

INFLUENCIA Y SENSIBILIDAD DE LOS MERCADOS BURSÁTILES EUROPEOS

*Francisco J. Climent Diranzo**
*Vicente Meneu Ferrer**
*Angel Pardo Tornero**

Este trabajo analiza las relaciones entre los mercados bursátiles europeos y los de Nueva York y Tokio, durante el período 1988-1998. La no coincidencia de los horarios de negociación entre estos mercados determina los resultados de los análisis de correlación y de regresión con rendimientos diarios de los índices bursátiles de cada mercado de valores. Con el fin de solucionar éste y otros inconvenientes se contrasta el modelo propuesto por Peiró *et al.* (1998), que permite distinguir entre la capacidad de influir de un mercado sobre otro y la sensibilidad de ser influido por el resto de los mercados. Los resultados, en moneda local, indican que el mercado más influyente es Nueva York, mientras que los mercados europeos de la zona euro son los más sensibles, especialmente en el período 1992-1998. Al considerar los rendimientos expresados en dólares, los flujos de información se incrementan en los períodos más volátiles y Tokio se convierte en el mercado más sensible.

Palabras clave: relaciones económicas internacionales, relaciones monetarias internacionales, mercado de valores, bolsa, índices bursátiles, tipo de cambio, 1988-1998.

Clasificación JEL: F21, F30, G15.

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. 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

* Departamento de Economía Financiera y Matemática. Universidad de Valencia.

Los autores desean agradecer los comentarios realizados por Amado Peiró, Mikel Tapia y por los asistentes a las VI Jornadas de Economía Internacional, así como la ayuda prestada por Francisco Alvarez, de la Bolsa de Valencia; por Fernando Cantón, de la Sociedad Bolsagest, y por la agencia Reuters. Los posibles errores que subsistan son únicamente de su responsabilidad.

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 sólo 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 a través de medidas de liderazgo y de medidas de causalidad. Ahora bien, más allá de estas medidas, sería deseable poder especificar otras dos cuestiones de interés: la sensibilidad de un mercado ante la influencia de los otros y la capacidad de un mercado de influir en los demás. Este será el objetivo del presente trabajo, en el que se estudian 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 permite distinguir entre aquellas dos influencias.

El apartado 2 se dedica a la revisión bibliográfica sobre las relaciones entre los mercados bursátiles internacionales. En el apartado 3 se describe la muestra. En el apartado 4 se presenta el análisis de correlación cruzada de los rendimientos de cada mercado y el análisis de regresión múltiple. En el apartado 5 se estudia la influencia y sensibilidad de los diferentes mercados aplicando el modelo propuesto por Peiró *et al.* (1998). En el apartado 6 se realizan diversas extensiones del modelo. El apartado 7 presenta las conclusiones más relevantes.

2. Revisión bibliográfica

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

A partir de los años ochenta, la globalización de los mercados bursátiles internacionales ha impulsado estos análisis utilizando variadas técnicas estadísticas y econométricas: el análisis de correlación cruzada (Hamao *et al.*, 1990, y Becker *et al.*, 1992); el análisis de regresión (Becker *et al.*, 1990; Malliaris y Urrutia, 1992, y Jimeno, 1995); la estimación de vectores autorregresivos (Eun y Shim, 1989; Jeon y Von Furstenberg, 1990; Peña, 1992; Pérez y Torra, 1995; Janakiramanan y Lamba, 1998; Wu y Su, 1998, y Climent, 1999), entre otros.

La visión que intenta aportar este trabajo se basa en la metodología de relaciones no lineales propuesta por Peiró *et al.* (1998), que analiza los co-movimientos entre los mercados a través de los flujos de información generados en los mismos, y detecta su capacidad de influir y su sensibilidad. Estos autores estudian tres mercados (Nueva York, Tokio y Francfort) con series diarias de sus principales índices bursátiles, expresadas en moneda local, para el período 2 de enero de 1990 - 30 de octubre de 1992. Se contemplan varias ampliaciones con respecto al trabajo citado. De una parte, se amplía el período muestral de dos a diez años (1988-1998). De otra, se analiza el caso de cuatro mercados europeos (pertenecientes o no a la zona euro) frente a considerar sólo Francfort. Además, se divide el período muestral en dos intervalos en un intento de identificar el comportamiento de estos mercados en el amplio período de convergencia hacia la moneda única y, por último, se tiene en cuenta el efecto de los datos atípicos y la influencia del tipo de cambio.

3. Datos

Los datos 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). Los rendimientos se han obtenido como la diferencia de los logaritmos de los precios. La muestra expresada en moneda local se ha transformado 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). Para ello, se han utilizado los tipos de cambio diarios de cada moneda con respecto al dólar, facilitados por la Agencia de Información Reuters y calculados como la media entre los mejores precios de compra y de venta pactados por un número limitado de entidades financieras de manera directa o indirecta a través de *brokers* para cada moneda a las 23 horas de Madrid.

En el Anexo se presentan 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. Se constata 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).

4. Análisis de correlación y de regresión lineal múltiple

Con el análisis de correlación (contemporáneo y no contemporáneo) entre los rendimientos de los índices bursátiles se pretende obtener una primera información sobre sus relaciones para decidir, a partir de ella, la secuencia temporal del trabajo a desarrollar. El coeficiente de correlación cruzada (ρ_{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 sean¹.

¹ 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.

CUADRO 1

COEFICIENTES DE CORRELACION CRUZADA

PANEL A. Correlación cruzada entre los rendimientos diarios contemporáneos desde el 2 de enero de 1988 hasta el 11 de mayo de 1998.

	CAC _t	DAX _t	DJI _t	FTSE _t	IBEX _t	NIKKEI _t
CAC _t	1					
DAX _t	0,612	1				
DJI _t	0,286	0,195	1			
FTSE _t	0,614	0,460	0,364	1		
IBEX _t	0,600	0,533	0,222	0,513	1	
NIKKEI _t	0,252	0,289	0,107	0,265	0,293	1

En negrita se indica el coeficiente de correlación que es significativo al 5 por 100.

PANEL B. Correlación cruzada entre los rendimientos diarios no contemporáneos desde el 2 de enero de 1988 hasta el 11 de mayo de 1998

	CAC _t	DAX _t	DJI _t	FTSE _t	IBEX _t	NIKKEI _t
CAC _{t-1}		0,128	0,033	-0,003	0,068	0,123
DAX _{t-1}	-0,015		-0,004	-0,001	0,003	0,066
DJI _{t-1}	0,277	0,399		0,236	0,290	0,237
FTSE _{t-1}	0,039	0,155	0,044		0,096	0,148
IBEX _{t-1}	0,004	0,092	0,057	0,022		0,113
NIKKEI _{t-1}	-0,053	-0,088	-0,014	-0,080	-0,062	

En negrita se indica el coeficiente de correlación que es significativo al 5 por 100.

Los resultados se recogen en el Cuadro 1 y señalan que, como era de esperar, la correlación contemporánea aumenta con el mayor solapamiento horario y con la secuencia temporal de los flujos de información entre mercados (panel A). Por otra parte, al tener en cuenta los rendimientos no contemporáneos, resulta que los mercados europeos y el mercado de Tokio presentan una correlación significativa con la bolsa de Nueva York retardada un período (panel B).

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 período.

Mientras 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 regre-

sión múltiple es posible estudiar todos los mercados conjuntamente. En concreto, se van a seleccionar tres ecuaciones y tres variables formadas por los rendimientos de los índices NIKKEI y DJI que van a ser variables permanentes y por el rendimiento de cada mercado europeo que 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. El conjunto de ecuaciones que pone en relación cada uno de los índices bursátiles con los dos restantes es el siguiente:

$$NIKKEI_t = \alpha_1 + \delta'_1 \cdot I_{t-1} + \delta''_{DJI} \cdot DJI_{t-1} + \mu_{1t} \quad [1]$$

$$DJI_t = \alpha_2 + \delta'_{NIKKEI} \cdot NIKKEI_t + \delta'_1 \cdot I_t + \mu_{2t} \quad [2]$$

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

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); δ'_h y δ''_h son los parámetros que acompañan a las variables explicativas ($h= I, NIKKEI$ y DJI), α_i son los términos independientes ($i=1, 2$ y 3), μ_{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 período al cerrar tres horas antes en el día anterior, y el rendimiento del mercado europeo también retardado un período 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 período.

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 todas las ecuaciones.

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. Los resultados señalan que la capacidad predictiva, medida a través del coeficiente de determinación corregido, disminuye con respecto a la obtenida en el Cuadro 2 y que, además, la significatividad de la variable ahora considerada aumenta. Con todo esto se puede 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 regresores².

La evidencia obtenida en este apartado lleva a concluir que las relaciones entre los mercados de valores dependen de forma importante de los horarios de negociación. Ahora bien, cada parámetro δ 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 el siguiente apartado 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.

5. 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

² Para abreviar, en el trabajo sólo se exponen los resultados más relevantes. El resto de los resultados pueden solicitarse a los autores.

CUADRO 2

ESTIMACION LINEAL MULTIPLE

Regresión de los rendimientos diarios de cada mercado con una constante y con los rendimientos de los otros mercados para el período 2-1-88/11-5-98.
R² es el coeficiente de determinación ajustado y *t-stat* es el estadístico de *t* de Student.

$$\begin{aligned} NIKKEI_t &= \alpha_1 + \delta'_1 \cdot I_{t-1} + \delta''_{DJI} \cdot DJI_{t-1} + \mu_{1t} \\ DJI_t &= \alpha_2 + \delta'_{NIKKEI} \cdot NIKKEI_t + \delta''_1 \cdot I_t + \mu_{2t} \\ I_t &= \alpha_3 + \delta'_{DJI} \cdot DJI_{t-1} + \delta''_{NIKKEI} \cdot NIKKEI_t + \mu_{3t} \end{aligned}$$

	I = ESPAÑA					I = FRANCIA				
	α_1	δ'_{IBEX}	δ''_{DJI}	R ²	N.º obs.	α_1	δ'_{CAC}	δ''_{DJI}	R ²	N.º obs.
<i>NIKKEI</i>	-0,0003	0,0931	0,3456	0,0566	2.160	-0,0003	0,1108	0,3391	0,0613	2.178
<i>t-stat</i>	-0,9261	3,3669	9,8105			-0,9732	4,1276	9,5852		
	α_2	δ'_{NIKKEI}	δ''_{IBEX}	R ²	N.º obs.	α_2	δ'_{NIKKEI}	δ''_{CAC}	R ²	N.º obs.
<i>DJI</i>	0,0005	0,0297	0,1782	0,0593	2.155	0,0004	0,0188	0,2149	0,0835	2.175
<i>t-stat</i>	2,8485	2,2079	10,2294			2,3788	1,4380	13,1983		
	α_3	δ'_{DJI}	δ''_{NIKKEI}	R ²	N.º obs.	α_3	δ'_{DJI}	δ''_{NIKKEI}	R ²	N.º obs.
<i>I</i>	0,0004	0,1906	0,3112	0,1534	2.133	0,0003	0,1577	0,3091	0,1151	2.160
<i>t-stat</i>	1,6953	12,0780	12,2513			1,3915	9,3395	11,3151		
	I = ALEMANIA					I = REINO UNIDO				
	α_1	δ'_{DAX}	δ''_{DJI}	R ²	N.º obs.	α_1	δ'_{FTSE}	δ''_{DJI}	R ²	N.º obs.
<i>NIKKEI</i>	-0,0003	0,0573	0,3581	0,0551	2.197	-0,0003	0,1190	0,3243	0,0543	2.252
<i>t-stat</i>	-1,0920	2,2744	10,3755			-0,9969	3,1738	9,0750		
	α_2	δ'_{NIKKEI}	δ''_{DAX}	R ²	N.º obs.	α_2	δ'_{NIKKEI}	δ''_{FTSE}	R ²	N.º obs.
<i>DJI</i>	0,0004	0,0292	0,1473	0,0480	2.202	0,0003	0,0046	0,3805	0,1318	2.266
<i>t-stat</i>	2,3360	2,1731	9,1644			2,0451	0,3681	17,7884		
	α_3	δ'_{DJI}	δ''_{NIKKEI}	R ²	N.º obs.	α_3	δ'_{DJI}	δ''_{NIKKEI}	R ²	N.º obs.
<i>I</i>	0,0003	0,1792	0,4984	0,2159	2.191	0,0004	0,1285	0,1849	0,1041	2.252
<i>t-stat</i>	1,4523	10,9737	18,7335			2,4235	10,6521	9,4250		

En negrita se indican los coeficientes significativos al 5 por 100.

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:

$$NIKKEI_t = \alpha_{NIKKEI} + \lambda_{NIKKEI} \cdot [\beta_1 \cdot I_{t-1} + \beta_{DJI} \cdot DJI_{t-1}] + \mu_{NIKKEI_t} \quad [4]$$

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

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

donde β_h son los parámetros individuales que acompañan a las variables explicativas ($h=NIKKEI, DJI$ e I) y λ_j son los parámetros globales que recogen el efecto conjunto de las variables explicativas ($j=NIKKEI, DJI$ e I).

Los parámetros β_h indican la capacidad que tiene el mercado h para influir en los otros. Los λ_j recogen la sensibilidad del mercado j ante la influencia de los dos restantes (variables explicativas). Dos aspectos merecen ser destacados: la capacidad de influir de un mercado (β_h) no depende de los mercados que están recibiendo la influencia, y el factor de sensibilidad (λ_j) depende exclusivamente del mercado que recibe la influencia, con independencia del mercado que le influya.

De esta forma, el efecto de un mercado sobre otro es el producto de los parámetros λ_j por los β_h . Así, en la ecuación del índice europeo (ecuación [6]), la influencia de Nueva York sobre el índice europeo es el resultado del producto $\lambda_I \cdot \beta_{DJI}$ siendo λ_I la sensibilidad del mercado europeo al efecto conjunto del *DJI* y del *NIKKEI* y β_{DJI} la capacidad de Nueva York de afectar, particularmente, al resto de los mercados (*NIKKEI* e *I*). Los términos de error μ_{it} reflejan las innovaciones específicas ocurridas en el mercado i y las innovaciones globales ocurridas desde el cierre de los otros mercados. Por ejemplo, $\mu_{I,t}$ representa el efecto de innovaciones específicas del mercado europeo I_t y el efecto de innovaciones globales que no se encuentran recogidas en Nueva York en el momento $t-1$, ni en el mercado japonés en t .

Dado que el sistema formado por las ecuaciones [4], [5] y [6] es indeterminado, para estimar los parámetros se ha tomado un valor inicial de $\lambda_{DJI} = 1$ de manera que el 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).

En el Cuadro 3 se presentan los resultados obtenidos, siendo los parámetros λ_j y β_h claramente significativos. El interés del estudio radica en la comparación de los valores obtenidos para cada mercado. Los mercados de la zona euro (IBEX, CAC y DAX) son los más sensibles (mayores valores de λ) a cambios en el *DJI* y en el *NIKKEI*, mientras que el *FTSE* es el menos sensible ($\lambda_{FTSE}=0,43$). Con respecto a la capacidad de influir, el *DJI* es el mercado más influyente en todas las ocasiones (mayores valores de β) seguido, en orden decreciente, por los merca-

dos europeos y por el *NIKKEI*³. Destaca, sobre todo, la elevada influencia del índice *DJI* en el índice *FTSE* ($\beta_{DJI}=0,5751$).

La presencia de correlación en los términos de error de las diferentes ecuaciones se ha comprobado a través del estadístico propuesto por Breusch y Pagan (1980). Bajo la hipótesis nula de ausencia de correlación, el estadístico sigue asintóticamente una distribución χ^2 con $(M \cdot \frac{M-1}{2})$ grados de libertad donde M es el número de ecuaciones. Los estadísticos obtenidos para los casos del IBEX, CAC, DAX y *FTSE* son 0,342, 0,422, 0,581 y 0,294, respectivamente, e indican que no existe evidencia estadística de correlación cruzada de los términos de error para un nivel de significatividad del 95 por 100.

Es interesante comparar los resultados obtenidos en las ecuaciones [1], [2] y [3] con los del sistema de ecuaciones [4], [5] y [6]. Para ello, se han obtenido los productos $\lambda_j \cdot \beta_h$ de la estimación simultánea (ver Cuadro 3) que son comparables con los δ_h de la estimación individual (Cuadro 2). Se observa que: *i*) los coeficientes de los mercados que finalizan su sesión en primer lugar ($\lambda_{NIKKEI} \cdot \beta_I$, $\lambda_{DJI} \cdot \beta_{NIKKEI}$ y $\lambda_I \cdot \beta_{DJI}$ en el Cuadro 3) se han incrementado con respecto a los coeficientes que se obtenían de la estimación lineal (δ_I , δ_{NIKKEI} y δ_{DJI} en el Cuadro 2), y *ii*) los coeficientes de los mercados que finalizan en último lugar ($\lambda_{NIKKEI} \cdot \beta_{DJI}$, $\lambda_{DJI} \cdot \beta_I$ y $\lambda_I \cdot \beta_{NIKKEI}$ en el Cuadro 3) han disminuido con respecto a las estimaciones lineales (δ_I , δ_{NIKKEI} y δ_{DJI} en el Cuadro 2).

Este comportamiento muestra que al desglosar la capacidad de influir de dos mercados sobre otro en un efecto común (λ) y en un efecto individual (β), se produce un incremento (disminución) en la influencia del mercado más (menos) alejado del horario de negociación del mercado a explicar. Por tanto, con este modelo se mitiga el efecto del mercado pantalla detectado anteriormente.

³ PEIRO *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 influyentes de los tres.

CUADRO 3
ESTIMACION DEL MODELO DE RELACIONES NO LINEALES
(Muestra original 1988-1998)

$$\begin{aligned}
 NIKKEI_t &= \alpha_{NIKKEI} + \lambda_{NIKKEI} \cdot [\beta_I \cdot I_{t-1} + \beta_{DJI} \cdot DJI_{t-1}] + \mu_{NIKKEI_t} \\
 DJI_t &= \alpha_{DJI} + \lambda_{DJI} \cdot [\beta_{NIKKEI} \cdot NIKKEI_t + \beta_I \cdot I_t] + \mu_{DJI_t} \\
 I_t &= \alpha_I + \lambda_I \cdot [\beta_{DJI} \cdot DJI_{t-1} + \beta_{NIKKEI} \cdot NIKKEI_t] + \mu_{I_t}
 \end{aligned}$$

I = IBEX	λ_{DJI}	λ_{NIKKEI}	λ_{IBEX}	β_{DJI}	β_{NIKKEI}	β_{IBEX}	N.° obs.
Coefficiente	1	1,5793	1,8322	0,1899	0,0893	0,0900	2.287
Error estándar.....		0,2710	0,2991	0,0334	0,0137	0,0160	
Estadístico t.....		5,8276	6,1248	5,6897	6,5066	5,6257	
	$\lambda_{NIKKEI} \cdot \beta_{IBEX}$	$\lambda_{NIKKEI} \cdot \beta_{DJI}$	$\lambda_{DJI} \cdot \beta_{NIKKEI}$	$\lambda_{DJI} \cdot \beta_{IBEX}$	$\lambda_{IBEX} \cdot \beta_{DJI}$	$\lambda_{IBEX} \cdot \beta_{NIKKEI}$	
Coefficiente	0,1422	0,2998	0,0893	0,0900	0,3478	0,0893	
I = CAC	λ_{DJI}	λ_{NIKKEI}	λ_{CAC}	β_{DJI}	β_{NIKKEI}	β_{CAC}	N.° obs.
Coefficiente	1	1,0685	1,3669	0,2616	0,0824	0,1527	2.298
Error estándar.....		0,1593	0,2282	0,0452	0,0135	0,0189	
Estadístico t.....		6,7096	5,9904	5,7915	6,0835	8,0970	
	$\lambda_{NIKKEI} \cdot \beta_{CAC}$	$\lambda_{NIKKEI} \cdot \beta_{DJI}$	$\lambda_{DJI} \cdot \beta_{NIKKEI}$	$\lambda_{DJI} \cdot \beta_{CAC}$	$\lambda_{CAC} \cdot \beta_{DJI}$	$\lambda_{CAC} \cdot \beta_{NIKKEI}$	
Coefficiente	0,1631	0,2795	0,0824	0,1527	0,3576	0,0824	
I = DAX	λ_{DJI}	λ_{NIKKEI}	λ_{DAX}	β_{DJI}	β_{NIKKEI}	β_{DAX}	N.° obs.
Coefficiente	1	1,2349	1,9890	0,2616	0,0798	0,0818	2.312
Error estándar.....		0,2258	0,3571	0,0489	0,0136	0,0153	
Estadístico t.....		5,4696	5,5694	5,3506	5,8663	5,3621	
	$\lambda_{NIKKEI} \cdot \beta_{DAX}$	$\lambda_{NIKKEI} \cdot \beta_{DJI}$	$\lambda_{DJI} \cdot \beta_{NIKKEI}$	$\lambda_{DJI} \cdot \beta_{DAX}$	$\lambda_{DAX} \cdot \beta_{DJI}$	$\lambda_{DAX} \cdot \beta_{NIKKEI}$	
Coefficiente	0,1010	0,3231	0,0798	0,0818	0,5204	0,0798	
I = FTSE	λ_{DJI}	λ_{NIKKEI}	λ_{FTSE}	β_{DJI}	β_{NIKKEI}	β_{FTSE}	N.° obs.
Coefficiente	1	0,4989	0,4300	0,5751	0,0519	0,3411	2.343
Error estándar.....		0,0875	0,0994	0,1267	0,0146	0,0265	
Estadístico t.....		5,7013	4,3254	4,5393	3,5502	12,8523	
	$\lambda_{NIKKEI} \cdot \beta_{FTSE}$	$\lambda_{NIKKEI} \cdot \beta_{DJI}$	$\lambda_{DJI} \cdot \beta_{NIKKEI}$	$\lambda_{DJI} \cdot \beta_{FTSE}$	$\lambda_{FTSE} \cdot \beta_{DJI}$	$\lambda_{FTSE} \cdot \beta_{NIKKEI}$	
Coefficiente	0,1712	0,2869	0,0519	0,3411	0,2473	0,0519	

6. Extensiones

En primer lugar, a partir de la muestra original se ha dividido el período 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 Dinamar-

ca». Los resultados denotan que en el período 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

CUADRO 4
ESTIMACION DEL MODELO DE RELACIONES NO LINEALES
(Muestra corregida)

$$\begin{aligned}
 NIKKEI_t &= \alpha_{NIKKEI} + \lambda_{NIKKEI} \cdot [\beta_I \cdot I_{t-1} + \beta_{DJI} \cdot DJI_{t-1}] + \mu_{NIKKEI_t} \\
 DJI_t &= \alpha_{DJI} + \lambda_{DJI} \cdot [\beta_{NIKKEI} \cdot NIKKEI_t + \beta_I \cdot I_t] + \mu_{DJI_t} \\
 I_t &= \alpha_I + \lambda_I \cdot [\beta_{DJI} \cdot DJI_{t-1} + \beta_{NIKKEI} \cdot NIKKEI_t] + \mu_{I_t}
 \end{aligned}$$

I = IBEX	λ_{DJI}	λ_{NIKKEI}	λ_{IBEX}	β_{DJI}	β_{NIKKEI}	β_{IBEX}	N.º obs.
Coefficiente	1	0,8695	1,0518	0,2383	0,0516	0,0911	2.125
Error estándar.....		0,2685	0,3393	0,0783	0,0155	0,0214	
Estadístico t.....		3,2380	3,1001	3,0443	3,3262	4,2580	
I = CAC	λ_{DJI}	λ_{NIKKEI}	λ_{CAC}	β_{DJI}	β_{NIKKEI}	β_{CAC}	N.º obs.
Coefficiente	1	0,8531	1,1447	0,2365	0,0561	0,1274	2.135
Error estándar.....		0,1925	0,3053	0,0630	0,0154	0,0206	
Estadístico t.....		4,4308	3,7492	3,7514	3,6453	6,1901	
I = DAX	λ_{DJI}	λ_{NIKKEI}	λ_{DAX}	β_{DJI}	β_{NIKKEI}	β_{DAX}	N.º obs.
Coefficiente	1	0,8797	1,5997	0,2428	0,0652	0,0678	2.149
Error estándar.....		0,2492	0,4400	0,0688	0,0162	0,0182	
Estadístico t.....		3,5303	3,6354	3,5280	4,0294	3,7229	
I = FTSE	λ_{DJI}	λ_{NIKKEI}	λ_{FTSE}	β_{DJI}	β_{NIKKEI}	β_{FTSE}	N.º obs.
Coefficiente	1	0,4066	0,3355	0,5007	0,0378	0,2449	2.184
Error estándar.....		0,1170	0,1241	0,1727	0,0167	0,0265	
Estadístico t.....		3,4753	2,7029	2,8995	2,2571	9,2445	

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).

En segundo lugar, se han repetido los análisis de la muestra completa, corrigiendo por los rendimientos atípicos. A tal fin, se han eliminado aquéllos no comprendidos en el intervalo definido por el rendimiento medio más/menos dos veces la desviación típica⁴. En el Cuadro 4 se recogen los resultados del modelo de regresiones no lineales observándose que la cuantía de los coeficientes λ_j y β_h se ve reducida, en términos generales, de forma considerable. La comparación entre los Cuadros 3 y 4

pone de manifiesto que los flujos de información entre mercados bursátiles son más importantes en los momentos de mayor turbulencia que en los períodos estables, por incrementarse la capacidad de influir y la sensibilidad a las influencias.

Por último, se ha tenido en cuenta que 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 de numerosos estudios, concluyendo que las fluctuaciones de los tipos de cambio tienen un impacto reducido en los co-movimientos de los índices bursátiles internacionales.⁵ Ahora bien, debe tenerse en cuenta que el período muestral estudiado en este trabajo incluye una serie de hechos relevantes

⁴ 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 por 100 del total de observaciones, la desviación estándar disminuye de forma considerable.

⁵ DWYER y HAFER (1988), BECKER *et al.* (1990), ARSHANAPALLI y DOUKAS (1993) y KANAS (1998), entre otros.

CUADRO 5
ESTIMACION DEL MODELO DE RELACIONES NO LINEALES
(Muestra original en dólares)

$$\begin{aligned}
 NIKKEI_t &= \alpha_{NIKKEI} + \lambda_{NIKKEI} \cdot [\beta_I \cdot I_{t-1} + \beta_{DJI} \cdot DJI_{t-1}] + \mu_{NIKKEI_t} \\
 DJI_t &= \alpha_{DJI} + \lambda_{DJI} \cdot [\beta_{NIKKEI} \cdot NIKKEI_t + \beta_I \cdot I_t] + \mu_{DJI_t} \\
 I_t &= \alpha_I + \lambda_I \cdot [\beta_{DJI} \cdot DJI_{t-1} + \beta_{NIKKEI} \cdot NIKKEI_t] + \mu_{I_t}
 \end{aligned}$$

I = IBEX	λ_{DJI}	λ_{NIKKEI}	λ_{IBEX}	β_{DJI}	β_{NIKKEI}	β_{IBEX}	N.º obs.
Coefficiente	1	4,4190	3,8801	0,0790	0,0532	0,0177	2.282
Error estándar.....		1,3875	1,1157	0,0242	0,0149	0,0071	
Estadístico t.....		3,1849	3,4776	3,2656	3,5804	2,4877	
I = CAC	λ_{DJI}	λ_{NIKKEI}	λ_{CAC}	β_{DJI}	β_{NIKKEI}	β_{CAC}	N.º obs.
Coefficiente	1	4,1425	3,7530	0,0827	0,0504	0,0248	2.298
Error estándar.....		1,2858	1,0839	0,0252	0,0142	0,0089	
Estadístico t.....		3,2217	3,4625	3,2794	3,5556	2,7949	
I = DAX	λ_{DJI}	λ_{NIKKEI}	λ_{DAX}	β_{DJI}	β_{NIKKEI}	β_{DAX}	N.º obs.
Coefficiente	1	5,3522	6,7582	0,0704	0,0368	0,0047	2.312
Error estándar.....		2,3740	2,9116	0,0308	0,0157	0,0041	
Estadístico t.....		2,2545	2,3212	2,2860	2,3478	1,1539	
I = FTSE	λ_{DJI}	λ_{NIKKEI}	λ_{FTSE}	β_{DJI}	β_{NIKKEI}	β_{FTSE}	N.º obs.
Coefficiente	1	6,8294	3,5696	0,0495	0,0463	0,0134	2.342
Error estándar.....		2,5208	1,1418	0,0179	0,0143	0,0061	
Estadístico t.....		2,7092	3,1263	2,7591	3,2385	2,1792	

relacionados con importantes variaciones de los tipos de cambio. Por ello, resulta de interés comprobar cómo puede haber influido el tipo de cambio en las relaciones entre los principales mercados de valores internacionales y los mercados de valores europeos detectadas en el apartado 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. Los resultados del modelo de relaciones no lineales se recogen en el Cuadro 5. El papel de mercado más sensible lo toma el índice NIKKEI en todas las ocasiones, excepto en el caso de Alemania (I=DAX).

En lo referente a la capacidad de influir, se detecta una reducción significativa en la cuantía de los coeficientes β . Nueva York sigue siendo el más influyente, seguido ahora por el índice japonés y por los índices europeos⁶.

7. Conclusiones

En este trabajo 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 las innovaciones globales que más influyen en los mercados europeos son las originadas en la bolsa de Nueva York, mientras que las menos influyentes son las de Tokio, a pesar de ser el mercado pantalla de Europa, en

⁶ Los resultados del análisis de correlación y de las regresiones lineales de las series expresadas en dólares no muestran cambios sustanciales.

especial durante el período 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 período 1988-1992, mientras que el FTSE es, al mismo tiempo, el más influyente y el menos influido de todos los mercados europeos estudiados.

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 períodos 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.

En resumen, el comportamiento de los países europeos que pertenecen a la zona euro es muy similar, con independencia de la muestra utilizada, confirmándose el efecto del 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.

Referencias bibliográficas

- [1] AGMON, T. (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*, volumen 27, número 4, páginas 839-855.
- [2] ARSHANAPALLI, B. y DOUKAS, J. (1993): «International Stock Market Linkages: Evidence from the Pre- and Post-October 1987 Period», *Journal of Banking and Finance*, número 17, páginas 193-208.
- [3] BARTLETT, M.S. (1946): «On the Theoretical Specification and Sampling Properties of Autocorrelated Time Series», *Journal of the Royal Statistical Society*, series B, volumen 8, páginas 27-41.
- [4] BECKER, K.G.; FINNERTY, J.E. y GUPTA, M. (1990): «The Intertemporal Relation between the U.S. and Japanese Stock Markets», *Journal of Finance*, volumen 45, número 4, páginas 1297-1306.
- [5] BECKER, K.G.; FINNERTY, J.E. y TUCKER, A.L. (1992): «The Intraday Interdependence Structure between U.S. and Japanese Equity Markets», *Journal of Financial Research*, volumen 15, número 1, páginas 27-37.
- [6] BREUSCH, T.S. y PAGAN, A.R. (1980): «The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model Specification in Econometrics», *Review of Economic Studies*, volumen 47, páginas 239-253.
- [7] CLIMENT, F. (1999): «Interrelaciones entre los mercados bursátiles internacionales», Tesis Doctoral, Universidad de Valencia.
- [8] DWYER, G.P. y HAFER, R.W. (1988): «Are National Stock Markets Linked?», *Federal Reserve Bank of St. Louis Economic Review*, volumen 70, número 6, páginas 3-14.
- [9] EUN, C.S. y SHIM, S. (1989): «International Transmission of Stock Market Movements», *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, volumen 24, número 2, páginas 241-257.
- [10] GRUBEL, H.G. (1968): «Internationally Diversified Portfolios: Welfare Gains and Capital Flows», *American Economic Review*, número 58, páginas 1299-1314.
- [11] GRUBEL, H.G. y FADNER, K. (1971): «The Interdependence of International Equity Markets», *Journal of Finance*, volumen 26, páginas 89-94.
- [12] HAMAQ, Y.; MASULIS, R.W. y NG, V. (1990): «Correlations in Price Changes and Volatility across International Stock Markets», *Review of Financial Studies*, volumen 3, número 2, páginas 281-307.
- [13] JANAKIRAMANAN, S. y LAMBA, A.S. (1998): «An Empirical Examination of Linkages between Pacific-Basin Stock Markets», *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, volumen 8, páginas 155-173.
- [14] JEON, B.N. y VON FURSTENBERG, G.M. (1990): «Growing International Co-movement in Stock Price Indexes», *Quarterly Review of Economics and Business*, volumen 30, número 3, páginas 15-30.
- [15] JIMENO, J.P. (1995): «Transmisión de volatilidad: El caso español en la crisis de 1992», *Investigaciones Económicas*, volumen 19, número 1, páginas 107-125.
- [16] KANAS, A. (1998): «Linkages between the US and European Equity Markets: Further Evidence from Cointegration Tests», *Applied Financial Economics*, volumen 8, número 6, páginas 607-614.
- [17] LESSARD, D.R. (1973): «International Portfolio Diversification: A Multivariate Analysis for a Group of Latin American Countries», *Journal of Finance*, volumen 28, número 3, páginas 619-633.
- [18] MALLIARIS, A.G. y URRUTIA, J.L. (1992): «The International Crash of October 1987: Causality Tests», *Journal of Financial Quantitative Analysis*, volumen 27, número 3, páginas 353-364.
- [19] PEIRO, A.; QUESADA, J. y URIEL, E. (1998): «Transmission of Movements in Stock Markets», *European Journal of Finance*, volumen 4, número 4, páginas 331-343.
- [20] PEÑA, J.I. (1992): «Sobre la relación de los mercados bursátiles internacionales y la Bolsa de Madrid», *Información Comercial Española. Revista de Economía*, número 704, páginas 16-24.
- [21] PEREZ, J.V. y TORRA, S. (1995): «Transmisión internacional de las rentabilidades y volatilidades entre NYSE e IBEX 35», *Cuadernos de Economía*, volumen 23, número 65, páginas 83-101.
- [22] WU, C. y SU, Y.C. (1998): «Dynamic Relations among International Stock Markets», *International Review of Economics and Finance*, volumen 7, número 1, páginas 63-84.

ANEXO

Horarios de negociación de los mercados analizados

En los Cuadros A1 y A2 se ofrecen 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. Se constata que

unos horarios se solapan en su mayor parte (los europeos), otros lo hacen en parte (europeos y americanos) y otros no se solapan (los europeos y el americano con el japonés).

CUADRO A1

HORARIOS DE NEGOCIACION

Mercado de valores	Sistema de contratación	Indice bursátil	Horario local de negociación	Diferencia horaria*
Tokio.....	CORES & FORES	NIKKEI 225	9:00-11:00 y 12:30-15:00	GMT+9
Francfort.....	Xetra	DAX 30	8:30 - 17:15	GMT+1
ISE (Londres).....	SETS	Footsie 100	8:30 - 16:30	GMT
París	SUPERCAC	CAC 40	10:00 - 17:00	GMT+1
Madrid**.....	SIBE	IBEX 35	10:00 - 17:00	GMT+1
Nueva York	SuperDot Order Routing	Dow Jones Industrial	9:30 - 16:00	GMT-5

* Greenwich Mean Time (GMT).

** 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.

CUADRO A2

HORARIO GMT DE NEGOCIACION SEGUN EL MERCADO DE REFERENCIA

GMT	Tokio	Francfort	Londres	París	Madrid	Nueva York
	+9	+1	+0	+1	+1	-5
Mercados de valores:						
Tokio.....	9:00-15:00 h	1:00-7:00 h	0:00-6:00 h	1:00-7:00 h	1:00-7:00 h	19:00-1:00 h
Francfort.....	16:30-1:15 h	8:30-17:15 h	7:30-16:15 h	8:30-17:15 h	8:30-17:15 h	2:30-11:15 h
Londres.....	17:30-1:30 h	9:30-17:30 h	8:30-16:30 h	9:30-17:30 h	9:30-17:30 h	3:30-11:30 h
París.....	18-1 h	10-17 h	9-16 h	10-17 h	10-17 h	4-11 h
Madrid.....	18-1 h	10-17 h	9-16 h	10-17 h	10-17 h	4-11 h
Nueva York	23:30-6 h	00:30-22 h	14:30-21 h	00:30-22 h	00:30-22 h	9:30-16 h