)	0.085 (-1.318)	0.120 (-1.309)	-0.034 (-0.630)
$\Delta CAC(-4)$	0.027 (-0.372)	0.061 (-0.837)	0.084 (-1.346)	0.017 (-0.268)	-0.073 (-0.802)	0.039 (-0.738)
$\Delta DAX(-1)$	0.043 (-0.646)	0.026 (-0.397)	0.025 (-0.447)	0.063 (-1.085)	0.001 (-0.008)	0.030 (-0.617)
$\Delta DAX(-2)$	0.056 (-0.820)	0.083 (-1.221)	0.042 (-0.709)	0.073 (-1.228)	-0.060 (-0.700)	0.026 (-0.528)
$\Delta DAX(-3)$	-0.023 (-0.347)	0.023 (-0.335)	0.046 (-0.794)	-0.025 (-0.418)	-0.128 (-1.512)	-0.042 (-0.864)
$\Delta DAX(-4)$	0.033 (-0.533)	-0.015 (-0.241)	0.041 (-0.761)	0.034 (-0.633)	0.099 (-1.280)	0.029 (-0.638)
$\Delta FTSE(-1)$	-0.014 (-0.210)	0.086 (-1.259)	<b>0.167 (*)</b> (-2.859)	0.088 (-1.482)	0.001 (-0.017)	<b>0.129 (*)</b> (-2.619)
$\Delta FTSE(-2)$	-0.105 (-1.464)	<b>-0.150 (*)</b> (-2.082)	-0.065 (-1.048)	0.031 (-0.487)	0.083 (-0.919)	-0.009 (-0.167)
$\Delta FTSE(-3)$	-0.049 (-0.683)	-0.099 (-1.360)	-0.021 (-0.344)	-0.043 (-0.670)	-0.097 (-1.071)	-0.012 (-0.219)
$\Delta FTSE(-4)$	0.071 (-0.944)	0.101 (-1.341)	0.020 (-0.311)	0.111 (-1.688)	0.113 (-1.202)	-0.029 (-0.535)
$\Delta IBEX(-1)$	-0.068 (-1.034)	-0.092 (-1.414)	0.046 (-0.809)	-0.076 (-1.330)	0.102 (-1.248)	-0.004 (-0.091)
$\Delta IBEX(-2)$	0.068 (-1.042)	0.091 (-1.400)	0.030 (-0.530)	0.022 (-0.379)	<b>0.172 (*)</b> (-2.107)	-0.015 (-0.320)
$\Delta IBEX(-3)$	0.011 (-0.170)	-0.006 (-0.096)	0.044 (-0.775)	0.022 (-0.387)	<b>0.207 (*)</b> (-2.516)	0.008 (-0.159)
$\Delta IBEX(-4)$	-0.035 (-0.556)	-0.046 (-0.721)	0.000 (-0.003)	-0.012 (-0.208)	0.068 (-0.852)	0.017 (-0.374)
$\Delta NIKKEI(-1)$	-0.072 (-1.699)	-0.081 (-1.750)	-0.059 (-1.624)	-0.015 (-0.398)	-0.062 (-1.174)	-0.001 (-0.033)
$\Delta NIKKEI(-2)$	-0.050 (-1.134)	-0.021 (-0.483)	0.030 (-0.804)	-0.006 (-0.152)	-0.097 (-1.774)	-0.027 (-0.864)
$\Delta NIKKEI(-3)$	-0.001 (-0.026)	0.045 (-1.026)	0.005 (-0.136)	-0.010 (-0.272)	0.004 (-0.076)	0.041 (-1.291)
$\Delta NIKKEI(-4)$	-0.022 (-0.519)	0.017 (-0.400)	-0.023 (-0.638)	-0.029 (-0.770)	-0.058 (-1.081)	-0.056 (-1.817)
$\Delta DJI(-1)$	<b>0.245 (*)</b> (-3.644)	<b>0.326 (*)</b> (-4.843)	<b>0.155 (*)</b> (-2.667)	<b>0.300 (*)</b> (-5.088)	<b>0.267 (*)</b> (-3.167)	0.033 (-0.672)
$\Delta DJI(-2)$	-0.121 (-1.794)	-0.098 (-1.454)	-0.099 (-1.702)	-0.083 (-1.398)	-0.146 (-1.731)	-0.049 (-1.003)
$\Delta DJI(-3)$	0.025 (-0.365)	-0.003 (-0.039)	-0.022 (-0.363)	-0.017 (-0.289)	-0.042 (-0.485)	0.001 (-0.013)
$\Delta DJI(-4)$	0.014 (-0.228)	0.020 (-0.320)	0.006 (-0.102)	0.030 (-0.546)	-0.076 (-0.960)	0.072 (-1.567)
T	478					
$R^2$ (%)	7.2	11.0	7.9	11.7	9.1	5.1

**CUADRO IV-24**  
**CAUSALIDAD A CORTO PLAZO EN EL PERIODO 2/1/88-2/6/92**

En la primera fila se encuentran las variables a explicar, y en la primera columna las variables explicativas. La causalidad a corto plazo se mide por el estadístico  $F_{S,T,K}$ , que contrasta la hipótesis nula de que un conjunto de coeficientes son iguales a cero, donde K es el número de coeficientes del modelo sin restringir, S es el número de restricciones y T es el tamaño muestral. *p-value* es el nivel de probabilidad al que se acepta la hipótesis nula y con (\*) y (\*\*) se denota aquellos valores que rechazan la hipótesis nula para un nivel de significatividad del 1 % (valor crítico 3.32) y 5% (valor crítico 2.37), respectivamente.

	$\Delta CAC$		$\Delta DAX$		$\Delta FTSE$		$\Delta IBEX$		$\Delta NIKKEI$		$\Delta DJI$	
	F	<i>p-value</i>	F	<i>p-value</i>	F	<i>p-value</i>	F	<i>p-value</i>	F	<i>p-value</i>	F	<i>p-value</i>
$\Delta CAC$			0.849	0.494	2.870	0.023	1.122	0.345	1.039	0.387	0.632	0.640
$\Delta DAX$	0.441	0.779			0.676	0.609	0.307	0.873	1.459	0.214	0.321	0.864
$\Delta FTSE$	1.107	0.352	1.672	0.155			2.198	0.068	2.092	0.081	1.571	0.181
$\Delta IBEX$	0.534	0.711	0.878	0.477	0.820	0.513			1.812	0.125	0.039	0.997
$\Delta NIKKEI$	1.078	0.367	1.759	0.136	0.379	0.824	0.292	0.883				
$\Delta DJI$	<b>4.722</b> (*)	0.000	<b>6.805</b> (*)	0.000	<b>2.305</b> (*)	0.057	<b>7.992</b> (*)	0.000	<b>3.175</b> (**)	0.014	1.583	0.177



**CUADRO IV-25**  
**NÚMERO DE RETARDOS ÓPTIMO**  
**(3/6/92-11/5/98)**

Determinar el número de retardos necesario de cada serie (4, 3, 2 o 1) para eliminar la autocorrelación de los residuos en las cuatro ecuaciones del modelo de corrección de error, se presentan los estadísticos Q Ljung-Box y su probabilidad (*p-value*) con 1, 5 y 10 periodos retardados. El criterio de información de Schwarz (SC) permite comparar modelos con diferente número de retardos en las variables explicativas, prefiriendo aquél que minimice el valor de este estadístico.

Variable a explicar	Retardos	Retardos en las variables explicativas							
		4		3		2		1	
		Q	<i>p-value</i>	Q	<i>p-value</i>	Q	<i>p-value</i>	Q	<i>p-value</i>
ΔCAC	1	0.069	0.793	0.019	0.891	0.407	0.524	0.288	0.592
	5	2.045	0.843	2.144	0.829	5.728	0.334	7.641	0.177
	10	3.072	0.980	3.765	0.957	7.515	0.676	8.493	0.581
ΔDAX	1	0.104	0.747	0.144	0.704	0.022	0.882	0.227	0.634
	5	0.784	0.978	0.931	0.968	3.386	0.641	1.699	0.889
	10	2.405	0.992	4.067	0.944	6.555	0.767	3.573	0.965
ΔFTSE	1	0.020	0.888	0.523	0.469	0.153	0.696	0.047	0.829
	5	2.084	0.837	11.187	0.048	9.143	0.103	7.804	0.167
	10	4.053	0.945	14.591	0.148	13.372	0.204	14.845	0.138
ΔIBEX	1	0.019	0.890	0.030	0.863	0.302	0.582	0.478	0.489
	5	3.711	0.592	4.436	0.489	3.764	0.584	1.788	0.878
	10	4.554	0.919	4.908	0.897	5.378	0.865	4.519	0.921
ΔNIKKEI	1	0.166	0.684	0.035	0.852	0.146	0.702	0.242	0.623
	5	2.833	0.726	1.684	0.891	1.880	0.865	1.397	0.925
	10	4.824	0.903	6.581	0.764	6.237	0.795	4.959	0.894
ΔDJI	1	0.098	0.754	0.353	0.553	0.175	0.675	0.501	0.479
	5	1.563	0.906	2.969	0.705	4.135	0.530	5.078	0.406
	10	5.103	0.884	6.460	0.775	9.910	0.448	11.479	0.321
<b>CRITERIO DE INFORMACIÓN</b>									
Retardos		4		3		2		1	
SC		-37.802		-38.280		-38.613		-38.921	

**CUADRO IV-26**  
**CAUSALIDAD A CORTO PLAZO DE LAS SERIES DE ÍNDICES BURSÁTILES**  
**EUROPEOS DURANTE EL PERIODO 3/6/92-11/5/98**

En la primera fila se encuentran las variables a explicar, y la primera columna las variables explicativas. Entre paréntesis se indica el estadístico *t-student* y con (\*) se denota los coeficientes significativos al 5%. T es el número de observaciones.  $R^2$  es el coeficiente de determinación corregido.

	$\Delta CAC$	$\Delta DAX$	$\Delta FTSE$	$\Delta IBEX$	$\Delta NIKKEI$	$\Delta DJI$
$\Delta CAC(-1)$	0.072 (-1.269)	<b>0.211</b> (*) (-3.796)	0.020 (-0.439)	-0.013 (-0.204)	0.119 (-1.340)	0.047 (-1.013)
$\Delta CAC(-2)$	0.105 (-1.880)	0.079 (-1.457)	-0.040 (-0.878)	-0.017 (-0.280)	0.027 (-0.315)	0.005 (-0.118)
$\Delta CAC(-3)$	-0.107 (-1.888)	-0.027 (-0.494)	0.021 (-0.454)	0.032 (-0.512)	-0.001 (-0.015)	0.013 (-0.286)
$\Delta CAC(-4)$	0.088 (-1.570)	-0.033 (-0.605)	0.060 (-1.313)	0.076 (-1.226)	-0.123 (-1.408)	0.010 (-0.218)
$\Delta DAX(-1)$	<b>-0.209</b> (*) (-4.035)	<b>-0.330</b> (*) (-6.537)	<b>-0.116</b> (*) (-2.725)	<b>-0.189</b> (*) (-3.309)	<b>-0.201</b> (*) (-2.485)	<b>-0.098</b> (*) (-2.310)
$\Delta DAX(-2)$	-0.104 (-1.916)	-0.087 (-1.641)	-0.030 (-0.680)	<b>-0.165</b> (*) (-2.756)	0.008 (-0.100)	0.021 (-0.464)
$\Delta DAX(-3)$	0.000 (-0.006)	0.072 (-1.359)	-0.016 (-0.364)	-0.067 (-1.114)	-0.046 (-0.545)	-0.021 (-0.469)
$\Delta DAX(-4)$	-0.030 (-0.593)	0.066 (-1.320)	0.053 (-1.280)	0.026 (-0.453)	<b>0.200</b> (*) (-2.518)	0.028 (-0.668)
$\Delta FTSE(-1)$	<b>-0.130</b> (*) (-2.025)	-0.119 (-1.902)	-0.002 (-0.035)	-0.046 (-0.642)	-0.014 (-0.144)	0.101 (-1.924)
$\Delta FTSE(-2)$	-0.027 (-0.435)	0.042 (-0.678)	0.031 (-0.604)	0.072 (-1.045)	0.039 (-0.397)	0.033 (-0.645)
$\Delta FTSE(-3)$	0.029 (-0.471)	0.014 (-0.233)	-0.057 (-1.124)	-0.019 (-0.281)	0.035 (-0.360)	0.034 (-0.666)
$\Delta FTSE(-4)$	<b>-0.141</b> (*) (-2.289)	-0.018 (-0.300)	<b>-0.202</b> (*) (-4.013)	-0.130 (-1.924)	-0.069 (-0.723)	0.002 (-0.039)
$\Delta IBEX(-1)$	-0.004 (-0.084)	<b>0.147</b> (*) (-3.212)	0.060 (-1.556)	<b>0.127</b> (*) (-2.443)	0.000 (-0.001)	0.026 (-0.688)
$\Delta IBEX(-2)$	0.068 (-1.412)	0.054 (-1.140)	<b>0.080</b> (*) (-2.023)	0.074 (-1.390)	0.070 (-0.928)	-0.004 (-0.100)
$\Delta IBEX(-3)$	0.025 (-0.531)	-0.049 (-1.057)	0.033 (-0.850)	0.013 (-0.239)	0.084 (-1.132)	-0.020 (-0.502)
$\Delta IBEX(-4)$	0.034 (-0.713)	0.051 (-1.088)	0.029 (-0.735)	-0.026 (-0.485)	0.066 (-0.880)	-0.005 (-0.130)
$\Delta NIKKEI(-1)$	-0.006 (-0.211)	-0.030 (-1.157)	-0.031 (-1.439)	<b>-0.073</b> (*) (-2.467)	-0.057 (-1.372)	-0.026 (-1.177)
$\Delta NIKKEI(-2)$	-0.024 (-0.890)	-0.039 (-1.493)	-0.030 (-1.351)	-0.007 (-0.246)	-0.050 (-1.206)	0.010 (-0.469)
$\Delta NIKKEI(-3)$	-0.029 (-1.080)	-0.026 (-1.001)	-0.027 (-1.232)	-0.023 (-0.775)	-0.028 (-0.674)	0.003 (-0.159)
$\Delta NIKKEI(-4)$	-0.034 (-1.269)	-0.013 (-0.497)	-0.015 (-0.697)	-0.017 (-0.558)	0.020 (-0.487)	0.010 (-0.473)
$\Delta DJI(-1)$	<b>0.460</b> (*) (-8.826)	<b>0.668</b> (*) (-13.164)	<b>0.270</b> (*) (-6.331)	<b>0.414</b> (*) (-7.204)	<b>0.461</b> (*) (-5.676)	-0.048 (-1.133)
$\Delta DJI(-2)$	-0.014 (-0.238)	-0.044 (-0.773)	-0.008 (-0.166)	0.044 (-0.673)	0.090 (-0.982)	0.042 (-0.866)
$\Delta DJI(-3)$	-0.051 (-0.851)	0.044 (-0.751)	0.056 (-1.149)	0.006 (-0.085)	-0.112 (-1.202)	-0.076 (-1.568)
$\Delta DJI(-4)$	0.013 (-0.221)	-0.064 (-1.088)	0.000 (-0.003)	0.071 (-1.070)	-0.031 (-0.327)	-0.054 (-1.101)
T	649					
$R^2$ (%)	18.3	32.9	12.4	14.0	9.5	2.6

**CUADRO IV-27**  
**CAUSALIDAD A CORTO PLAZO EN EL PERIODO 3/6/92-11/5/98**

En la primera fila se encuentran las variables a explicar, y en la primera columna las variables explicativas. La causalidad a corto plazo se mide por el estadístico  $F_{S, T-K}$ , que contrasta la hipótesis nula de que un conjunto de coeficientes son iguales a cero, donde K es el número de coeficientes del modelo sin restringir, S es el número de restricciones y T es el tamaño muestral. *p-value* es el nivel de probabilidad al que se acepta la hipótesis nula y con (\*) y (\*\*) se denota aquellos valores que rechazan la hipótesis nula para un nivel de significatividad del 1 % (valor crítico 3.32) y 5% (valor crítico 2.37), respectivamente.

Variable a explicar	$\Delta$ CAC		$\Delta$ DAX		$\Delta$ FTSE		$\Delta$ ISEX		$\Delta$ NIKKEI		$\Delta$ DJI	
	F	<i>p-value</i>	F	<i>p-value</i>	F	<i>p-value</i>	F	<i>p-value</i>	F	<i>p-value</i>	F	<i>p-value</i>
$\Delta$ CAC			<b>3.420</b> (*)	0.009	0.443	0.778	0.279	0.891	0.993	0.410	0.391	0.815
$\Delta$ DAX	<b>2.850</b> (**)	0.023			2.081	0.082	<b>2.454</b> (**)	0.045	<b>3.239</b> (**)	0.012	0.914	0.455
$\Delta$ FTSE	1.318	0.262	0.582	0.676			0.161	0.958	0.334	0.855	0.712	0.584
$\Delta$ ISEX	1.200	0.309	2.872	0.022	2.289	0.058			1.254	0.287	0.170	0.954
$\Delta$ NIKKEI	0.735	0.568	0.536	0.709	0.716	0.581	0.826	0.509			0.485	0.746
$\Delta$ DJI	<b>16.386</b> (*)	0.000	<b>18.465</b> (*)	0.000	<b>11.201</b> (*)	0.000	<b>13.033</b> (*)	0.000	<b>9.804</b> (*)	0.000		

**CUADRO IV-28**  
**NÚMERO DE RETARDOS ÓPTIMO**  
**(3/6/92-11/5/98)**

Con el fin de determinar el número de retardos necesario de cada serie (3, 2 o 1) para eliminar la autocorrelación de los residuos en las cuatro ecuaciones del modelo de corrección de error, se presentan los estadísticos Q Ljung-Box y su probabilidad (*p-value*) con 1, 5 y 10 periodos retardados. Además, el criterio de información de Schwarz (SC) permite comparar modelos con diferente número de retardos en las variables explicativas, prefiriendo aquél que minimice el valor de este estadístico.

Variable a explicar	Retardos	Retardos en las variables explicativas					
		3		2		1	
		Q	<i>p-value</i>	Q	<i>p-value</i>	Q	<i>p-value</i>
ΔCAC	1	0.121	0.728	0.222	0.637	0.660	0.416
	5	0.561	0.990	4.529	0.476	10.030	0.074
	10	2.873	0.984	6.536	0.768	11.647	0.309
ΔDAX	1	0.001	0.974	0.235	0.628	1.372	0.242
	5	2.514	0.774	5.173	0.395	4.274	0.511
	10	5.644	0.844	8.763	0.555	7.407	0.687
ΔFTSE	1	0.018	0.895	0.321	0.571	0.013	0.908
	5	1.009	0.962	3.777	0.582	4.087	0.537
	10	7.944	0.634	13.944	0.176	14.157	0.166
ΔIBEX	1	0.003	0.955	0.940	0.332	0.424	0.515
	5	1.000	0.963	1.891	0.864	3.600	0.608
	10	6.200	0.798	7.421	0.685	10.705	0.381
<b>Retardos SC</b>		<b>4</b>		<b>2</b>		<b>1</b>	
		-25.932		-26.138		-26.258	

**CUADRO IV-29**  
**MODELO DE CORRECCIÓN DE ERROR PARA LOS MERCADOS EUROPEOS EN**  
**EL PERIODO 3/6/92-11/5/98.**

$$\begin{aligned} \Delta CAC_t &= \alpha_1 + \sum_{i=1}^a \beta_{i1} \Delta CAC_{t-i} + \sum_{j=1}^b \delta_{j1} \Delta DAX_{t-j} + \sum_{k=1}^c \omega_{k1} \Delta FTSE_{t-k} + \sum_{l=1}^d \eta_{l1} \Delta IBEX_{t-l} + \gamma_1 \mu_{t-1} + \varepsilon_{t1} \\ \Delta DAX_t &= \alpha_2 + \sum_{i=1}^a \beta_{i2} \Delta CAC_{t-i} + \sum_{j=1}^b \delta_{j2} \Delta DAX_{t-j} + \sum_{k=1}^c \omega_{k2} \Delta FTSE_{t-k} + \sum_{l=1}^d \eta_{l2} \Delta IBEX_{t-l} + \gamma_2 \mu_{t-1} + \varepsilon_{t2} \\ \Delta FTSE_t &= \alpha_3 + \sum_{i=1}^a \beta_{i3} \Delta CAC_{t-i} + \sum_{j=1}^b \delta_{j3} \Delta DAX_{t-j} + \sum_{k=1}^c \omega_{k3} \Delta FTSE_{t-k} + \sum_{l=1}^d \eta_{l3} \Delta IBEX_{t-l} + \gamma_3 \mu_{t-1} + \varepsilon_{t3} \\ \Delta IBEX_t &= \alpha_4 + \sum_{i=1}^a \beta_{i4} \Delta CAC_{t-i} + \sum_{j=1}^b \delta_{j4} \Delta DAX_{t-j} + \sum_{k=1}^c \omega_{k4} \Delta FTSE_{t-k} + \sum_{l=1}^d \eta_{l4} \Delta IBEX_{t-l} + \gamma_4 \mu_{t-1} + \varepsilon_{t4} \end{aligned}$$

En la primera fila se encuentran las variables a explicar, mientras que en la primera columna se representa las variables explicativas. Entre paréntesis se indica el estadístico t-student y con (\*) se denota los coeficientes significativos al 5%. T es el número de observaciones.  $\bar{R}^2$  es el coeficiente de determinación corregido.

	$\Delta CAC$	$\Delta DAX$	$\Delta FTSE$	$\Delta IBEX$
$\gamma_i$ (i= 1, 2, 3 y 4)	<b>-0.028</b> (*) (-3.808)	<b>-0.022</b> (*) (-2.823)	-0.011 (-1.846)	0.006 (-0.686)
$\Delta CAC(-1)$	0.077 (-1.745)	<b>0.249</b> (*) (-5.284)	0.046 (-1.230)	0.049 (-1.014)
$\Delta CAC(-2)$	<b>0.105</b> (*) (-2.329)	0.069 (-1.446)	0.028 (-0.750)	-0.022 (-0.444)
$\Delta CAC(-3)$	-0.068 (-1.504)	0.021 (-0.433)	0.008 (-0.203)	0.010 (-0.202)
$\Delta DAX(-1)$	<b>-0.207</b> (*) (-5.386)	<b>-0.409</b> (*) (-10.031)	<b>-0.127</b> (*) (-3.963)	<b>-0.219</b> (*) (-5.204)
$\Delta DAX(-2)$	<b>-0.173</b> (*) (-4.228)	<b>-0.119</b> (*) (-2.746)	<b>-0.085</b> (*) (-2.487)	<b>-0.174</b> (*) (-3.876)
$\Delta DAX(-3)$	-0.016 (-0.392)	0.026 (-0.605)	-0.016 (-0.474)	-0.027 (-0.625)
$\Delta FTSE(-1)$	0.025 (-0.513)	0.032 (-0.618)	0.057 (-1.387)	0.055 (-1.020)
$\Delta FTSE(-2)$	0.007 (-0.136)	0.029 (-0.562)	-0.016 (-0.380)	0.044 (-0.815)
$\Delta FTSE(-3)$	-0.006 (-0.119)	-0.004 (-0.084)	-0.013 (-0.307)	0.002 (-0.031)
$\Delta IBEX(-1)$	-0.036 (-0.939)	<b>0.135</b> (*) (-3.344)	-0.009 (-0.283)	0.063 (-1.516)
$\Delta IBEX(-2)$	<b>0.081</b> (*) (-2.098)	0.069 (-1.686)	0.063 (-1.964) (*)	0.136 (-3.206)
$\Delta IBEX(-3)$	0.010 (-0.258)	-0.073 (-1.763)	0.021 (-0.643)	-0.008 (-0.187)
T	1005			
$\bar{R}^2$ (%)	6.5	10.9	1.9	3.9

**CUADRO IV-30**  
**CAUSALIDAD A CORTO PLAZO DE LOS MERCADOS EUROPEOS EN EL**  
**PERIODO 3/6/92-11/5/98**

En la primera fila se encuentran las variables a explicar, y en la primera columna las variables explicativas. La causalidad a corto plazo se mide por el estadístico  $F_{S, T-K}$ , que contrasta la hipótesis nula de que un conjunto de coeficientes son iguales a cero, donde K es el número de coeficientes del modelo sin restringir, S es el número de restricciones y T es el tamaño muestral. *p-value* es el nivel de probabilidad al que se acepta la hipótesis nula y con (\*) se denota aquellos valores que rechazan la hipótesis nula para un nivel de significatividad del 1 % (valor crítico 3.32).

	$\Delta CAC$		$\Delta DAX$		$\Delta FTSE$		$\Delta IBEX$	
	F	<i>p-value</i>	F	<i>p-value</i>	F	<i>p-value</i>	F	<i>p-value</i>
$\Delta CAC$			<b>10.178<sup>(*)</sup></b>	0.000	0.544	0.652	0.580	0.628
$\Delta DAX$	<b>12.898<sup>(*)</sup></b>	0.000			<b>6.153<sup>(*)</sup></b>	0.000	<b>10.971<sup>(*)</sup></b>	0.000
$\Delta FTSE$	0.145	0.933	0.360	0.782			0.407	0.748
$\Delta IBEX$	1.334	0.262	<b>6.307<sup>(*)</sup></b>	0.000	1.910	0.126		



---

*Capítulo V*

---

*Efecto de la Crisis Asiática en  
los Principales Mercados  
Bursátiles Internacionales*

---



## V.1) Introducción

Este Capítulo tiene como objetivo estudiar las relaciones entre los principales mercados bursátiles internacionales —Nueva York, Londres y la Zona Euro— y los mercados del sudeste asiático más afectados por la crisis de 1997 —Tailandia, Filipinas, Indonesia, Malasia, Corea del Sur, Hong Kong y Tokio—, antes y después de su inicio—2 de julio de 1997— y determinar posibles relaciones de liderazgo, efectos contagio/demostración y estrategias de diversificación internacional de carteras entre ellos. Para alcanzar estos objetivos se aplica la metodología de vectores autorregresivos (VAR) propuesta por Sims (1980), así como dos elementos complementarios: la descomposición de la varianza del error de predicción (DVEP) y la función impulso-respuesta (FIR), que permiten analizar de forma pormenorizada la relación dinámica entre los mercados.

Según el Fondo Monetario Internacional —FMI— (1998a, p.74) existen tres tipos de crisis: i) la crisis cambiaria que se manifiesta con los movimientos especulativos contra el valor de una moneda, ii) la crisis bancaria o las graves debilidades del sistema financiero, en la que la retirada masiva de depósitos puede provocar la suspensión de la convertibilidad interna de los pasivos, y iii) la crisis de la deuda externa o el incumplimiento de las obligaciones asumidas con el exterior. Todas ellas suelen tener orígenes comunes: suma de desequilibrios económicos insostenibles, excesiva variabilidad en los tipos de cambio, burbujas especulativas, debilidades en el entorno financiero y rigideces estructurales que, a la postre, suelen situar a las economías en una situación vulnerable ante perturbaciones financieras o económicas.

La reciente crisis del sudeste asiático engloba, en un primer momento, cinco crisis cambiarias —Tailandia, Filipinas, Indonesia, Malasia y Corea del Sur—, lo que evidencia el elevado nivel de contagio de la inestabilidad

entre los mercados de divisas, llegando incluso a afectar a economías aparentemente más sólidas desde el punto de vista macroeconómico.

El término *Efecto Contagio*, tal y como se suele utilizar en este contexto, no se refiere a un contagio propiamente dicho, es decir, al hecho de que un país en buena situación económica y financiera, pase a no estarlo al verse de algún modo contaminado por la crisis ocurrida en otro país. De lo que realmente se está hablando es, según Bergés (1999), de un *Efecto Demostración*, en el sentido de que la crisis ocurrida en un país cuya situación económica y financiera no es buena, puede hacer emerger una crisis en países en los que ya estaban latentes factores similares a los que habían provocado la crisis en el primero.

Además, esta situación de crisis se constata, recientemente, en Asia Oriental donde la latente debilidad del sistema bancario, del sector empresarial y del sector exterior, se evidencian después de que un movimiento especulativo contra una moneda —el *baht* tailandés— quebrara la confianza general, trayendo consigo un agravamiento de las debilidades comunes.

En los últimos años es de destacar la creciente proliferación de crisis bancarias debido a un, en ocasiones, malentendido proceso de liberalización, en el que se ha obviado normas elementales de prudencia y solvencia bancaria lo que, por ejemplo, agravó los costes para los países del sudeste asiático. En concreto, existen una serie de factores que acrecientan la vulnerabilidad de los países frente a las perturbaciones financieras que el FMI (1998a) agrupa en cinco bloques: i) políticas macroeconómicas insostenibles —niveles de deuda a corto plazo elevados—, ii) debilidad de la estructura financiera —auge excesivo de los préstamos—, iii) situación financiera mundial, iv) desajustes cambiarios y, por último, v) inestabilidad política. Estos factores condicionan la mayor o menor propagación de las

inestabilidades, si bien hay que distinguirlos, claramente, de los causantes de dichas perturbaciones.

Las consecuencias de la crisis bancaria en los países citados han tenido repercusiones en los mercados bursátiles, tanto nacionales, en primera instancia, como internacionales, con posterioridad. Este efecto se materializa mediante un incremento en la volatilidad de los mismos, donde han dominado los movimientos de signo negativo en sus principales indicadores, de forma continua en los primeros mercados y puntualmente en los segundos. En este sentido, resulta interesante comparar dicha crisis con el *crash* bursátil de 1987. La crisis asiática no se extiende a lo largo de un periodo corto de tiempo sino que se alarga durante de varios meses —de julio a octubre de 1997— y su origen y extensión se debe a varios países —Tailandia, Filipinas, Indonesia, Malasia, Corea y Hong Kong—, si bien asociados a una misma zona geográfica —el sudeste asiático—. Además, el punto de partida no provocó, en una primera fase, descensos importantes en los mercados bursátiles internacionales, sino que supuso una cadena de devaluaciones entre los principales países afectados y de sustitución en el sistema de tipos de cambio de sus respectivas monedas, si bien en una segunda fase, tras el hundimiento de la Bolsa de Hong Kong, los principales mercados bursátiles internacionales presentan descensos históricos en las cotizaciones.

Las razones de la simultaneidad de las crisis expuestas —conocido como *efecto monzón*— podrían resumirse en: i) la apreciación del *dólar* frente al *yen* entre 1995 y 1997, que contribuyó a debilitar el sector exterior de varios países asiáticos, ii) el alto grado de influencia que la crisis interna de un país puede llegar a causar en las variables fundamentales de otros, vía relaciones comerciales, o vía interconexión de los mercados de capitales, iii) la revisión a la baja de las variables fundamentales de esas economías llevada a cabo por los acreedores internacionales.

El Capítulo se estructura como sigue: la Sección 2 analiza el origen y las causas de la crisis asiática. La Sección 3 se dedica a una revisión bibliográfica de los principales trabajos que analizan las crisis bursátiles. La Sección 4 describe los aspectos más destacados de los diferentes mercados bursátiles analizados. La Sección 5 define la muestra a analizar. En la Sección 6, se presenta la metodología a utilizar y los resultados obtenidos. Por último, en la Sección 7 se resumen las principales conclusiones alcanzadas.

## V.2) Origen y Causas de la Crisis

Tanto para la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico —OCDE—(1998) y el Banco Mundial (1998), como para el FMI (Adams *et al.*, 1998) existen dos singularidades que diferencian esta crisis de las que se han producido en otros países en vías de desarrollo —especialmente la crisis de la deuda de los años ochenta y la crisis mejicana<sup>1</sup> de 1994—. Por un lado, las mayores turbulencias fueron provocadas por las decisiones financieras que se adoptaron en el sector privado (fuertemente endeudado a corto plazo), mientras que la deuda pública no tuvo una responsabilidad significativa, pues la mayoría de países del este asiático tenían superávit fiscal. Por otro lado, el contexto internacional en el que se ha desarrollado ha sido globalmente favorable, con un sólido y estable crecimiento de la producción y el comercio en los grandes países occidentales junto con unos tipos de interés históricamente bajos que han facilitado el endeudamiento a bajo coste.

Según el FMI (1998c) la elevada vulnerabilidad de estos países, provocada por la debilidad de sus sectores financieros, junto con la falta de diligencia y rapidez para adoptar políticas macroeconómicas que permitieran una salida de la crisis asumiendo el menor coste posible

---

<sup>1</sup> Para un estudio comparativo de la crisis de latinoamérica —1994— y la crisis asiática —1997—, véase el trabajo de Fratzscher (1998).

provocaron que, lo que en su origen fue una crisis cambiaria en un solo país —Tailandia—, acabara provocando una recesión en la mayoría de los países del sudeste asiático y una incertidumbre global en los sistemas financieros que acabó afectando al resto del mundo.

El proceso de liberalización financiera es una de las principales causas en las que se sustenta el proceso de crisis que se encuentra íntimamente relacionado con el fuerte crecimiento económico llevado a cabo por los países del sudeste asiático en los últimos años. En este sentido, se puede afirmar que dicho proceso de liberalización financiera no fue en la dirección correcta, lo que originó la distorsión de la asignación de recursos y la debilidad de su sistema financiero. La pronunciada reducción de los tipos de interés en el conjunto de los países industrializados, consecuente con la contención de las tensiones inflacionistas durante los últimos años, y el estrechamiento de los diferenciales en ese grupo de países ha contribuido decisivamente a la definición de una menor aversión y al desplazamiento de las preferencias de los inversores hacia activos financieros emitidos en las economías emergentes (Ontiveros, 1998, p.5). Por tanto, la afluencia masiva de capitales procedentes de los países desarrollados durante los últimos años para aprovechar la diversificación y las mayores rentabilidades de los proyectos de inversión en los países asiáticos estudiados, muchas veces con garantía gubernamental, tanto implícita como explícita, provocaron una excesiva asunción de riesgos. El corolario fue que la saturación de capitales extranjeros a corto plazo provocó una *burbuja especulativa* en el mercado inmobiliario y de valores, que acabó arrastrando a un sistema bancario poco desarrollado y, por ende, a una crisis bursátil generalizada, una vez se replegaron los capitales exteriores a partir de 1997, provocando devaluaciones masivas y la quiebra del modelo económico.

En concreto, la crisis financiera iniciada en Tailandia, que condujo a una devaluación del *Baht* del 18% el 2 de julio de 1997, se extendió con rapidez a otros países del sudeste asiático —Filipinas, Indonesia y

Malasia—<sup>2</sup> y, finalmente, sus consecuencias repercutieron en todo el mundo. Según Folkerts-Landau *et al.* (1997, p.8), la crisis comenzó el 7 de mayo de 1997 con fuertes presiones sobre el *Baht* tailandés. Los esfuerzos por sostener la moneda —que incluyeron diversas intervenciones, como subidas de los tipos de interés (hasta el 18% en junio de 1997, frente a un 12% en enero) y restricciones a la especulación extranjera— resultaron infructuosos debido a que las empresas nacionales, tratando de protegerse del riesgo que el tipo de cambio suponía para su situación patrimonial, pagaron su deuda externa y realizaron distintas operaciones de cobertura para disminuir su exposición al mercado de divisas.<sup>3</sup> El 2 de julio de 1997, después de haber gastado 8,700 millones de dólares en reservas para respaldar su moneda, el banco central tailandés liberó el tipo de cambio y, a finales del mismo año, el *baht* se había depreciado un 93% y su principal índice bursátil (SET) había caído un 34% (en términos de dólares), con respecto a las cifras registradas en junio de 1997.

La desvinculación forzosa del tipo de cambio del *baht* puso en tela de juicio la viabilidad de los regímenes cambiarios de otros países. Así, pronto se sintieron los efectos secundarios en Indonesia, Malasia y Filipinas, poniéndose de manifiesto las deficiencias estructurales básicas en estas economías. Las medidas adoptadas para reducir la liquidez en Indonesia no lograron frenar las crecientes presiones sobre el mercado de divisas y las autoridades permitieron la flotación de la *rupia* a mediados de agosto. La situación se deterioró notablemente en los dos meses siguientes y los efectos secundarios se propagaron a otros países como Hong Kong y Japón.

Las fuertes presiones a que se vio sometido el *dólar* de Hong Kong en octubre dieron lugar a una fuerte subida de las tasas de interés, seguida de un acusado descenso del mercado bursátil<sup>4</sup> provocando un *efecto dominó* en

---

<sup>2</sup> Estos tres países junto con Tailandia constituyen la denominada ASEAN 4 (*Association of Southeast Asian Nations*).

<sup>3</sup> Para un análisis reciente véase Miller (1998).

<sup>4</sup> Los días 27 y 28 de octubre de 1997 el índice bursátil de la Bolsa de Hong Kong (Hang Seng) presentó caídas del 5.80% y del 13.70%, respectivamente.

la mayor parte de los mercados de valores mundiales, así como un aumento en la presión sobre las monedas de los países en vías de desarrollo.<sup>5</sup> Además, en Corea las presiones a la baja sobre el *won* se intensificaron a finales de octubre, tras el ataque contra el dólar de Hong Kong, los precios de las acciones sufrieron una fuerte caída como consecuencia de la pérdida de confianza en el futuro de la economía y de las dificultades cada vez mayores que encontró el sector financiero para renovar los préstamos externos.

Sin embargo, esta crisis afecta, principalmente, a países que durante mucho tiempo habían aplicado políticas fiscales prudentes y habían registrado altas tasas de ahorro, hecho que plantea dudas sobre las causas que han conducido a esta situación. Los factores básicos, sobre todo en Tailandia, fueron: la acumulación de presiones inflacionistas que se manifestaron en los abultados déficit externos y los desmesurados precios vigentes en los mercados bursátiles y de bienes básicos; el mantenimiento durante demasiado tiempo de regímenes de tipo de cambio vinculado, que terminaron por considerarse como una garantía implícita del valor de cambio, que alentaron la obtención de préstamos externos sin la debida cobertura, con frecuencia a corto plazo; la falta de información; la falta de rigor en la aplicación de las normas de prudencia y las deficiencias en la estructura de supervisión de los sistemas financieros; la intervención estatal en la asignación del crédito, que dio lugar a un acusado deterioro de la calidad de la cartera de préstamos de los bancos que, a su vez, redujo el margen para elevar las tasas de interés; y una serie de problemas en la gestión de gobierno que, unidos a la incertidumbre política, agravaron la crisis de confianza. También entraron en juego otros elementos, como son el hecho de que los inversores extranjeros subestimaron los riesgos que entrañaba la búsqueda de rendimientos más altos durante un periodo de

---

<sup>5</sup> Para una visión más exhaustiva de este tema se puede consultar un trabajo reciente de Lane *et al.* (1999) donde analiza la crisis asiática desde en punto de vista del FMI, en cuanto a las medidas adoptadas para solucionarla y los resultados alcanzados. Además, en este mismo sentido, un estudio de Bustelo (1998) analiza los defectos de la actuación del FMI en esta crisis.

atonía del crecimiento económico en Japón y Europa, caracterizado por el bajo nivel de las tasas de interés internacionales.<sup>6</sup>

A modo de síntesis, se puede decir que la importancia de esta crisis no radica únicamente en la naturaleza estructural de los problemas que la han desencadenado, sino también en la facilidad con que se ha propagado dentro y fuera de la región. Esa fácil y relativamente rápida contaminación de otras economías, distantes geográfica y económicamente del epicentro de la convulsión, puede tener su razón de ser en la globalización de los mercados financieros mundiales. Esta globalización, que ha tenido efectos claramente positivos al permitir una mejor asignación de recursos, la explotación efectiva de ventajas comparativas y el incremento en el ritmo de crecimiento ha quedado en entredicho en la reciente crisis que ha puesto de manifiesto toda una serie de deficiencias en cuanto al funcionamiento de los mercados financieros.

### V.3) Revisión Bibliográfica

Dado que no se ha localizado ningún trabajo publicado que analice las relaciones dinámicas entre los mercados bursátiles internacionales durante la reciente crisis asiática de 1997, la presente revisión bibliográfica se centra en trabajos que han estudiado el comportamiento de los mercados bursátiles en el entorno del *crash* bursátil de 1987 mediante el análisis de las relaciones a corto y largo plazo, a través de los modelos VAR o MCE y el análisis de cointegración, respectivamente.

Destacan los realizados por Malliaris y Urrutia (1991 y 1992), Smith *et al.* (1993), Arshanapalli y Doukas (1993), Arshanapalli *et al.* (1995), Chan

---

<sup>6</sup> Para un estudio detallado de la crisis asiática pueden consultarse los siguientes trabajos i) FMI (1998b, Cap. III), ii) Instituto de Estudios Económicos (1998), iii) Cambridge Journal of Economics (1998), iv) Fisher (1998) y v) Ito (1999).



*et al.* (1997), en todos ellos se analiza el comportamiento de los principales mercados bursátiles internacionales, mientras los trabajos de Gallagher (1995) y Kanas (1998) se centran, exclusivamente, en los mercados europeos.

En lo que respecta al estudio de la FIR y de la DVEP en este entorno de crisis, hay que resaltar los trabajos de Chowdhury (1994) y Masih y Masih (1997).

#### V.4) Datos

La muestra utilizada hace referencia a los precios de cierre diarios desde el 2 de enero de 1996 hasta el 11 de mayo de 1998 para los índices bursátiles de diez mercados de valores internacionales pertenecientes a tres zonas geográficas diferentes: Asia —Tailandia (SET), Malasia (KLSE), Indonesia (JKSE), Filipinas (PSE), Corea del Sur (KOPIX), Hong Kong (Hang Seng) y Tokio (NIKKEI 225)—, América —Nueva York (Dow Jones Industrial 30)— y Europa —Reino Unido (FTSE 100) y Zona Euro (Euro Stoxx 50)— (véase Anexo 1). Además, se han considerado los tipos de cambio de cada moneda local con respecto al dólar.<sup>7</sup> Las series se expresan en dólares (véase Gráfico I) y se han transformado en rendimientos — $R_t = \log(X_t) - \log(X_{t-1})$ —, denotándose por SET, KLSE, JKSE, PSEX, KOPIX, NIKKEI, DJI, FTSE Y STOEUR, respectivamente. Los rendimientos correspondientes a momentos en los que no se dispone de precios de cierre en todos los índices comparados han sido eliminados. Para los análisis que se llevan a cabo en el presente Capítulo se ha dividido el periodo muestral en dos intervalos consecutivos: del 2 de enero de 1996 al 1 de julio de 1997 y del 2 de julio de 1997 al 11 de mayo de 1998.

Dado que los mercados bursátiles tienen diferentes horarios de negociación (apertura-cierre) y se encuentran en zonas geográficas

---

<sup>7</sup> Tailandia: Baht (THB), Malasia: Ringgit (MYR), Indonesia: Rupia (IDR), Filipinas: Peso (PESO), Coral del Sur: Won (WON), Hong Kong: Dólar (HKD), Japón: Yen (¥), Reino Unido: Libra (£).

distantes, en el Anexo 2 se presenta los horarios de negociación para cada mercado analizado, tanto en términos locales como homogeneizado al horario del Meridiano de Greenwich (GMT).

### V.5) Características de los Mercados Bursátiles

Los mercados de valores considerados en este Capítulo presentan, en general, grandes divergencias. Por ello, en esta Sección se analiza una serie de variables cuantitativas relevantes que permiten compararlos proporcionando una visión de conjunto.

Si se considera como variable de referencia la Capitalización Bursátil de cada Bolsa (Anexo 3) se observa el gran potencial de los mercados americano y europeo frente a los países asiáticos (con la excepción de la Bolsa de Tokio). Además, la variación de la capitalización bursátil a lo largo del periodo 1995-1998 pone de manifiesto el descenso paulatino de los mercados asiáticos, en especial en el periodo 1996-1997 (excepto la Bolsa de Hong Kong), si bien en 1998 se denota, en general, un cierto signo de recuperación. Los otros mercados bursátiles presentan incrementos significativos en el valor total de los activos negociados.

Por otra parte, si se analiza el número de sociedades admitidas a cotización (nacionales y extranjeras) en cada mercado de valores (Anexo 4), se observa, en todos los casos, un incremento en el número total de sociedades admitidas a cotización en el periodo 1995-1998 (excepto en la Bolsa de Tailandia). Al considerar, del total de empresas, aquéllas que son de nacionalidad extranjera, se detecta que el grado de internacionalización de los mercados es muy diferente, destacando que cuatro de los países involucrados más directamente en el origen de la crisis asiática —Tailandia, Indonesia, Filipinas y Corea del Sur—, no tienen ninguna empresa nacional cotizando en sus respectivos mercados de valores, lo que disminuye las posibilidades de contagio con otros mercados.

Por último, resulta de especial interés analizar el número de sociedades extranjeras que se contratan en los tres principales mercados de valores internacionales —Nueva York, Tokio y Londres— que, a su vez, pertenecen a alguno de los países examinados (Anexo 5). La conclusión que se extrae de este análisis es que en la Bolsa de Nueva York, a diferencia de Tokio, se contratan sociedades de la mayoría de los países estudiados en el presente Capítulo, excepto de Tailandia y Malasia. Además, en Londres las empresas admitidas a negociación americanas triplican a las de Japón y por tanto, el comportamiento del mercado americano tendrá, a priori, una significativa dominancia sobre el resto de mercados.

## **V.6) Metodología**

Los pasos a seguir para determinar las relaciones dinámicas entre los mercados bursátiles analizados son: en primer lugar se realiza un estudio descriptivo, a continuación se contrasta la estacionariedad de las series objeto de análisis, en tercer lugar se testa la existencia de relaciones de equilibrio a largo plazo y de causalidad a corto plazo entre los diferentes índices bursátiles y, por último, se procede al análisis dinámico multivariante mediante el estudio de la función impulso-respuesta y de la descomposición de la varianza del error de predicción.

### **V.6.1) Análisis Descriptivo**

Los resultados referidos a los rendimientos y la variabilidad de las series se presentan en el Cuadro 1. Se desprende la evolución negativa de la rentabilidad en el periodo 1997-1998 para los países asiáticos, así como la depreciación significativa de sus respectivos tipos de cambio con respecto al dólar. Por el contrario, en lo relativo a los mercados europeos y americano los resultados indican un comportamiento en sentido inverso, rentabilidades positivas y apreciación de sus monedas. En lo que respecta al análisis de la

volatilidad anualizada,<sup>8</sup> es de destacar los elevados niveles de volatilidad en los mercados asiáticos, en especial durante el periodo *post-crash*, siendo superior la volatilidad de los tipos de cambio que la de los índices, excepto en el caso de Indonesia. El resto de los mercados —europeos y americano— muestran una volatilidad marcadamente inferior.

Si los mercados bursátiles se encuentran correlacionados históricamente, un cambio en un mercado vendría acompañado de un cambio en otros mercados. En este sentido, si durante un periodo de crisis las correlaciones cruzadas no sufren una variación significativa, los mercados estarán evolucionando según su relación tradicional. En cambio, si existe un cambio sustancial en las correlaciones tras el inicio de la crisis este hecho se puede interpretar como un *efecto contagio* o *efecto demostración*.

Los resultados obtenidos con el análisis de correlación cruzada se presentan en el Cuadro 2, de donde se extraen las siguientes conclusiones: i) la correlación se incrementa, en la mayoría de los casos, al pasar del periodo *pre-crash* al *post-crash*, ii) cuando se considera exclusivamente los mercados asiáticos se comprueba como Tailandia (SET) e Indonesia (JKSE) son los que presentan mayor correlación con el resto, siendo los más afectados por la crisis cambiaria,<sup>9</sup> iii) en lo que se refiere a los mercados europeos y americano (STOEUR, FTSE y DJI), se observa como se produce un incremento de la correlación contemporánea en el periodo *post-crash* y, en especial, del mercado que representa la Zona Euro respecto a las Bolsas de Hong Kong (HANG) y Tokio (NIKKEI), poniendo de manifiesto la mayor sensibilidad del conjunto de países europeos que forman parte del índice supranacional, por último, iv) se detecta una positiva y significativa correlación cruzada entre los mercados asiáticos y la Bolsa de Nueva York

---

<sup>8</sup> Se ha calculado como el producto entre la desviación típica de los rendimientos diarios y la raíz cuadrada del número de sesiones de contratación hábiles durante un año (en este caso se considera 250 sesiones).

<sup>9</sup> El primero por ser el que desencadenó la crisis y el segundo por ser el que más se ha depreciado su tipo de cambio a lo largo del periodo analizado (1996-1998).

en el día previo, especialmente, en el periodo *post-crash*, indicativo de la capacidad de influir del mercado americano.

## V.6.2) Relaciones a Largo y Corto Plazo

### Estacionariedad

En primer lugar, se analiza la estacionariedad de las series de logaritmos de los índices bursátiles de cada mercado. Con este fin se procede a contrastar la existencia de una raíz unitaria para cada índice bursátil durante los dos intervalos de tiempo (*pre-crash* y *post-crash*) siguiendo la estrategia de Holden y Perman (1994).<sup>10</sup>

Los resultados obtenidos se presentan en el Cuadro 3 concluyendo, en todos los casos y con independencia del intervalo considerado, que las series se encuentran integradas de orden uno. Dado este resultado si existe una relación de equilibrio multivariante a largo plazo entre un conjunto de índices bursátiles integrados de orden uno, es de esperar que los residuos de la regresión entre ellos sean estacionarios y que, por lo tanto, estén cointegrados o presenten una relación de equilibrio a largo plazo estable.

#### V.6.2.1) Relaciones de Equilibrio a Largo Plazo

Se analiza a continuación la existencia de relaciones de cointegración en tres posibles conjuntos de índices bursátiles, de tal forma que se determinen las relaciones entre los mercados de valores involucrados directamente con la crisis asiática (sudeste asiático) y el resto de mercados (Zona Euro, Londres y Nueva York), de forma independiente. La técnica de contrastación utilizada es la propuesta por Johansen (1988).<sup>11</sup>

---

<sup>10</sup> La descripción de esta estrategia se encuentra en el Capítulo IV, Anexo 2.

<sup>11</sup> Esta técnica se encuentra desarrollada en el Capítulo IV, Anexo 4.

Los resultados obtenidos se presentan en el Cuadro 4. En ningún caso se detecta una relación de equilibrio estable a largo plazo en alguna de las tres combinaciones posibles en los dos subintervalos considerados. La aceptación de la hipótesis de no cointegración puede estar relacionada con el elevado número de mercados analizados y el reducido periodo muestral considerado. Sin embargo, la inexistencia de relaciones a largo plazo no implica la inexistencia de relaciones a corto plazo dinámicas.

#### V.6.2.2) Relaciones Dinámicas a Corto Plazo

##### Modelización VAR

Dada la no-existencia de relaciones de cointegración entre los índices bursátiles de los mercados analizados, el estudio de las relaciones dinámicas se plantea a través de los modelos de vectores autorregresivos (VAR) propuestos originalmente por Sims (1980), como alternativa a la modelización econométrica convencional, con el objetivo de especificar modelos que reflejen lo más fielmente posible las regularidades empíricas e interacciones entre las variables objeto de análisis.

Los modelos VAR son una alternativa a los modelos de ecuaciones simultáneas, siendo sus principales características diferenciadoras las siguientes: i) en los modelos VAR no se realiza una diferenciación a priori entre variables endógenas y variables exógenas, ya que todas son tratadas como endógenas; ii) en los sistemas VAR no se imponen restricciones *ex-ante*, mientras que, en los modelos de ecuaciones simultáneas, y tomando como base a la Teoría Económica, se imponen restricciones de exclusión, o restricciones 0, en virtud de las cuales no aparecen todas las variables endógenas en todas las ecuaciones; por último, iii) a priori, un modelo VAR no está necesariamente sustentado por un modelo económico.

En un modelo VAR se consideran un conjunto de variables endógenas, pudiendo cada una de ellas estar explicada por valores retardados de la misma variable y de las restantes. Así, considerando un modelo VAR con  $M$  variables endógenas, cada una de ellas viene explicada por una ecuación de este tipo:

$$Y_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^M \sum_{l=1}^P \phi_{i,jl} \cdot Y_{j,t-l} + \mu_{it} \quad i = 1, 2, \dots, M \quad (\text{V-1})$$

En cada ecuación existe un término independiente  $\alpha$  y cada una de las variables endógenas  $Y$  aparecen con  $P$  retardos siendo  $\mu$  la perturbación aleatoria. Si hay  $M$  ecuaciones, se obtiene el siguiente sistema VAR para la observación  $t$ -ésima:

$$\begin{pmatrix} Y_{1t} \\ Y_{2t} \\ \dots \\ Y_{Mt} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha_{1t} \\ \alpha_{2t} \\ \dots \\ \alpha_{Mt} \end{pmatrix} + \sum_{l=1}^P \left[ \begin{pmatrix} \phi_{1,1l} & \phi_{1,2l} & \dots & \phi_{1,Ml} \\ \phi_{2,1l} & \phi_{2,2l} & \dots & \phi_{2,Ml} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \phi_{M,1l} & \phi_{M,2l} & \dots & \phi_{M,Ml} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_{1,t-l} \\ Y_{2,t-l} \\ \dots \\ Y_{M,t-l} \end{pmatrix} \right] + \begin{pmatrix} \mu_{1t} \\ \mu_{2t} \\ \dots \\ \mu_{Mt} \end{pmatrix} \quad (\text{V-2})$$

o bien de forma reducida:

$$Y_t = \alpha_t + \sum_{l=1}^P \Phi_l \cdot Y_{t-l} + \mu_t = \alpha_t + \Phi(L) \cdot Y_t + \mu_t \quad (\text{V-3})$$

donde  $Y_t$  es un vector  $M \times 1$  compuesto por  $M$  variables estacionarias,  $\Phi_l$  es una matriz  $M \times M$  que recoge los efectos de *shocks* en las variables del sistema que han tenido lugar hace  $l$  periodos,  $\mu$  es un vector  $M \times 1$  de perturbaciones aleatorias independientes e idénticamente distribuidas según una normal de media cero y matriz de varianzas-covarianzas  $\Omega$ . Según indica Sims (1980), una aproximación de este tipo proporciona un mayor grado de comprensión de las relaciones macroeconómicas que los modelos estructurales, basados en restricciones de identificación poco verosímiles.

## Causalidad a Corto Plazo

El proceso de estimación se divide, al igual que el test de cointegración previo, en tres casos (Zona Euro, Londres y Nueva York respecto a los otros mercados) y dos subperiodos (*pre-crash* y *post-crash* asiático). En cada modelo VAR se determina el número de retardos óptimo siguiendo el criterio de información de Schwarz. Además, y de forma conjunta, se verifica que los residuos del modelo no presentan autocorrelación a través del estadístico  $Q$  de Ljung-Box.<sup>12</sup> A partir de cada modelo VAR se lleva a cabo un análisis de causalidad a corto plazo,<sup>13</sup> de manera que, dada la ecuación 1 y particularizando a un modelo VAR con dos variables ( $M=2$ ), se tiene la siguiente representación:

$$\Delta Y_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^s \phi_{i1} \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^w \phi_{j1} \Delta X_{t-j} + \mu_{t1} \quad (\text{V-4})$$

$$\Delta X_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^g \phi_{i2} \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^h \phi_{j2} \Delta X_{t-j} + \mu_{t2} \quad (\text{V-5})$$

Los términos independientes de las dos ecuaciones — $\alpha$ — representan los diferenciales de rentabilidad para el periodo de análisis y los coeficientes de las variables — $\phi$ — miden el efecto directo de un cambio de rentabilidad sobre la variable dependiente. Si se acepta la hipótesis nula ( $H_0$ ) de que  $\phi_{j1} = 0$ , para  $j=1, \dots, w$ , entonces se puede afirmar que  $X$  no causa en el sentido de Granger a  $Y$ . Por otra parte, si se acepta la  $H_0$  de que  $\phi_{i2} = 0$ , para  $i=1, \dots, g$ , entonces  $Y$  no causa en el sentido de Granger a  $X$ . El contraste de hipótesis conjunta se realiza a través del test  $\chi_q^2$  de Wald, donde  $q$  son el número de restricciones consideradas.

<sup>12</sup> El número de retardos óptimo en todos los casos ha sido de dos.

<sup>13</sup> Dado que la presentación de los doce modelos VAR no aporta una información relevante se ha optado por no incluirlos y presentar exclusivamente los resultados derivados del análisis de causalidad a corto plazo.



Los resultados del análisis se presentan en el Cuadro 5. En lo que se refiere al periodo *pre-crash*, se detecta que el mercado americano (DJI) causa a corto plazo a todos los países asiáticos, excepto Corea (KOSPI) y Tailandia (SET).<sup>14</sup> Además, el mercado japonés (NIKKEI) causa a corto plazo a la Bolsa Londres (FTSE), resultado que puede reflejar la proximidad existente en los horarios de negociación de ambos mercados,<sup>15</sup> y el elevado número de empresas japonesas que cotizan en el Reino Unido.

En el periodo *post-crash*, los resultados varían de forma significativa, detectándose una estrecha relación entre los mercados asiáticos más importantes, Tokio y Hong Kong, con Nueva York y Londres, de tal forma que se pone de manifiesto una causalidad bidireccional entre ellos. Este resultado es indicativo de que en periodos de turbulencia los principales mercados evolucionan de forma similar (tanto al alza como a la baja), mientras que los mercados de menor envergadura presentan comportamientos menos homogéneos e íntimamente relacionados con los acontecimientos internos de cada uno de ellos. Por otra parte, en lo que se refiere al índice supranacional representativo de la Zona Euro, presenta un comportamiento más exógeno y tan sólo es causado en el corto plazo por la Bolsa de Tokio.

### **V.6.2.3) Funciones Impulso-Respuesta y Descomposición de la Varianza del Error de Predicción**

#### **Descripción**

Si bien los modelos VAR estimados permiten determinar la existencia de causalidad (a corto plazo) en el sentido de Granger, no dicen nada acerca de las propiedades dinámicas del sistema. A partir de la estimación del modelo VAR, Sims (1980) sugiere para estudiar estas propiedades la

---

<sup>14</sup> Estos resultados, junto con los alcanzados en los Capítulos III y IV, ratifican a la Bolsa de Nueva York, la condición de mercado más influyente en la última década (1988-1998).

<sup>15</sup> Tokio cierra a las 6 GMT y Londres abre a las 8:30 GMT.

conveniencia de operar con una representación en términos de media móvil del sistema, en el que las variables que conforman  $Y_t$  aparecen como combinaciones lineales de los errores de predicción. Así, basándose en la descomposición de Wold y a partir de la ecuación 3 que presenta una estructura autorregresiva (AR) multivariante, si el sistema es estacionario se puede expresar como un proceso de medias móviles (MA) multivariante de la siguiente forma:

$$Y_t = \sum_{l=1}^{\infty} A_l \mu_{t-l} \quad (\text{V-6})$$

Donde  $A_l$  es una matriz de parámetros  $M \times M$  que muestra las respuestas a los impulsos de las perturbaciones aleatorias  $-\mu-$  ocurridas hace  $l$  periodos sobre  $Y_t$ .

Un aspecto esencial de este enfoque hace referencia a que, si bien los *shocks* en las distintas variables del proceso están, por construcción, serialmente incorrelacionados, con frecuencia las perturbaciones aleatorias no son independientes, sino que presentan cierta correlación entre ellas, de forma que una innovación en una variable determinada suele ir acompañada por *shocks* en otras. Bajo estas circunstancias, la matriz de varianzas-covarianzas de los términos de error es no-diagonal lo que complica, en gran medida, la interpretación del modelo VAR.

Por ello, para identificar de forma inequívoca las fuentes de variabilidad del sistema y delimitar con nitidez las respuestas atribuibles a cada perturbación, se transforman los residuos originales —ecuación 6— en innovaciones ortogonalizadas, es decir sin correlación contemporánea. Esta práctica hace posible analizar de forma separada el impacto de los impulsos aleatorios en cada una de las variables. Con este fin se aplica la descomposición de Choleski obteniendo la siguiente expresión:<sup>16</sup>

<sup>16</sup> Un análisis del proceso de transformación de Choleski puede encontrarse en los trabajos de Lütkepohl (1990), Lütkepohl y Reimers (1992b), Hamilton (1994) y Keating (1996).

$$Y_t = \sum_{l=1}^{\infty} \Psi_l \varepsilon_{t-l} \quad (\text{V-7})$$

En la que  $\Psi_l$  representa una matriz de parámetros de orden  $M \times M$  asociada a las innovaciones ortogonalizadas  $\varepsilon$  de hace  $l$  periodos. Un coeficiente cualquiera de esta matriz  $\psi_{ij,l}$  indica la respuesta del mercado  $i$ -ésimo a un *shock* en el mercado  $j$ -ésimo en el periodo  $l$ , constituyendo en su conjunto la función impulso-respuesta (FIR). El propósito de la misma consiste, por lo tanto, en medir la respuesta ante *shocks* en cada uno de los mercados bursátiles por parte de cada uno de los restantes mercados considerados. Este análisis permite ver si existe una transmisión de influencias significativas entre los mercados y calibrar la persistencia de los *shocks*. En este sentido y siguiendo a Lütkepohl (1993), esta técnica puede ser interpretada como un tipo de causalidad distinta a la de Granger en la medida en que los impulsos aislados en una variable provocan respuestas en otra variable y, con ello, se puede afirmar que la primera causa a la segunda.

Además, según la descomposición de Choleski, la variable que entra en primer lugar en el sistema opera como la más exógena y sus innovaciones afectan de manera contemporánea a las restantes variables del proceso. A su vez, la que se introduce en segundo lugar resulta la segunda más exógena y sus perturbaciones repercuten contemporáneamente sobre las demás series, excepto la primera, sobre la que solo puede incidir de forma retardada. Este patrón de comportamiento se mantiene de forma sucesiva para todas las componentes del modelo por lo que la ordenación de los mercados es importante y puede alterar la dinámica del sistema VAR.<sup>17</sup> Así, siguiendo el criterio usual en la literatura sobre modelización VAR, y con el fin de evitar en lo posible la adopción de decisiones arbitrarias, resulta recomendable que determinadas consideraciones teóricas guíen, a priori, la ordenación de las variables escogidas.

<sup>17</sup> Esto es debido a que la ortogonalización acaba con la correlación entre los residuos, pero a cambio impone una interpretación concreta a través de la estructura recursiva de Wold.

La FIR permite caracterizar la relación dinámica entre las series de precios consideradas, ya que recoge el impacto que se deriva de la interacción de todas las variables. En este sentido, dichas funciones constituyen una herramienta analítica mucho más útil que el análisis individual de los parámetros del modelo, ya que sintetizan toda la información relevante que contienen dichos parámetros (Lütkepohl y Reimers, 1992b).

En cualquier caso, para una mejor comprensión de las interrelaciones dinámicas existentes entre las variables que constituyen el sistema, es conveniente analizar la FIR junto con la descomposición de la varianza del error de predicción (DVEP) que permite valorar la importancia relativa de las innovaciones aleatorias en los distintos componentes del modelo en la explicación de la varianza del error de predicción del rendimiento de cada mercado de valores.

En resumen, la función impulso-respuesta refleja en qué grado los *shocks* en las diferentes variables son transitorios o persistentes en términos de su impacto sobre el rendimiento de los mercados bursátiles, mientras que el análisis de la descomposición de la varianza del error de predicción permite evaluar la importancia relativa de las innovaciones aleatorias en la explicación de la varianza del error de predicción del rendimiento de otro mercado. Así, esta técnica ayuda a determinar el porcentaje de la varianza del error de predicción del rendimiento de un mercado que es atribuible a las fluctuaciones de cada una de las variables consideradas para varios horizontes temporales (Lütkepohl y Reimers, 1992b).

## **Contrastación**

A partir de los modelos VAR estimados previamente, se analiza la FIR y la DVEP. Como se ha indicado con anterioridad, el orden de las series es relevante y puede alterar la interpretación de los resultados, por tanto, se

ha adoptado un criterio de ordenación objetivo en base al horario de negociación (GMT) de cada mercado bursátil (Anexo 2). Además, en el caso de la FIR y con el fin de poder comparar los resultados gráficos obtenidos, se han homogeneizado las escalas de los mismos y se considera en todos los casos un horizonte temporal de 10 días.<sup>18</sup>

### A) Función Impulso-Respuesta

El objetivo de este apartado es presentar los resultados del análisis impulso-respuesta agrupados en tres apartados en función del conjunto de mercados considerados:

- i) El efecto de un *shock* unitario de los mercados asiáticos (Gráfico 2) durante los dos periodos analizados, tiene una respuesta débil por parte de la Bolsa de Nueva York. Sin embargo, el efecto de un *shock* unitario de Nueva York (Gráfico 3) durante el periodo *pre-crash* provoca una respuesta significativa al día siguiente y en el mismo sentido de los mercados asiáticos, desapareciendo a partir del tercer día: En el periodo *post-crash*, la respuesta es más intensa sobre todo en las Bolsas de Tokio y Hong Kong, y su efecto se mantiene hasta el sexto día.
- ii) En cuanto a la Bolsa de Londres (Gráfico 4), su respuesta ante *shocks* de los mercados asiáticos durante el periodo *pre-crash* es insignificante (al igual que en el caso anterior). En cambio, durante el periodo *post-crash* se detecta una respuesta significativa ante un *shock* de la Bolsa de Hong Kong, durante el mismo día y en el mismo sentido, desapareciendo su efecto a partir del día siguiente. Cuando se analiza la respuesta de los países asiáticos a un *shock* de Londres (Gráfico 5) en el periodo *post-crash* se detecta una respuesta significativa en el día siguiente en las bolsas de Tokio y Hong Kong, al igual que ocurría con Nueva York, si

---

<sup>18</sup> Esta contrastación no se ha considerado en el Capítulo IV debido a que su interpretación pierde significatividad al considerar periodos muestrales amplios.

bien las respuestas son sensiblemente inferiores, tendiendo a desaparecer a partir del quinto día.

- iii) Por último, un *shock* unitario de los mercados asiáticos (Gráfico 6), durante el periodo *pre-crash* no da lugar a una respuesta de los mercados de la Zona Euro. Al considerar el periodo *post-crash*, la respuesta de la Zona Euro es especialmente significativa cuando el *shock* corresponde a las Bolsas de Tokio y Hong Kong, desapareciendo a partir del tercer día. En el sentido inverso (Gráfico 7), y durante el periodo *precrash*, se genera una respuesta al día siguiente y en el mismo sentido de los mercados asiáticos, especialmente en la Bolsa de Hong Kong, desapareciendo en el siguiente periodo. En cambio, a lo largo del periodo *postcrash*, la respuesta de los países asiáticos ante un *shock* de la Zona Euro es dispar, y se produce al día siguiente del *shock*, tendiendo a desaparecer a partir del quinto día.

Como síntesis de los resultados obtenidos puede decirse que en el periodo de estabilidad —*pre-crash*—, los mercados asiáticos responden de forma significativa a *shocks* unitarios de la Bolsa de Nueva York, mientras que en el periodo de inestabilidad —*post-crash*—, si bien se acrecienta el efecto de un *shock* del mercado americano sobre los mercados asiáticos y, en menor medida, del mercado anglosajón o de la Zona Euro, también se incrementa la respuesta en la Zona Euro, Londres y Nueva York ante *shocks* de los mercados asiáticos, ordenados de mayor a menor.

## B) Descomposición de la Varianza del Error de Predicción

- i) En lo que respecta a la DVEP para el caso de Nueva York (Cuadro 6) se comprueba que, a pesar de ser considerado a priori el más endógeno, se sitúa como uno de los mercados más exógenos, ya que los siete mercados explican en los periodos *pre-crash* y *post-crash* entorno a un 13% y un 32% de la varianza del error de predicción total,

respectivamente.<sup>19</sup> Además, en el periodo *post-crash* se produce, en todos los casos y con respecto al periodo anterior, una disminución en la proporción de la varianza de cada mercado explicada por él mismo. Este resultado es lógico habida cuenta de que en el periodo más inestable se detecta un co-movimiento más estrecho entre los mercados bursátiles internacionales. Además, cabe destacar que la capacidad explicativa de la Bolsa de Nueva York en el resto de mercados es muy significativa durante el periodo *pre-crash*, pues en cuatro de los siete mercados es el que mayor proporción de la varianza del error de predicción explica. En el periodo *post-crash* cuando dicha capacidad explicativa toma su mayor expresión en los casos de Tokio (19%) y de Hong Kong (17%).

- ii) En cuanto a la Bolsa de Londres (Cuadro 7) se observa que, a diferencia de Nueva York, durante el periodo *pre-crash* es uno de los mercados cuya varianza del error de predicción es la más explicada y con menor capacidad explicativa sobre el resto. Sin embargo, en el periodo *post-crash*, pasa a ser uno de los mercados más exógenos e incluso explica una importante proporción de la varianza del error de predicción de Tokio (10%). Además, en este periodo, al igual que ocurre en el caso anterior, se denota una disminución, en todos los casos, de la capacidad explicativa propia de cada mercado.
- iii) Por último, en lo que se refiere a la Zona Euro, el comportamiento es similar al de Londres durante el periodo *pre-crash*. Sin embargo, durante el periodo *post-crash* se convierte en el mercado más endógeno, siendo Tokio y Hong Kong los mercados que explican un 30% y un 17%, respectivamente, del total de la varianza de su error de predicción.

---

<sup>19</sup> Nótese que el mercado americano, siguiendo el criterio del horario de contratación en la ordenación del modelo VAR, se encuentra en último lugar.

En resumen la DVEP constata la exogeneidad de la Bolsa de Nueva York, puesta de manifiesto en los análisis previos, así como su gran capacidad explicativa de lo que sucede en el resto de mercados, en especial de los más desarrollados —Tokio y Hong Kong—. Todos los mercados europeos presentan, durante el periodo *pre-crash*, un comportamiento similar en la medida que manifiestan una débil capacidad explicativa sobre los mercados asiáticos. La situación cambia en el periodo *post-crash* en el que la Zona Euro pasa a ser el mercado más endógeno de los considerados, mientras que la Bolsa de Londres mantiene un comportamiento similar al periodo previo. Estos resultados apuntan a un *efecto contagio* de los mercados de la Zona Euro respecto de los asiáticos más importante que el que se produce en el Reino Unido y en Nueva York.

## V.7) Conclusiones

El objetivo de este Capítulo consiste en analizar el efecto de la crisis asiática en las relaciones a corto y largo plazo entre los mercados bursátiles del sudeste asiático más afectados por dicha crisis (Tailandia, Filipinas, Malasia, Indonesia, Corea del Sur, Hong Kong y Japón) y los principales mercados de valores internacionales (Nueva York, Londres y Zona Euro) durante el periodo 1996-1998.

En lo que respecta al estudio de las relaciones de equilibrio a largo plazo, no se detectan relaciones de cointegración multivariante en los dos periodos analizados (*pre-crash* y *post-crash*) y en los tres casos planteados. Este resultado sustenta la hipótesis de la existencia de posibilidades de diversificación internacional de carteras a través de la inversión en los mercados asiáticos por parte de los gestores internacionales de carteras (fondos de inversión, fondos de pensiones, ...).

El análisis de causalidad a corto plazo muestra como el mercado americano es el mercado más influyente y el menos causado en los dos



intervalos de tiempo considerados, si bien su efecto es superior en el periodo de mayor estabilidad. En el periodo *post-crash* las Bolsas de Tokio y Hong Kong presentan una causalidad bidireccional con respecto a Nueva York y Londres, resultado que permite afirmar que el periodo de crisis lleva a un incremento en la interdependencia entre los mercados de valores de mayor envergadura, quedando en un entorno más local la interacción entre los mercados bursátiles de menor tamaño. Además, la Bolsa de Tokio causa de forma unidireccional a la Zona Euro, indicativo de que los mercados que forman parte de la Zona Euro presentan un claro *efecto contagio* al pasar de una situación de independencia (*pre-crash*) a una situación de dependencia a corto plazo (*post-crash*).

El análisis dinámico a corto plazo mediante la FIR denota que los mercados europeos y americano reaccionan levemente ante *shocks* de los mercados asiáticos. En cambio, a la inversa se producen respuestas muy significativas de los mercados asiáticos, en especial ante impulsos de la Bolsa de Nueva York. Según afirman Eun y Shim (1989) y Phylaktis (1999) la FIR permite analizar la rapidez con que un *shock* en un mercado es transmitido al resto pudiendo dicha velocidad de ajuste interpretarse como un indicador del grado de integración entre los mercados. No es posible, en el caso que nos ocupa, estudiar el indicador del grado de integración pues se necesita una muestra suficientemente amplia en un periodo de estabilidad a partir de 1998 (después de la crisis asiática) para comparar los resultados con los obtenidos en los periodos anteriores a dicha crisis.

Por último, la DVEP muestra como el mercado americano es el más exógeno, y con ello el que se ve influido en menor medida del *efecto monzón*. Sin embargo, se convierte en el que mayor capacidad explicativa posee. En la situación opuesta se encuentra la Zona Euro, que se manifiesta como el mercado más endógeno, mientras que en una situación intermedia se sitúa el mercado anglosajón.

**V.8) Referencias Bibliográficas**

- Adams, Charles; Donald J. Mathieson; Garry Schinasi y Bankim Chādha (1998): "International Capital Markets. Developments, prospects, and key policy issues", *FMI*, Septiembre, pp. 59-67.
- Arshanapalli, Bala y John Doukas (1993): "International stock market linkages: evidence from the pre- and post-october 1987 period", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 17, pp. 193-208.
- Arshanapalli, Bala; John Doukas y Larry H.P. Lang (1995): "Pre and post-October 1987 stock market linkages between U.S. and Asian markets", *Pacific Basin Finance Journal*, Vol. 3, N°. 1, pp. 57-73.
- Banco Mundial (1998): "East Asia's financial crisis: causes, evolution, and prospects", *Global Development Finance*, pp. 29-48.
- Bergés, Ángel (1999): "Crisis bursátil, segunda parte", *Economistas* (España 1998. Un balance), N°. 80. Pendiente de publicar.
- Bustelo, Pablo (1998): "The east asian financial crisis: An analytical survey", *Instituto Complutense de Estudios Internacionales Working Paper*, Octubre.
- Cambridge Journal of Economics* (1998), Número especial sobre la crisis asiática, Vol. 22, N°. 6.
- Chan, Kam C.; Benton E. Gup y Ming-Shiun Pan (1997): "International stock market efficiency and integration: a study of eighteen nations", *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 24, N°. 6, pp. 803-813.
- Chowdhury, Abdur R. (1994): "Stock market interdependencies: evidence from the Asian NIEs", *Journal of Macroeconomics*, Vol. 16, N°. 4, pp. 629-641.
- Engle, Robert F. y Clive W. Granger (1987): "Co-integration and error correction representation, estimation, and testing", *Econometrica*, Vol. 55, N°. 2, pp. 251-276.
- Eun, Cheol S. y Sangdal Shim (1989): "International transmission of stock market movements", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 24, N°. 2, pp. 241-257.

- Fisher, Stanley (1998): "The asian crisis. A view from the IMF", *Journal of International Financial Management and Accounting*, Vol. 9, N° 2, pp. 167-176.
- FMI (1998a): "World Economic Outlook", Mayo.
- \_\_\_\_\_ (1998b): "World Economic Outlook", Septiembre.
- \_\_\_\_\_ (1998c): "La crisis de Asia", *Informe Anual 1998*, pp. 25-53.
- Folkerts-Landau, David, Donald Mathieson y Garry Schinasi (1997): "Capital flow sustainability and speculative currency attacks", *Finance&Development (IMF)*, Diciembre, pp. 8-11.
- Fratzscher, Marcel (1998): "Why are currency crisis contagions?. A comparison of the Latin American Crisis of 1994-1995 and the Asian Crisis of 1997-1998", *Weltwirtschaftliches Archiv (Review of World Economics)*, Vol. 134, N° 4, pp. 664-691.
- Gallagher, Liam (1995): "Interdependence among the Irish, British and German Stock Markets", *The Economic and Social Review*, Vol. 26, N° 2, pp. 131-147.
- Instituto de Estudios Económicos (1998): "La crisis inédita", *Revista de Estudios Económicos*, N° 4.
- Ito, Takatoshi (1999): "Capital flows in Asia", *National Bureau of Economic Research*, Working Paper N° 7134.
- Johansen, Soren (1988): "Statistical analysis of cointegration vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, pp. 231-254.
- \_\_\_\_\_ (1991): "Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models", *Econometrica*, Vol. 59, pp. 1551-1580.
- Kanas, Angelos (1998): "Linkages between the US and european equity markets: further evidence from cointegration tests", *Applied Financial Economics*, Vol. 8, N° 6, pp. 607-614.
- Keating, John W. (1996): "Structural information in recursive VAR orderings", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 20, N° 9&10, pp. 1557-1580.

- Lane, Timothy, Athish Ghosh, Javier Hamann, Steven Phillips, Marianne Schulze y Tsidi Tsikata (1999): "IMF-supported programs in Indonesia, Korea y Tailandia: A preliminary assessment", *FMI*, Enero.
- Lütkepohl, Helmut (1990): "Asymptotic distributions of impulse response functions and forecast error variance decompositions of vector autorregressive models", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 72, Nº. 1, pp. 116-125.
- (1993): *Introduction to multiple time series analysis*, Second edition. Heidelberg; New York; London and Tokyo: Springer.
- Lütkepohl, Helmut y Hans-Eggert Reimers (1992a): "Impulse response analysis of cointegrated systems", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 16, Nº. 1, pp. 53-78.
- (1992b): "Granger-causality in cointegrated var processes: The case of the term structure", *Economics-Letters*, Vol. 40, Nº. 3, pp. 263-268.
- Lütkepohl, Helmut y Pentti Saikkonen (1997): "Impulse response analysis in infinite order cointegrated vector autoregressive processes", *Journal of Econometrics*, Vol. 81, Nº. 1, pp. 127-157.
- Mackinnon, James (1991): "Critical values for cointegration tests", en R.F. Engle y C.W.J. Granger (eds.), *Long-run economic relationships*, Oxford University Press, pp. 267-276.
- Malliaris, Anastasios G. y Jorge L. Urrutia (1991): "Linkages of national stock markets: statistical evidence before, during and after the october 1987 crash", *Recent developments in international Banking and Finance*, Vol. 4/5, pp. 336-369.
- (1992): "The international crash of october 1987: causality tests", *Journal of Financial Quantitative Analysis*, Vol. 27, Nº 3, pp. 353-364.
- Masih, Abul M.M. y Rumi Masih (1997): "Dynamic linkages and the propagation mechanism driving major international stock markets: An analysis of the pre- and post-crash eras", *Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 37, Nº. 4, pp. 859-885.

- Miller, Merton H. (1998): "The current Southeast Asian financial crisis", *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol. 6, N°. 3 y 4, pp. 225-233.
- OCDE (1998): "La crisis en los países asiáticos emergentes", *Outlook*, N°.63, Junio 1998.
- Ontiveros, Emilio (1998): "La crisis asiática: implicaciones y lecciones", *Análisis Financiero Internacional*, N°. 85, pp. 3-35.
- Osterwald-Lenun, Michael (1992): "A note with fractiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 54, pp. 461-471.
- Phylaktis, Kate (1999): "Capital market integration in the Pacific basin region: an impulse response analysis", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 18, N°. 2, pp. 267-287.
- Rao, Bhaskara B. (editor) (1994): *Cointegration for the applied economist*, Macmillan, Nueva York.
- Sims, Christopher (1980): "Macroeconomics and reality", *Econometrica*, Vol. 48, N°. 1 pp. 1-49.
- Smith, Kenneth L.; Brocato, Joe y John E. Rogers (1993): "Regularities in the data between major equity markets: evidence from Granger causality tests", *Applied Financial Economics*, Vol. 3, N°.1, pp. 55-60.

**Direcciones electrónicas**

Banco central de Filipinas	<a href="http://www.bsp.gov.ph">www.bsp.gov.ph</a>
Bolsa de Bangkok (Tailandia)	<a href="http://www.set.or.th">www.set.or.th</a>
Bolsa de Hong Kong	<a href="http://www.sehk.com.hk">www.sehk.com.hk</a>
Bolsa de Kuala Lumpur (Malasia)	<a href="http://www.klse.com.my">www.klse.com.my</a>
Bolsa de Manila (Filipinas)	<a href="http://www.pse.com.ph">www.pse.com.ph</a>
Bolsa de Nueva York	<a href="http://www.nyse.com">www.nyse.com</a>
Bolsa de Seúl (Corea del sur)	<a href="http://www.kse.or.kr">www.kse.or.kr</a>
Bolsa de Tokio	<a href="http://www.tse.or.jp">www.tse.or.jp</a>
Bolsa de Yakarta (Indonesia)	<a href="http://www.jsx.co.id">www.jsx.co.id</a>
Federación Euro-Asiática de Bolsas	<a href="http://www.feas.com">www.feas.com</a>
Federación Europea de Bolsas	<a href="http://www.fese.com">www.fese.com</a>
Federación Internacional de Bolsas	<a href="http://www.fibv.com">www.fibv.com</a>
Fondo Monetario Internacional	<a href="http://www.imf.org">www.imf.org</a>
Índice Nikkei 225	<a href="http://www.nikkei.co.jp">www.nikkei.co.jp</a> : 80
Indice Euro STOXX 50	<a href="http://www.stoxx.com">www.stoxx.com</a>
Índices Dow Jones	<a href="http://averages.dowjones.com">averages.dowjones.com</a>
Organización para la Cooperación y Desarrollo Económico	<a href="http://www.oecd.org">www.oecd.org</a>

## ANEXO IV-1

## ÍNDICES BURSÁTILES

**1. Países del sudeste asiático**

- Los valores de cada índice en el momento base son los siguientes:

<b>SET</b>	100 el 30 de abril de 1975
<b>PSE</b>	100 el 2 de enero de 1985
<b>KLSE</b>	100 el 1 de enero de 1977
<b>JKSE</b>	100 el 10 de agosto de 1982
<b>KOSPI</b>	100 el 4 de enero de 1990

- Todos los índices se calculan a partir de la siguiente expresión:

$$I_t = \frac{CB_t}{CB_0} \times 100$$

donde:

$I_t$  es el índice de cada mercado (SET —Bangkok—, PSE —Manila—, KLSE —Kuala Lumpur—, JKSE —Yakarta— y Kospi —Seúl—),  $CB_t$  y  $CB_0$  son la capitalización bursátil, de todas las acciones de cada mercado, excepto en el caso del JKSE que se calcula para cien sociedades, en el momento de cálculo (t) y en la fecha base (0), respectivamente.

- Además, todos los índices se ajustan por variaciones del capital social, por la entrada o salida de sociedades, splits, etc..

**2. Hang-Seng**

- Base: 100 el 31 de julio de 1964
- Composición: las 33 acciones más representativas del Hong Kong Stock Market (representan aproximadamente un 70% de la contratación).
- Forma de cálculo: se basa en la fórmula de Laspeyres y se pondera por capitalización, se corrige por *splits* y ampliaciones, pero no por dividendos.

$$I_t = I_{t-1} \cdot \frac{\sum_{i=1}^{33} Cap_t}{\sum_{i=1}^{33} Cap_{t-1} + K}$$

donde:

K → Coeficiente de ajuste del valor del índice por operaciones financieras que afectan a la capitalización considerada en el índice.

### 3. EURO STOXX 50

- Base: 1000 el 31 de diciembre de 1991
- El propósito de este índice es proporcionar una herramienta de medición de la rentabilidad de los países que pertenecen a la denominada Zona Euro y facilitar, así, una base líquida para los productos derivados (futuros y opciones), está compuesto por 50 sociedades que han seguido un criterio de clasificación basado en la liquidez y con dos componentes: capitalización bursátil y volumen de transacciones. Todas las empresas se han encuadrado en los sectores a los que pertenecen y han sido escogidas aquellas empresas que forman parte del 40% mejor de cada sector, quedando un segmento entre 120 y 150 empresas de un total inicial de 1500 (*Associés en Finance, Financial Letter* - # 30 -, Abril 1998).
- El índice está ponderado por capitalización y se calcula a través de la Fórmula de Laspeyres. Se calcula en tiempo real, facilitando información cada 15 segundos. Un problema potencial con que se encuentra la construcción de este índice supranacional es el de la posible dispersión en rentabilidades que puede tener lugar por el hecho de que los precios de las acciones en cada país están medidos en moneda local. Para hacer frente a este problema se expresan en EUROS y en dólares. Primero cada acción se convierte de su moneda local a dólares y posteriormente de dólares a Euros. En este estudio se considera el índice expresado en dólares.



- El número de acciones se revisa trimestralmente (tercer viernes de marzo, junio, septiembre y diciembre). La ponderación máxima de una acción no puede superar el 10% del índice.

$$Indice_t = \frac{\sum_{i=1}^n (p_{it} * q_{it})}{C_t * \sum_{i=1}^n (p_{i0} * q_{i0})} \cdot Valor Base del Indice$$

donde:

- n → Número de acciones del índice
- $p_{i0}$  → Precio de cierre de cada acción en la fecha base (31/12/91)
- $q_{i0}$  → Número de acciones de cada sociedad en la fecha base
- $p_{it}$  → Precio de cierre de cada acción en la fecha t
- $q_{it}$  → Número de acciones de cada sociedad en la fecha t
- $C_t$  → Factor de ajuste de la capitalización de cada sociedad en la fecha base

Se realizan ajustes inmediatos por reparto de dividendos, splits y ampliaciones de capital.

A continuación se detalla la composición del índice por países indicando, para cada uno de ellos, el número de sociedades que se aportan y su ponderación dentro del índice, en concreto, la primera columna recoge los países que aportan sociedades al índice Euro Stoxx 50, la segunda columna indica el número de empresas que se ha tenido en cuenta de cada país, en la siguiente columna se recoge la ponderación de cada país en el índice supranacional en función de la capitalización bursátil de las sociedades consideradas (datos de diciembre de 1998).

<i>Países</i>	<i>Nº Sociedades</i>	<i>Ponderación en el Índice (%)</i>
Alemania	11	27.76
Bélgica	3	3.62
España	4	7.22
Finlandia	1	2.18
Francia	14	24.31
Holanda	10	24.09
Irlanda	1	0.84
Italia	5	9.44
Portugal	1	0.54

## ANEXO V-2

## HORARIOS DE NEGOCIACIÓN

Mercado de Valores	Índice Bursátil	Horario Local	Horario GMT	Diferencia Horaria
<i>Corea del sur</i>	Kopix	9:00-12:00 13:00-15:00	1:00-4:00 5:00-7:00	GMT+8
<i>Filipinas</i>	PSE	9:30-12:00	1:30-4:00	GMT+8
<i>Indonesia</i>	JKSE	9:30-12:00 y 13:30-16:00	2:30-5:00 6:30-9:00	GMT+7
<i>Malasia</i>	KLSE	9:30-12:30 y 14:30-17:00	1:30-4:30 6:30-9:00	GMT+8
<i>Tailandia</i>	SET	10:00-12:30 y 14:30-16:30	3:00-5:30 7:30-9:30	GMT+7
<i>Hong Kong</i>	Hang Seng	10:00-12:30 y 14:30-16:30	2:00-4:30 6:30-8:30	GMT+8
<i>Tokio</i>	NIKKEI 225	9:00-11:00 y 12:30-15:00	0:00-2:00 3:30-6:00	GMT+9
<i>Nueva York</i>	Dow Jones Industrial	9:30 - 16:00	14:30-21:00	GMT-5
<i>UK</i>	Footsie 100	9:30 - 17:30	9:30-17:30	GMT
<i>Zona Euro</i>	EURO STOXX 50	8:30 - 17:45	7:30-16:45	GMT+1

Fuente: Elaboración propia

## ANEXO V-3

## CAPITALIZACIÓN BURSÁTIL

La capitalización bursátil mide el valor de mercado de todos los títulos de renta variable admitidos a cotización en cada mercado. Dicha capitalización ha sido expresada, para todos los mercados, en millones de dólares. La Zona Euro abarca al conjunto de países que forman parte del índice Euro Stoxx 50 (Alemania, Bélgica, España, Finlandia, Francia, Holanda, Irlanda, Italia y Portugal)

Mercados	1995	1996	1997	1998
<i>Nueva York</i>	5,654,815.4	6,841,987.6	8,879,630.6	10,271,899.8
<i>Zona EURO</i>	1,885,148.5	2,300,234.3	2,807,260.9	3,883,982.4
<i>Londres</i>	1,346,640.7	1,642,582.4	1,996,225.1	2,372,738.1
<i>Tokio</i>	3,545,306.5	3,011,161.4	2,160,584.8	2,439,548.8
<i>Hong Kong</i>	303,705.3	449,218.8	413,322.6	343,566.5
<i>Indonesia</i>	66,453.8	90,857.4	29,050.0	22,077.9
<i>Corea del sur</i>	181,954.8	139,121.7	41,881.4	114,593.3
<i>Filipinas</i>	58,785.6	80,398.6	31,211.6	34,910.9
<i>Malasia</i>	213,757.4	306,165.0	93,181.8	95,560.6
<i>Tailandia</i>	135,774.2	95,900.5	22,792.0	34,117.8

Fuente: Federación Internacional de Bolsas (FIBV) y elaboración propia.

## ANEXO V-4

### NÚMERO DE SOCIEDADES ADMITIDAS A CONTRATACIÓN

Número de sociedades admitidas a contratación en cada mercado bursátil. T es el número total de sociedades admitidas a cotización. N son el número de sociedades nacionales. N/T representa la proporción de empresas nacionales admitidas respecto al total. E son el número de sociedades extranjeras admitidas a cotización. E/T es la proporción de empresas extranjeras respecto al total. (\*) indica que las cuantías se expresan en tanto por cien.

Mercados	1998					1997					1996					1995				
	T	N	N/T(*)	E	E/T(*)	T	N	N/T(*)	E	E/T(*)	T	N	N/T(*)	E	E/T(*)	T	N	N/T(*)	E	E/T(*)
NYSE	2669	2278	85.35	391	14.65	2,626	2,271	86.48	355	13.52	2,476	2,172	87.72	304	12.28	2,242	2,046	91.26	196	8.74
Zona EURO	6,339	3,074	48.49	3,265	51.51	5,236	2,751	52.54	2,485	47.46	4,404	2,623	59.56	1,781	40.44	4,188	2,689	64.21	1,499	35.79
Londres	2423	1957	80.77	466	19.23	2,513	2,046	81.42	467	18.58	2,494	2,041	81.84	453	18.16	2,502	2,014	80.50	488	19.50
Tokio	1890	1838	97.25	52	2.75	1,865	1,805	96.78	60	3.22	1,833	1,766	96.34	67	3.66	1,791	1,714	95.70	77	4.30
Hong Kong	680	665	97.79	15	2.21	658	638	96.96	20	3.04	583	561	96.23	22	3.77	542	518	95.57	24	4.43
Corea del Sur	748	748	100	-	-	776	776	100	-	-	760	760	100	-	-	721	721	100	-	-
Filipinas	221	221	100	-	-	221	221	100	-	-	216	216	100	-	-	205	205	100	-	-
Yakarta	287	287	100	-	-	281	281	100	-	-	252	252	100	-	-	237	237	100	-	-
Kuala Lumpur	731	728	99.59	3	0.41	703	700	99.57	3	0.43	618	615	99.51	3	0.49	526	523	99.43	3	0.57
Tailandia	418	418	100	-	-	431	431	100	-	-	454	454	100	-	-	416	416	100	-	-

Fuente: Federación Internacional de Bolsas (FIBV).

## ANEXO V-5

NÚMERO DE SOCIEDADES EXTRANJERAS EN LAS BOLSAS DE NUEVA YORK,  
LONDRES Y TOKIO

En las columnas segunda, cuarta y sexta se indica el número de sociedades de cada país que cotizan en Nueva York (ADRs), Londres y Tokio, respectivamente, mientras que entre paréntesis se indica cuántas de éstas sociedades forma parte del índice supranacional Euro Stoxx 50.

	<i>Países</i>	<i>Total ADR</i>		<i>Países</i>	<i>Total Londres</i>		<i>Países</i>	<i>Total TSE</i>
<i>Euro Stoxx 50</i>	<i>Alemania</i>	9 (3)	<i>Euro Stoxx 50</i>	<i>Alemania</i>	11 (4)	<i>Euro Stoxx 50</i>	<i>Alemania</i>	10 (4)
	<i>Bélgica</i>	1 (1)		<i>Bélgica</i>	2 (2)		<i>España</i>	3
	<i>España</i>	7 (3)		<i>España</i>	4 (2)		<i>Francia</i>	2 (1)
	<i>Finlandia</i>	3 (1)		<i>Finlandia</i>	2 (1)		<i>Holanda</i>	1 (1)
	<i>Francia</i>	14 (4)		<i>Francia</i>	6 (1)		<i>Reino Unido</i>	7
	<i>Holanda</i>	14 (8)		<i>Holanda</i>	17 (7)		<i>Estados Unidos</i>	19
	<i>Irlanda</i>	4 (1)		<i>Irlanda</i>	58 (1)		<i>Hong Kong</i>	1
	<i>Italia</i>	16 (4)		<i>Portugal</i>	1		<i>Malasia</i>	1
	<i>Portugal</i>	3 (1)		<i>USA</i>	94			
	<i>Reino Unido</i>	49		<i>Japón</i>	29			
	<i>Japón</i>	12		<i>Indonesia</i>	2			
	<i>Hong Kong</i>	4		<i>Corea del sur</i>	11			
	<i>Indonesia</i>	3		<i>Malasia</i>	4			
<i>Corea del sur</i>	3	<i>Singapur</i>	1					
<i>Filipinas</i>	1	<i>Tailandia</i>	1					

Fuente: Elaboración propia a partir de la información de los diferentes mercados bursátiles.

## CUADRO V-1

## RENDIMIENTO Y VOLATILIDAD

Variación porcentual de los índices bursátiles (expresados en moneda local y en dólares) y de los tipos de cambio respecto al dólar, para los intervalos i) 2/1/1996 - 1/7/1997 y ii) 2/7/1997 - 11/5/1998.

Intervalo	HANG	JKSE	KLSE	KOSPI	NIKKEI	PSE	SET	FTSE	STOEUR	DJI
<b>Índices en Moneda Local</b>										
i	47.53	42.47	9.23	-12.55	-2.04	7.21	-57.02	28.84	40.79	50.56
ii	-32.94	-40.47	-98.80	-52.01	76.16	-20.07	-32.06	26.87	33.96	16.63
<b>Índices en Dólares</b>										
i	47.34	33.69	9.98	-23.34	-9.88	6.61	-63.24	39.01	40.79	50.56
ii	-32.99	-84.42	-97.80	-69.27	65.59	-47.85	-48.21	23.32	33.96	16.63
<b>Tipos de cambio respecto al Dólar</b>										
	HKD	IDR	MYR	WON	¥	PESO	THB	£		
i	-0.59	6.57	-0.68	14.07	8.70	0.56	16.92	-7.32		
ii	-0.32	282.09	52.65	56.19	116.12	53.26	31.19	2.88		

Volatilidad anualizada porcentual de los índices bursátiles (expresados en moneda local y en dólares) y de los tipos de cambio respecto al dólar, para los intervalos i) 2/1/1996 - 1/7/1997 y ii) 2/7/1997 - 11/5/1998.

Intervalo	HANG	JKSE	KLSE	KOSPI	NIKKEI	PSE	SET	FTSE	STOEUR	DJI
<b>Índices en Moneda Local</b>										
i	18.35	20.76	17.32	13.46	17.35	14.89	24.23	9.98	10.54	13.18
ii	27.80	50.69	38.02	46.71	49.07	47.99	43.50	16.67	18.86	18.29
<b>Índices en Dólares</b>										
i	20.08	21.72	17.68	13.60	17.40	15.36	27.31	12.92	10.54	13.18
ii	33.59	78.50	48.99	66.51	49.38	107.54	61.60	21.22	18.86	18.29
<b>Tipos de cambio respecto al Dólar</b>										
	HKD	IDR	MYR	WON	¥	PESO	THB	£		
i	0.68	2.20	2.63	0.56	11.36	4.44	9.33	6.71		
ii	0.97	84.70	30.38	25.33	36.60	44.42	11.98	8.15		

## CUADRO V-2

## COEFICIENTES DE CORRELACIÓN CRUZADA CONTEMPORÁNEA Y NO CONTEMPORÁNEA

Correlación cruzada entre los rendimientos de los índices bursátiles en dos subintervalos de tiempo i) 2/1/96-1/7/97 y ii) 2/7/97-11/5/98. Con (\*) se denota lo coeficientes de correlación no significativos al 5%. T es el número de observaciones.

		HANG <sub>t</sub>	JKSE <sub>t</sub>	KLSE <sub>t</sub>	KOSPI <sub>t</sub>	NIKKEI <sub>t</sub>	PSE <sub>t</sub>	SET <sub>t</sub>
JKSE <sub>t</sub>	i	0.351						
	T	329						
	ii	0.322						
	T	184						
KLSE <sub>t</sub>	i	0.370	0.397					
	T	323	337					
	ii	0.399	0.574					
	T	182	193					
KOSPI <sub>t</sub>	i	0.095(*)	-0.081(*)	0.015(*)				
	T	328	336	334				
	ii	0.119(*)	0.132(*)	0.278				
	T	186	191	192				
NIKKEI <sub>t</sub>	i	0.284	0.079(*)	0.139	-0.025(*)			
	T	324	329	326	335			
	ii	0.401	0.199	0.143(*)	0.120(*)			
	T	177	184	182	186			
PSE <sub>t</sub>	i	0.267	0.347	0.268	0.017(*)	0.049(*)		
	T	328	332	326	338	332		
	ii	0.403	0.293	0.353	0.085(*)	0.125(*)		
	T	188	194	191	197	190		
SET <sub>t</sub>	i	0.190	0.169	0.183	0.028(*)	-0.042(*)	0.056(*)	
	T	325	330	329	334	331	334	
	ii	0.303	0.437	0.574	0.217	0.162	0.275	
	T	183	188	187	189	184	194	
DJI <sub>t</sub>	i	0.062(*)	0.040(*)	-0.015(*)	0.058(*)	-0.042(*)	0.085(*)	-0.027(*)
	T	343	343	337	347	340	343	343
	ii	0.198	0.129(*)	0.104(*)	0.175	0.093(*)	0.087(*)	0.044(*)
	T	185	193	191	191	188	197	192
DJI <sub>t-1</sub>	i	0.444	0.282	0.260	0.063(*)	0.228	0.208	0.039(*)
	T	338	339	334	344	338	338	341
	ii	0.440	0.141(*)	0.211	0.153	0.297	0.249	0.176
	T	184	192	188	192	187	196	192
FTSE <sub>t</sub>	i	0.107	0.171	0.101(*)	0.083(*)	0.096(*)	0.048(*)	-0.097(*)
	T	349	343	336	346	344	345	344
	ii	0.410	0.076(*)	0.102(*)	0.167	0.186	0.150	0.149
	T	195	197	194	198	194	204	197
STOEUR <sub>t</sub>	i	0.325	0.182	0.217	0.032(*)	0.265	0.137	-0.047(*)
	T	349	355	353	361	356	355	359
	ii	0.574	0.181	0.152	0.102(*)	0.430	0.158	0.243
	T	194	200	201	203	198	207	202

## CUADRO V-3

## CONTRASTE DE RAÍZ UNITARIA

Contraste de raíz unitaria basado en la estrategia de hipótesis conjuntas propuesto por Holden y Perman (1994) para las series de logaritmos de los precios de cierre diarios de cada índice bursátil expresados en dólares y para los intervalos *pre-crash* y *post-crash*.  $n$  es el número de retardos que minimiza el criterio de información de Schwarz y elimina la autocorrelación de los residuos.  $T$  es el número de observaciones.  $F_{S,T,K}$  es el estadístico una  $F$  donde  $S$  es el número de restricciones,  $K$  es el número de coeficientes del modelo sin restringir. ADF es el estadístico del contraste de raíces unitarias de Dickey y Fuller. PP es el estadístico del contraste de raíces unitarias de Phillips y Perron. Los valores críticos al 95%  $\phi_1$ ,  $\phi_2$  y  $\phi_3$  son los proporcionados por Dickey y Fuller (1981). El valor crítico para los tests ADF y PP es el correspondiente al que toma en los Cuadros simulados por Mackinnon (1991) para el caso de un modelo con constante pero sin tendencia.

## Hipótesis Nula

$$(\alpha, \beta, \rho) = (\alpha, 0, 0) \quad (\alpha, \beta, \rho) = (0, 0, 0) \quad (\alpha, \rho) = (0, 0)$$

$$\phi_3 \rightarrow 6.25 \quad \phi_2 \rightarrow 4.68 \quad \phi_1 \rightarrow 4.59$$

Valor crítico al 1%  
-2.567

*Pre-crash (2/1/96 - 1/7/97)*

ÍNDICES	n	T	F <sub>s,t-k</sub>			ADF	PP
HANG	1	332	1.713	2.666	2.331	0.022	-0.279
JKSE	3	315	1.032	1.107	1.337	-1.056	-1.631
KLSE	4	295	3.520	2.347	1.831	-1.913	-2.482
KOSPI	1	348	2.748	1.963	1.382	-1.889	-1.293
NIKKEI	1	341	0.562	0.633	0.776	-1.695	-1.085
PSE	1	340	2.490	1.666	1.014	-1.918	-2.431
SET	4	309	5.053	3.371	0.003	-0.083	0.509
DJI	1	356	2.396	3.883	3.436	0.226	-0.213
FTSE	4	331	3.698	2.911	1.482	-1.289	-1.072
STOEUR	1	383	2.705	4.238	4.133	0.875	0.949

*Post-crash (2/7/97 - 11/5/98)*

ÍNDICES	n	T	F <sub>s,t-k</sub>			ADF	PP
HANG	3	161	0.968	0.659	0.281	-0.731	-0.816
JKSE	4	173	0.894	2.804	3.701	-0.883	-0.713
KLSE	1	192	1.364	2.235	2.926	-1.979	-1.132
KOSPI	4	179	0.225	1.087	1.631	-0.659	-0.570
NIKKEI	1	191	1.842	1.754	1.674	-0.941	-1.462
PSE	2	199	3.079	2.471	3.715	-2.938	-2.287
SET	1	197	2.539	2.721	2.350	-2.286	-1.501
DJI	1	200	1.613	1.643	0.231	-0.487	-0.591
FTSE	1	207	2.072	2.453	0.783	-0.686	-0.922
STOEUR	1	215	1.482	2.263	0.789	0.732	0.155

## CUADRO V-4

## TEST DE COINTEGRACIÓN MULTIVARIANTE

Test de cointegración multivariante entre los mercados de valores asiáticos —Japón, Corea del Sur, Filipinas, Malasia, Hong Kong, Indonesia y Tailandia— y los principales mercados de valores internacionales —Estados Unidos, Reino Unido y la Zona euro—, mediante los estadísticos de la Traza, que contrasta la hipótesis nula ( $H_0$ ) de que hay  $r$  vectores de cointegración, frente a la hipótesis alternativa ( $H_1$ ) de que existe, al menos,  $r+1$  vectores de cointegración, donde  $r$  va desde 0 hasta 7, y del  $\lambda$  Máximo, que contrasta la hipótesis nula ( $H_0$ ) de que, como máximo hay  $r$  vectores de cointegración, frente a la hipótesis alternativa ( $H_1$ ) de que existe, como máximo,  $r+1$  vectores de cointegración, donde  $r$  va desde 0 hasta 7. Las series utilizadas son los logaritmos de los precios de cierre diarios de los índices bursátiles de cada mercado expresados en dólares. La muestra consiste en 2 subintervalos divididos por la crisis asiática (2/7/97).  $T$  es el número de observaciones. Los modelos estimados se han determinado en función del criterio de información de Schwartz. El modelo incorpora tendencia en los datos y constante en la ecuación de cointegración. Los valores críticos utilizados se han tomado del trabajo de Osterwald-Lenum (1992).

## TEST DE LA TRAZA

Hipótesis	2/1/96 - 1/7/97			2/7/97 - 11/5/98		
	Nueva York	Londres	Zona Euro	Nueva York	Londres	Zona Euro
$H_0$ $H_1$						
$r=0$ $r>0$	103.177	124.154	102.725	144.564	147.711	150.022
$r<=1$ $r>1$	63.945	73.988	65.780	93.735	82.101	94.124
$r<=2$ $r>2$	40.580	37.967	37.961	58.614	51.824	57.268
$r<=3$ $r>3$	21.452	22.203	19.042	32.096	28.882	24.570
$r<=4$ $r>4$	8.568	8.856	6.808	12.489	7.074	10.994
$r<=5$ $r>5$	2.052	1.965	1.189	5.143	2.996	3.272
$r<=6$ $r>6$	0.430	0.498	0.471	1.291	1.246	0.653
$r<=7$ $r>7$	0.011	0.080	0.044	0.144	0.007	0.033

TEST DEL  $\lambda$  MÁXIMO

Hipótesis	2/1/96 - 1/7/97			2/7/97 - 11/5/98		
	Nueva York	Londres	Zona Euro	Nueva York	Londres	Zona Euro
$H_0$ $H_1$						
$r=0$ $r=1$	39.232	50.166	36.944	50.830	65.610	55.898
$r=1$ $r=2$	23.365	36.022	27.819	35.121	30.277	36.856
$r=2$ $r=3$	19.128	15.764	18.919	26.518	22.942	32.697
$r=3$ $r=4$	12.454	12.849	11.763	18.316	20.562	12.923
$r=4$ $r=5$	6.946	7.389	6.089	8.637	5.324	8.375
$r=5$ $r=6$	1.621	1.467	0.719	3.852	1.750	2.619
$r=6$ $r=7$	0.419	0.418	0.427	1.147	1.239	0.620
$r=7$ $r=8$	0.011	0.080	0.044	0.144	0.007	0.033
<b>T</b>	163	174	174	98	105	89



## CUADRO V-5

### CAUSALIDAD A CORTO PLAZO

La muestra considerada se corresponde con los rendimientos diarios de los índices bursátiles ( $X_j$ : NIKKEI, KOSPI, PSE, HANG, JKSE, SET y  $X_i$ : DJI, FTSE y STOEUR). Los retardos han sido determinados según el criterio de información de Schwartz exigiendo conjuntamente la inexistencia de correlación serial en los residuos. En la primera columna se recoge la hipótesis nula ( $H_0$ ) a contrastar.  $\chi^2$  es el valor del estadístico del test  $\chi^2_q$  de Wald (donde  $q$  es el número de grados de libertad) que contrasta la causalidad a corto plazo.  $p$ -value indica el nivel de probabilidad al que se acepta la hipótesis nula. (\*) indica el rechazo de la  $H_0$  al 5%. Además, se analiza la causalidad en dos intervalos de tiempo: i) 2/1/96-1/7/97 y ii) 2/7/97-11/5/98.

		Causalidad de $X_i$ sobre $X_j$						Causalidad de $X_j$ sobre $X_i$							
		NIKKEI <sub>j</sub>	KOSPI <sub>j</sub>	PSE <sub>j</sub>	KLSE <sub>j</sub>	HANG <sub>j</sub>	JKSE <sub>j</sub>	SET <sub>j</sub>	NIKKEI <sub>j</sub>	KOSPI <sub>j</sub>	PSE <sub>j</sub>	KLSE <sub>j</sub>	HANG <sub>j</sub>	JKSE <sub>j</sub>	SET <sub>j</sub>
<b>DJI<sub>i</sub></b>															
i	$\chi^2$	<b>9.266<sup>(*)</sup></b>	0.962	<b>6.609<sup>(*)</sup></b>	<b>15.096<sup>(*)</sup></b>	<b>62.404<sup>(*)</sup></b>	<b>32.472<sup>(*)</sup></b>	1.124	2.011	0.579	0.145	5.061	0.316	0.228	5.415
	$p$ -value	0.010	0.618	0.037	0.001	0.000	0.000	0.570	0.366	0.749	0.704	0.080	0.854	0.892	0.067
ii	$\chi^2$	<b>29.957<sup>(*)</sup></b>	2.280	<b>22.156<sup>(*)</sup></b>	1.692	<b>43.277<sup>(*)</sup></b>	1.557	2.456	<b>8.264<sup>(*)</sup></b>	0.820	0.497	3.754	<b>7.167<sup>(*)</sup></b>	4.733	5.472
	$p$ -value	0.000	0.320	0.000	0.429	0.000	0.459	0.293	0.016	0.664	0.780	0.153	0.028	0.094	0.065
<b>FTSE<sub>i</sub></b>															
i	$\chi^2$	0.524	1.007	2.329	3.369	3.526	1.959	3.250	<b>6.350<sup>(*)</sup></b>	0.282	1.611	4.962	1.359	0.522	3.229
	$p$ -value	0.770	0.605	0.312	0.186	0.172	0.376	0.197	0.042	0.869	0.447	0.084	0.507	0.770	0.199
ii	$\chi^2$	<b>14.410<sup>(*)</sup></b>	2.248	0.331	1.477	<b>7.830<sup>(*)</sup></b>	0.482	3.694	<b>11.294<sup>(*)</sup></b>	0.380	0.015	2.294	<b>6.139<sup>(*)</sup></b>	0.431	2.994
	$p$ -value	0.001	0.325	0.848	0.478	0.020	0.786	0.158	0.004	0.827	0.992	0.318	0.046	0.806	0.224
<b>STOEUR<sub>i</sub></b>															
i	$\chi^2$	0.573	1.964	0.730	6.017	3.297	1.615	6.313	2.206	1.222	0.507	4.310	1.839	1.119	1.915
	prob.	0.751	0.375	0.694	0.059	0.192	0.446	0.063	0.332	0.543	0.776	0.116	0.399	0.572	0.384
ii	$\chi^2$	4.971	3.860	2.583	2.709	0.483	5.695	3.586	<b>9.479<sup>(*)</sup></b>	0.689	0.069	0.686	4.500	0.608	0.445
	$p$ -value	0.083	0.145	0.275	0.258	0.785	0.058	0.166	0.009	0.709	0.966	0.709	0.105	0.738	0.801

CUADRO V-6

DESCOMPOSICIÓN DE LA VARIANZA DEL ERROR DE PREDICCIÓN  
(Asia vs Nueva York)

En cada fila se recoge la proporción de la varianza del rendimiento  $X_i$  que se encuentra explicada por cada uno de los rendimientos  $X_j$ . En cada columna se lee la capacidad explicativa del rendimiento  $X_j$  en el rendimiento  $X_i$ . La variable RESTO (sombreada en vertical) recoge el porcentaje de la varianza del error de predicción de  $X_i$  explicada por el resto de rendimientos  $X_j$ . Los resultados sombreados en diagonal representan la proporción de la varianza del error de predicción explicado por la propia variable que genera el *shock*. El orden de presentación de las series de rendimientos no es arbitraria, sino que sigue un disposición en función del horario de negociación (GMT) de cada mercado, siendo el primer mercado en abrir el de Tokio y el último en cerrar el de Nueva York.

Días	2/1/96 - 1/7/97									2/7/97 - 11/5/98								
	NIKKEI <sub>j</sub>	KOSPI <sub>j</sub>	PSE <sub>j</sub>	KLSE <sub>j</sub>	HANG <sub>j</sub>	JKSE <sub>j</sub>	SET <sub>j</sub>	DJI <sub>j</sub>	RESTO <sub>j</sub>	NIKKEI <sub>j</sub>	KOSPI <sub>j</sub>	PSE <sub>j</sub>	KLSE <sub>j</sub>	HANG <sub>j</sub>	JKSE <sub>j</sub>	SET <sub>j</sub>	DJI <sub>j</sub>	RESTO <sub>j</sub>
<b>NIKKEI<sub>i</sub></b>																		
5	<b>86.724</b>	3.089	1.087	1.133	0.074	0.751	0.821	6.322	<b>13.276</b>	<b>74.758</b>	1.272	0.787	1.197	0.630	1.349	0.944	19.063	<b>25.242</b>
10	<b>86.520</b>	3.123	1.131	1.161	0.089	0.787	0.873	6.316	<b>13.480</b>	<b>73.791</b>	1.405	0.891	1.587	0.690	1.436	1.254	18.947	<b>26.209</b>
<b>KOSPI<sub>i</sub></b>																		
5	0.306	<b>93.657</b>	1.374	2.004	0.137	0.256	1.664	0.601	<b>6.343</b>	14.413	<b>66.493</b>	1.379	0.842	1.094	7.629	2.456	5.695	<b>33.507</b>
10	0.322	<b>93.564</b>	1.377	2.048	0.137	0.268	1.664	0.619	<b>6.436</b>	14.993	<b>65.303</b>	1.546	0.888	1.160	7.657	2.468	5.985	<b>34.697</b>
<b>PSE<sub>i</sub></b>																		
5	0.252	4.083	<b>80.452</b>	5.505	0.750	2.690	3.926	2.342	<b>19.548</b>	3.506	2.847	<b>51.442</b>	15.693	4.019	12.060	5.430	5.003	<b>48.558</b>
10	0.272	4.170	<b>80.217</b>	5.505	0.756	2.707	3.986	2.387	<b>19.783</b>	3.531	2.889	<b>50.372</b>	15.510	4.051	12.481	5.816	5.351	<b>49.628</b>
<b>KLSE<sub>i</sub></b>																		
5	0.597	1.605	7.203	<b>76.020</b>	1.335	4.297	0.601	8.342	<b>23.980</b>	4.339	15.544	1.997	<b>64.323</b>	0.430	6.037	4.079	3.250	<b>35.677</b>
10	0.598	1.638	7.230	<b>75.951</b>	1.334	4.297	0.604	8.348	<b>24.049</b>	4.314	15.572	2.259	<b>63.397</b>	0.485	6.338	4.348	3.287	<b>36.603</b>
<b>HANG<sub>i</sub></b>																		
5	2.616	1.871	6.566	1.758	<b>53.151</b>	4.172	7.909	21.957	<b>46.849</b>	10.094	2.899	4.856	8.448	<b>47.409</b>	5.488	3.873	16.933	<b>52.591</b>
10	2.624	1.953	6.692	1.838	<b>52.936</b>	4.169	7.901	21.887	<b>47.064</b>	10.000	2.953	5.229	8.422	<b>46.820</b>	5.649	3.906	17.021	<b>53.180</b>
<b>JKSE<sub>i</sub></b>																		
5	0.573	0.583	8.721	6.652	3.245	<b>63.108</b>	2.383	14.735	<b>36.892</b>	4.098	5.983	7.681	24.068	2.585	<b>47.369</b>	5.209	3.006	<b>52.631</b>
10	0.576	0.613	8.727	6.668	3.247	<b>63.051</b>	2.392	14.726	<b>36.949</b>	4.187	6.058	7.665	23.828	2.581	<b>46.774</b>	5.597	3.309	<b>53.226</b>
<b>SET<sub>i</sub></b>																		
5	2.661	0.889	2.479	3.145	5.144	1.752	<b>82.674</b>	1.257	<b>17.326</b>	3.209	7.269	2.401	19.149	2.671	10.919	<b>51.339</b>	3.043	<b>48.661</b>
10	2.663	0.902	2.509	3.186	5.163	1.761	<b>82.554</b>	1.261	<b>17.446</b>	3.325	7.590	2.847	18.661	2.634	11.048	<b>49.968</b>	3.927	<b>50.032</b>
<b>DJI<sub>i</sub></b>																		
5	3.484	2.150	1.639	1.804	1.282	0.507	2.883	<b>86.251</b>	<b>13.749</b>	4.269	2.024	3.174	2.483	7.003	7.780	5.255	<b>68.012</b>	<b>31.988</b>
10	3.487	2.159	1.661	1.835	1.295	0.513	2.927	<b>86.124</b>	<b>13.876</b>	4.266	2.293	3.715	2.675	6.932	7.763	5.350	<b>67.006</b>	<b>32.994</b>

CUADRO V-7

DESCOMPOSICIÓN DE LA VARIANZA DEL ERROR DE PREDICCIÓN  
(Asia vs Londres)

En cada fila se recoge la proporción de la varianza del rendimiento  $X_i$  que se encuentra explicada por cada uno de los rendimientos  $X_j$ . En cada columna se lee la capacidad explicativa del rendimiento  $X_j$  en el rendimiento  $X_i$ . La variable RESTO (sombreada en vertical) recoge el porcentaje de la varianza del error de predicción de  $X_i$  explicada por el resto de rendimientos  $X_j$ . Los resultados sombreados en diagonal representan la proporción de la varianza del error de predicción explicado por la propia variable que genera el *shock*. El orden de presentación de las series de rendimientos no es arbitraria, sino que sigue un disposición en función del horario de negociación (GMT) de cada mercado, siendo el primer mercado en abrir el de Tokio y el último en cerrar el de Londres.

Días	2/1/96 - 1/7/97									2/7/97 - 11/5/98								
	NIKKEI <sub>j</sub>	KOSPI <sub>j</sub>	PSE <sub>j</sub>	KLSE <sub>j</sub>	HANG <sub>j</sub>	JKSE <sub>j</sub>	SET <sub>j</sub>	FTSE <sub>j</sub>	RESTO <sub>j</sub>	NIKKEI <sub>j</sub>	KOSPI <sub>j</sub>	PSE <sub>j</sub>	KLSE <sub>j</sub>	HANG <sub>j</sub>	JKSE <sub>j</sub>	SET <sub>j</sub>	FTSE <sub>j</sub>	RESTO <sub>j</sub>
<b>NIKKEI<sub>i</sub></b>																		
5	<b>93.706</b>	1.509	1.130	0.364	0.137	0.947	1.693	0.515	<b>6.294</b>	<b>82.402</b>	1.458	1.171	0.614	2.504	1.123	0.539	10.187	<b>17.598</b>
10	<b>93.642</b>	1.516	1.139	0.389	0.144	0.953	1.695	0.521	<b>6.358</b>	<b>82.024</b>	1.524	1.215	0.737	2.644	1.151	0.566	10.139	<b>17.976</b>
<b>KOSPI<sub>i</sub></b>																		
5	0.157	<b>92.527</b>	1.841	2.377	0.172	0.407	1.795	0.726	<b>7.473</b>	15.857	<b>68.380</b>	0.911	0.695	3.663	4.619	2.358	3.518	<b>31.620</b>
10	0.193	<b>92.326</b>	1.878	2.453	0.177	0.426	1.804	0.741	<b>7.674</b>	16.832	<b>66.480</b>	1.457	0.757	3.547	4.590	2.600	3.738	<b>33.520</b>
<b>PSE<sub>i</sub></b>																		
5	0.425	3.646	<b>83.851</b>	4.501	1.345	1.901	3.321	1.011	<b>16.149</b>	7.363	2.429	<b>56.126</b>	13.651	0.335	14.000	5.183	0.913	<b>43.874</b>
10	0.438	3.697	<b>83.641</b>	4.525	1.352	1.920	3.365	1.063	<b>16.359</b>	7.417	2.915	<b>55.035</b>	13.715	0.355	14.093	5.492	0.977	<b>44.965</b>
<b>KLSE<sub>i</sub></b>																		
5	2.979	1.658	9.146	<b>78.503</b>	2.127	3.611	0.230	1.747	<b>21.497</b>	8.588	14.041	2.935	<b>62.721</b>	0.949	5.109	3.673	1.982	<b>37.279</b>
10	2.982	1.710	9.201	<b>78.365</b>	2.130	3.616	0.241	1.755	<b>21.635</b>	8.596	14.397	2.949	<b>61.928</b>	1.173	5.235	3.741	1.981	<b>38.072</b>
<b>HANG<sub>i</sub></b>																		
5	5.868	1.986	8.923	5.299	<b>66.431</b>	2.189	7.145	2.160	<b>33.569</b>	13.664	2.096	10.041	6.006	<b>53.677</b>	3.795	2.769	7.953	<b>46.323</b>
10	5.918	2.064	8.946	5.405	<b>66.173</b>	2.203	7.134	2.156	<b>33.827</b>	13.624	2.275	9.993	6.012	<b>53.411</b>	3.873	2.886	7.927	<b>46.589</b>
<b>JKSE<sub>i</sub></b>																		
5	2.072	0.423	11.944	9.571	8.335	<b>64.401</b>	1.907	1.347	<b>35.599</b>	6.097	9.991	8.529	20.024	5.497	<b>43.667</b>	5.465	0.730	<b>56.333</b>
10	2.095	0.444	11.948	9.598	8.325	<b>64.313</b>	1.931	1.347	<b>35.687</b>	6.517	10.133	8.501	19.810	5.552	<b>43.028</b>	5.655	0.804	<b>56.972</b>
<b>SET<sub>i</sub></b>																		
5	3.168	1.401	2.254	2.810	5.258	1.412	<b>80.422</b>	3.275	<b>19.578</b>	4.797	7.793	1.243	22.724	1.101	5.096	<b>55.366</b>	1.880	<b>44.634</b>
10	3.167	1.418	2.323	2.828	5.260	1.425	<b>80.306</b>	3.273	<b>19.694</b>	5.021	8.544	1.433	22.325	1.232	5.167	<b>54.343</b>	1.935	<b>45.657</b>
<b>FTSE<sub>i</sub></b>																		
5	9.218	1.721	2.351	4.155	0.868	2.359	1.990	<b>77.337</b>	<b>22.663</b>	9.887	1.922	2.366	2.849	17.445	1.345	2.115	<b>62.072</b>	<b>37.928</b>
10	9.200	1.787	2.363	4.287	0.874	2.396	2.035	<b>77.057</b>	<b>22.943</b>	9.841	2.018	2.388	2.994	17.429	1.375	2.130	<b>61.825</b>	<b>38.175</b>

## CUADRO V-8

### DESCOMPOSICIÓN DE LA VARIANZA DEL ERROR DE PREDICCIÓN (Asia vs Zona Euro)

En cada fila se recoge la proporción de la varianza del rendimiento  $X_i$  que se encuentra explicada por cada uno de los rendimientos  $X_j$ . En cada columna se lee la capacidad explicativa del rendimiento  $X_j$  en el rendimiento  $X_i$ . La variable RESTO (sombreada en vertical) recoge el porcentaje de la varianza del error de predicción de  $X_i$  explicada por el resto de rendimientos  $X_j$ . Los resultados sombreados en diagonal representan la proporción de la varianza del error de predicción explicado por la propia variable que genera el *shock*. El orden de presentación de las series de rendimientos no es arbitraria, sino que sigue una disposición en función del horario de negociación (GMT) de cada mercado, siendo el primer mercado en abrir el de Tokio y los últimos en cerrar los de la Zona Euro.

Días	2/1/96 - 1/7/97									2/7/97 - 11/5/98								
	NIKKEI <sub>j</sub>	KOSPI <sub>j</sub>	PSE <sub>j</sub>	KLSE <sub>j</sub>	HANG <sub>j</sub>	JKSE <sub>j</sub>	SET <sub>j</sub>	STOEUR <sub>j</sub>	RESTO <sub>j</sub>	NIKKEI <sub>j</sub>	KOSPI <sub>j</sub>	PSE <sub>j</sub>	KLSE <sub>j</sub>	HANG <sub>j</sub>	JKSE <sub>j</sub>	SET <sub>j</sub>	STOEUR <sub>j</sub>	RESTO <sub>j</sub>
<b>NIKKEI<sub>i</sub></b>																		
5	<b>94.057</b>	1.566	0.978	0.475	0.090	1.025	1.571	0.237	<b>5.943</b>	<b>88.488</b>	1.540	1.071	0.864	3.370	0.598	0.630	3.439	<b>11.512</b>
10	<b>93.985</b>	1.580	0.987	0.493	0.097	1.032	1.577	0.249	<b>6.015</b>	<b>88.170</b>	1.550	1.095	0.930	3.474	0.667	0.646	3.468	<b>11.830</b>
<b>KOSPI<sub>i</sub></b>																		
5	0.228	<b>92.298</b>	1.868	2.233	0.096	0.267	1.955	1.055	<b>7.702</b>	17.598	<b>68.005</b>	0.909	1.469	4.428	4.066	2.605	0.920	<b>31.995</b>
10	0.247	<b>92.159</b>	1.876	2.287	0.105	0.286	1.983	1.055	<b>7.841</b>	18.413	<b>66.285</b>	1.301	1.478	4.706	4.146	2.678	0.993	<b>33.715</b>
<b>PSE<sub>i</sub></b>																		
5	0.317	3.505	<b>83.800</b>	4.675	1.462	1.912	3.342	0.986	<b>16.200</b>	8.344	2.533	<b>54.852</b>	12.306	0.464	13.965	5.701	1.837	<b>45.148</b>
10	0.331	3.529	<b>83.668</b>	4.694	1.462	1.930	3.397	0.988	<b>16.332</b>	8.256	3.271	<b>53.342</b>	12.547	0.469	14.002	6.088	2.025	<b>46.658</b>
<b>KLSE<sub>i</sub></b>																		
5	2.989	1.546	8.660	<b>76.708</b>	1.931	3.923	0.255	3.988	<b>23.293</b>	9.804	14.370	3.274	<b>60.013</b>	1.402	5.953	3.141	2.042	<b>39.987</b>
10	2.997	1.574	8.684	<b>76.631</b>	1.933	3.926	0.267	3.988	<b>23.369</b>	9.869	14.707	3.280	<b>59.401</b>	1.486	6.026	3.200	2.032	<b>40.599</b>
<b>HANG<sub>i</sub></b>																		
5	6.316	2.156	9.125	4.706	<b>65.516</b>	2.725	6.672	2.784	<b>34.484</b>	18.563	1.840	8.093	6.244	<b>57.668</b>	4.790	1.654	1.148	<b>42.332</b>
10	6.308	2.209	9.147	4.737	<b>65.398</b>	2.729	6.687	2.786	<b>34.602</b>	18.528	1.905	8.105	6.295	<b>57.440</b>	4.804	1.728	1.194	<b>42.560</b>
<b>JKSE<sub>i</sub></b>																		
5	2.233	0.576	11.952	8.724	8.407	<b>65.602</b>	1.730	0.775	<b>34.398</b>	7.168	10.147	6.552	21.742	5.371	<b>43.129</b>	5.016	0.874	<b>56.871</b>
10	2.233	0.605	11.939	8.742	8.403	<b>65.538</b>	1.765	0.775	<b>34.462</b>	7.836	10.432	6.503	21.331	5.563	<b>42.235</b>	5.143	0.956	<b>57.765</b>
<b>SET<sub>i</sub></b>																		
5	2.906	0.793	2.869	2.714	5.148	0.934	<b>81.203</b>	3.432	<b>18.797</b>	5.209	8.160	0.919	20.899	1.222	5.874	<b>54.699</b>	3.019	<b>45.301</b>
10	2.908	0.795	2.884	2.732	5.155	0.942	<b>81.155</b>	3.430	<b>18.845</b>	5.371	8.671	1.072	20.652	1.303	5.901	<b>54.010</b>	3.021	<b>45.990</b>
<b>STOEUR<sub>i</sub></b>																		
5	12.009	0.397	1.360	2.924	4.989	0.459	2.502	<b>75.360</b>	<b>24.640</b>	30.478	2.001	1.888	1.069	17.518	2.003	2.496	<b>42.547</b>	<b>57.453</b>
10	12.002	0.404	1.361	2.956	4.990	0.465	2.517	<b>75.304</b>	<b>24.696</b>	30.427	2.003	1.884	1.068	17.543	2.011	2.542	<b>42.522</b>	<b>57.478</b>

## GRÁFICO V-1

### EVOLUCIÓN DE LOS ÍNDICES BURSÁTILES EXPRESADOS EN DÓLARES (Valor 100 el 2 de enero de 1996)

