

ESTUDIOS SOBRE LA ECONOMIA ESPAÑOLA

**Influencia y sensibilidad de los
mercados bursátiles europeos**

**Francisco J. Climent Diranzo
Vicente Meneu Ferrer**

EEE 44



Fundación de Estudios de Economía Aplicada

<http://www.fedea.es/hojas/publicado.html>

INFLUENCIA Y SENSIBILIDAD DE LOS MERCADOS BURSÁTILES EUROPEOS

Francisco J. Climent Diranzo^{*}

Vicente Meneu Ferrer[☆]

Departamento de Economía Financiera y Matemática
Universidad de Valencia

RESUMEN

Este trabajo analiza las relaciones entre los mercados bursátiles de Nueva York y Tokio y cuatro mercados europeo, durante el periodo 1987-1998. La no coincidencia de los horarios de negociación entre los mercados considerados 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 mercados. Al considerar los rendimientos expresados en moneda local, los resultados indican que el mercado más influyente es Nueva York, mientras que los mercados europeos de la Zona EURO, son los más sensibles. Además los flujos de información se incrementan en los periodos más volátiles y al considerar los rendimientos en una misma moneda, Tokio pasa a ser el mercado más sensible.

Palabras Clave

Relaciones internacionales, Transmisión de movimientos, Mercados de Valores, Índices bursátiles, Tipos de cambio

Número de Clasificación JEL

F21, F3, G15

^{*} E-mail: F.Jose.Climent@uv.es

[☆] E-mail: Vicente.Meneu@uv.es

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 los 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 trabajo, 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 1 se dedica a la revisión bibliográfica sobre las relaciones entre los mercados bursátiles internacionales. En la Sección 2 se describe la muestra. En la Sección 3, se presenta el análisis de correlación cruzada de los rendimientos de cada mercado. El análisis de regresión múltiple se realiza en la Sección 4. En la Sección 5 se estudia la influencia y sensibilidad de los diferentes mercados aplicando el modelo propuesto por Peiró *et al.* (1998). La Sección 6 se destina al efecto del tipo de cambio en las relaciones entre los mercados. La Sección 7 presenta las conclusiones más relevantes.

1) REVISIÓN DE LA LITERATURA

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). Estos estudios utilizan, en su mayor parte, metodologías basadas en los análisis de correlación o de regresión y, en general, llegan a la conclusión de que los mercados se encuentran segmentados y que, por lo tanto, es posible obtener beneficios derivados de la diversificación internacional de carteras. Esta situación ha sido explicada por diferentes factores tales como las barreras establecidas a los flujos internacionales de capitales, los controles de cambios, la falta de libre negociación entre fronteras, las distintas políticas económicas, los impuestos discriminatorios a la inversión de capitales extranjeros y la falta de información bursátil internacional, 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. Según estos autores, las bajas correlaciones detectadas pueden ser debidas a que, ante *shocks* aleatorios provocados por factores económicos reales, algunos de los sectores que componen los índices bursátiles pueden verse afectados de una forma más significativa que otros en función de la importancia de estos sectores dentro del índice bursátil. Con todo ello, la correlación con respecto a otros índices bursátiles puede verse alterada, ya que la ponderación de los sectores afectados no tiene porque ser la misma en todos los mercados considerados.

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, 1995)), 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 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), Janakiramanan y Lambda (1998) y Wu y Su (1998).

Por último se encuentra el análisis de cointegración, que tiene como objetivo detectar relaciones de equilibrio a largo plazo entre los mercados que, de existir, provocarían un error de especificación en un modelo VAR.¹ Los trabajos más recientes que utilizan esta herramienta para el estudio de relaciones a corto y largo plazo entre los mercados bursátiles internacionales son los de Chan *et al.* (1997), Masih y Masih (1997 a y b), Yuhn (1997), Pynnönen y Knif (1997 y 1998) y Kanas (1998 a y b).

La visión que intenta aportar este trabajo se basa en la metodología de relaciones no lineales propuesta por Peiró *et al.* (1998),² 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).³ De otra, se analiza el caso de cuatro mercados europeos (pertenecientes o no a la Zona EURO) frente a

¹ La forma correcta de estimación del modelo VAR, en el caso de existir una relación a largo plazo entre las variables, es considerar el término de corrección de error de la regresión de los precios a largo plazo, obteniendo de este modo un modelo de corrección de error que recoge tanto las relaciones a largo como a corto plazo.

² 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.

³ Este periodo comprende los años de las crisis monetarias de principios de los noventa.

considerar solo Francfort, en un intento de identificar el comportamiento de estos mercados. Además, se tiene en cuenta el efecto de los datos atípicos durante el periodo muestral y se verifica la influencia del tipo de cambio en los análisis realizados.

2) DATOS

Los datos utilizados⁴ hacen referencia a las cotizaciones de cierre desde el 31 de diciembre de 1987 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. 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 financieras de manera directa o indirecta a través de *brokers*. 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.⁵

En el Anexo 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 1 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

⁴ Las series de índices bursátiles y de tipos de cambio han sido facilitadas por la Agencia de Información Reuters España.

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

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.

3) ANÁLISIS DE CORRELACIÓN

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 a partir de la cual decidir 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 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.⁶

En la Tabla 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

⁶ Todos los estudios empíricos del trabajo se han llevado a cabo mediante el programa econométrico EViews 3.0.

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 (Tabla 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.

4) ANÁLISIS DE REGRESIÓN LÍNEAL 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 tiene 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 1).

El conjunto de ecuaciones que pone en relación cada uno de los índices bursátiles con los dos restantes es el siguiente:

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

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

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

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= DJI, NIKKEI e I).
- 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 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 (Tabla 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 (Tabla 4). La capacidad predictiva, medida a través del coeficiente de determinación corregido, disminuye con respecto a la obtenida en la Tabla 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 (δ_{DJI}), así como su significatividad, aumentan y superan a los valores referidos al índice NIKKEI (δ''_{NIKKEI}) en la Tabla 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 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 la siguiente Sección se aborda esta cuestión distinguiendo entre la capacidad de influir de un mercado sobre otro y 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 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:

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

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

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

donde:

- $NIKKEI_t$ 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).
- α_i son los términos independientes (i =NIKKEI, DJI e I).
- β_h son los parámetros individuales que acompañan a las variables explicativas (h =NIKKEI, DJI e I).
- λ_j son los parámetros globales que recogen el efecto conjunto de las variables explicativas (j =NIKKEI, DJI e I).
- μ_{it} son los residuos de cada uno de los modelos (i =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 otros dos mercados (variables explicativas). Dos aspectos merecen ser destacados en este modelo: 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, independientemente 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. De este modo μ_{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:

$$\begin{pmatrix} NIKKEI_2 \\ NIKKEI_3 \\ \vdots \\ NIKKEI_T \\ DJI_1 \\ DJI_2 \\ \vdots \\ DJI_T \\ I_2 \\ I_3 \\ \vdots \\ I_T \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & I_1 & DJI_1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & I_2 & DJI_2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & I_{T-1} & DJI_{T-1} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & NIKKEI_1 & I_1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & NIKKEI_2 & I_2 & 0 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & 1 & NIKKEI_T & I_T & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & DJI_1 & NIKKEI_2 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & DJI_2 & NIKKEI_3 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & DJI_{T-1} & NIKKEI_T \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \alpha_{NIKKEI} \\ \beta_I \cdot \lambda_{NIKKEI} \\ \beta_{DJI} \cdot \lambda_{NIKKEI} \\ \alpha_{DJI} \\ \beta_{NIKKEI} \cdot \lambda_{DJI} \\ \beta_I \cdot \lambda_{DJI} \\ \alpha_I \\ \beta_{DJI} \cdot \lambda_I \\ \beta_{NIKKEI} \cdot \lambda_I \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \mu_{NIKKEI_2} \\ \mu_{NIKKEI_3} \\ \vdots \\ \mu_{NIKKEI_T} \\ \mu_{DJI_1} \\ \mu_{DJI_2} \\ \vdots \\ \mu_{DJI_T} \\ \mu_{I_2} \\ \mu_{I_3} \\ \vdots \\ \mu_{I_T} \end{pmatrix}$$

Dado que el sistema de ecuaciones es indeterminado, para estimarlo se ha tomado un valor inicial de $\lambda_{DJI} = 1$, 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).

Resultados con la muestra original.

En la Tabla 5 se presenta los resultados obtenidos. Si bien los parámetros (λ_j y β_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_t, CAC_t y DAX_t) son los más sensibles (mayores valores de λ) a cambios en el DJI_t y en el NIKKEI_t, mientras que el FTSE_t es el menos sensible ($\lambda_{FTSE}=0.43$). Con respecto a la

capacidad de influir, el DJI_t es el mercado más influyente en todas las ocasiones (mayores valores de β) seguido, en orden decreciente, por los mercados europeos y por el $NIKKEI_t$.⁷ Destaca, sobre todo, la elevada influencia del índice DJI en el índice FTSE ($\beta_{DJI}=0.5751$).

Con el fin de verificar si los términos de error, en diferentes ecuaciones, se encuentran correlacionados se utiliza el test de Breusch y 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 χ^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 la Tabla 6 presentando, en todo los casos, un nivel de significatividad entre el 90% y 95%.⁸ 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 la Tabla 5) que son comparables con los δ_h de la estimación individual (Tabla 3).

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 $\lambda_I \cdot \beta_{DJI}$, Tabla 5) se han incrementado con respecto a los coeficientes que se obtenían de la estimación lineal (δ'_I , δ'_{NIKKEI} y δ'_{DJI} , Tabla 3), y ii) los coeficientes de los mercados que finalizan en último lugar ($\lambda_{NIKKEI} \cdot \beta_{DJI}$, $\lambda_{DJI} \cdot \beta_I$ y $\lambda_I \cdot \beta_{NIKKEI}$,

⁷ 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.

⁸ Para una χ^2 con $\left(3 \cdot \frac{3-1}{2}\right)=3$ grados de libertad.

Tabla 5) han disminuido con respecto a las estimaciones lineales (δ_I'' , δ_{NIKKEI}'' y δ_{DJI}'' , Tabla 3)

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

6) Extensiones

a) 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.⁹ En la Tabla 7 se presentan los estadísticos descriptivos de la muestra original y de la muestra corregida.¹⁰

En la Tabla 8 se recogen los resultados del modelo de regresiones no lineales¹¹ observándose que la cuantía de los coeficientes λ_j y β_h se ve reducida, en términos generales, de forma considerable.

La comparación entre las Tablas 5 y 8 pone de manifiesto que los flujos de información entre mercados bursátiles son más importantes en los

⁹ 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.

¹⁰ 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.

¹¹ El test de correlación de los residuos se resume en la Tabla 9, no detectando problemas de correlación.

momentos de mayor turbulencia que en los periodos estables por incrementarse la capacidad de influir y la sensibilidad a las influencias.

b) 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 fluctuaciones de los tipos de cambio tiene un impacto reducido en los comovimientos de los índices bursátiles internacionales.¹²

Ahora bien, debe tenerse en cuenta que el periodo muestral estudiado en este trabajo incluye una serie de hechos relevantes relacionados con importantes variaciones de los tipos de cambio. 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.¹³

Resultados

En cuanto al estudio de los estadísticos descriptivos, cabe indicar que la volatilidad de los rendimientos de los tipos de cambio (Tabla 10) es menor que la de los rendimientos de los índices bursátiles (Tabla 6). Además, la

¹² 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.

¹³ 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.

volatilidad de los índices se incrementa, en todos los casos, reduciéndose su rentabilidad, excepto en el Reino Unido (Tabla 11).

En lo que respecta al modelo propuesto por Peiró *et al.* (1998), en la Tabla 12 se recoge los resultados cuando todas las series de rendimientos originales de los índices bursátiles se expresan en dólares.¹⁴ El papel de mercado más sensible lo toma el índice NIKKEI en todas las ocasiones excepto en el caso de Alemania (I=DAX).¹⁵

En lo referente a la capacidad de influir, se detecta, en todos los casos, una reducción significativa en la cuantía de los coeficientes β y, además, Nueva York sigue siendo el más influyente seguido ahora por el índice japonés y por los índices europeos.¹⁶

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

¹⁴ 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.

¹⁵ El test de autocorrelación de los residuos se resume en la Tabla 13 y no se detectan problemas de correlación.

¹⁶ 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.

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. 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. 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 éstos países están 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

- 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.
- 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.
- 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.
- 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.
- Becker, Kent G.; Joseph E. Finnerty y Joseph Friedman (1995): "Economic news and equity market linkages between the U.S. and U.K", *Journal of Banking & Finance*, Vol.19, N°. 7, pp. 1191-1210.

- 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, N°. 6, pp. 803-813.
- 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.
- 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.
- Grubel, Herbert G. (1968): "Internationally diversified portfolios: welfare gains and capital flows", *American Economic Review*, N°. 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.
- 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, N°. 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.
- 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, A.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 (1997): "Local and global price memory of international stock markets", *Proceedings of the University of Vaasa* (Finlandia), Discussion Papers N°. 213.
- _____ (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.
- Saiz, Eugenio (1992): *Los mercados de divisas*, Ed. EDESA, Madrid.
- Solnik, Bruno (1993): *Inversiones internacionales*, Addison-Wesley Iberoamericana, 2ª Edición, Wilmington, Delaware, USA.
- _____ (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.

GRÁFICO 1

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.

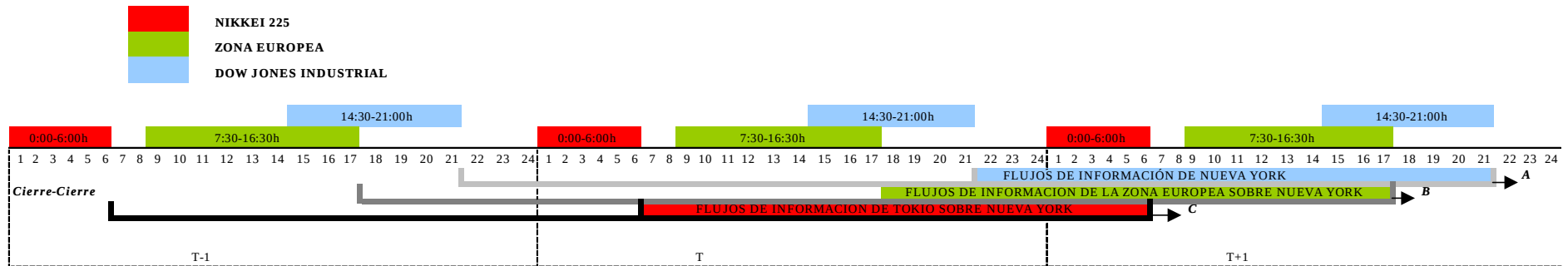


TABLA 1
COEFICIENTES DE CORRELACIÓN CRUZADA CONTEMPORÁNEA

Correlación cruzada entre los rendimientos diarios contemporáneos desde el 31 de diciembre de 1987 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	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

TABLA 2
COEFICIENTES DE CORRELACIÓN CRUZADA NO CONTEMPORÁNEA

Correlación cruzada entre los rendimientos diarios no contemporáneos desde el 31 de diciembre de 1987 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}		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	

TABLA 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 31/12/87-11/5/98

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

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

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

	<i>I = ESPAÑA</i>					<i>I = FRANCIA</i>				
	α_1	δ'_{IBEX}	δ''_{DJI}	$\bar{R}^2$	n° obs.	α_1	δ'_{CAC}	δ''_{DJI}	$\bar{R}^2$	n° obs.
NIKKEI	-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		
	α_2	δ'_{NIKKEI}	δ''_{IBEX}	$\bar{R}^2$	n° obs.	α_2	δ'_{NIKKEI}	δ''_{CAC}	$\bar{R}^2$	n° obs.
DJI	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		
	α_3	δ'_{DJI}	δ''_{NIKKEI}	$\bar{R}^2$	n° obs.	α_3	δ'_{DJI}	δ''_{NIKKEI}	$\bar{R}^2$	n° obs.
I	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 = ALEMANIA</i>					<i>I = REINO UNIDO</i>				
	α_1	δ'_{DAX}	δ''_{DJI}	$\bar{R}^2$	n° obs.	α_1	δ'_{FTSE}	δ''_{DJI}	$\bar{R}^2$	n° obs.
NIKKEI	-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		
	α_2	δ'_{NIKKEI}	δ''_{DAX}	$\bar{R}^2$	n° obs.	α_2	δ'_{NIKKEI}	δ''_{FTSE}	$\bar{R}^2$	n° obs.
DJI	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		
	α_3	δ'_{DJI}	δ''_{NIKKEI}	$\bar{R}^2$	n° obs.	α_3	δ'_{DJI}	δ''_{NIKKEI}	$\bar{R}^2$	n° obs.
I	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%, ± 1.96)

TABLA 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 31/12/87-11/5/98

$$NIKKEI_t = \alpha_1 + \delta_I \cdot I_{t-1} + \mu_{1t} \quad [1 \text{ (bis)}]$$

$$DJI_t = \alpha_2 + \delta_{NIKKEI} \cdot NIKKEI_t + \mu_{2t} \quad [2 \text{ (bis)}]$$

$$I_t = \alpha_3 + \delta_{DJI} \cdot DJI_{t-1} + \mu_{3t} \quad [3 \text{ (bis)}]$$

	I = ESPAÑA				I = FRANCIA			
	α_1	δ_{IBEX}	$\bar{R}^2$	n° obs.	α_1	δ_{CAC}	$\bar{R}^2$	n° obs.
NIKKEI	-0.0002	0.1568	0.0147	2262	-0.0002	0.1893	0.0232	2279
t-stat	-0.5861	5.8055			-0.8288	7.3610		
	α_2	δ_{NIKKEI}	$\bar{R}^2$	n° obs.	α_2	δ_{NIKKEI}	$\bar{R}^2$	n° obs.
DJI	0.0006	0.0661	0.0115	2315	0.0006	0.0661	0.0115	2315
t-stat	3.1295	5.1827			3.1295	5.1827		
	α_3	δ_{DJI}	$\bar{R}^2$	n° obs.	α_3	δ_{DJI}	$\bar{R}^2$	n° obs.
I	0.0003	0.3782	0.0937	2321	0.0003	0.3564	0.0743	2362
t-stat	1.5203	15.4797			1.2694	13.7616		
	I = ALEMANIA				I = REINO UNIDO			
	α_1	δ_{DAX}	$\bar{R}^2$	n° obs.	α_1	δ_{FTSE}	$\bar{R}^2$	n° obs.
NIKKEI	-0.0003	0.1167	0.0095	2294	-0.0003	0.2361	0.0190	2334
t-stat	-0.9143	4.7006			-0.9095	6.7223		
	α_2	δ_{NIKKEI}	$\bar{R}^2$	n° obs.	α_2	δ_{NIKKEI}	$\bar{R}^2$	n° obs.
DJI	0.0006	0.0661	0.0115	2315	0.0006	0.0661	0.0115	2315
t-stat	3.1295	5.1827			3.1295	5.1827		
	α_3	δ_{DJI}	$\bar{R}^2$	n° obs.	α_3	δ_{DJI}	$\bar{R}^2$	n° obs.
I	0.0002	0.5582	0.1684	2384	0.0003	0.2222	0.0546	2448
t-stat	0.9796	21.9613			2.0311	11.8889		

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

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

TABLA 5
ESTIMACIÓN DEL MODELO DE RELACIONES NO LINEALES
(Muestra Original)

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

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

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

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	2287
Error estándar		0.2710	0.2991	0.0334	0.0137	0.0160	
Estadístico t		5.8276	6.1248	5.6897	6.5066	5.6257	
	$\lambda_{NIKKEI}\beta_{IBEX}$	$\lambda_{NIKKEI}\beta_{DJI}$	$\lambda_{DJI}\beta_{NIKKEI}$	$\lambda_{DJI}\beta_{IBEX}$	$\lambda_{IBEX}\beta_{DJI}$	$\lambda_{IBEX}\beta_{NIKKEI}$	
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	2298
Error estándar		0.1593	0.2282	0.0452	0.0135	0.0189	
Estadístico t		6.7096	5.9904	5.7915	6.0835	8.0970	
	$\lambda_{NIKKEI}\beta_{CAC}$	$\lambda_{NIKKEI}\beta_{DJI}$	$\lambda_{DJI}\beta_{NIKKEI}$	$\lambda_{DJI}\beta_{CAC}$	$\lambda_{CAC}\beta_{DJI}$	$\lambda_{CAC}\beta_{NIKKEI}$	
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	2312
Error estándar		0.2258	0.3571	0.0489	0.0136	0.0153	
Estadístico t		5.4696	5.5694	5.3506	5.8663	5.3621	
	$\lambda_{NIKKEI}\beta_{DAX}$	$\lambda_{NIKKEI}\beta_{DJI}$	$\lambda_{DJI}\beta_{NIKKEI}$	$\lambda_{DJI}\beta_{DAX}$	$\lambda_{DAX}\beta_{DJI}$	$\lambda_{DAX}\beta_{NIKKEI}$	
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	2342
Error estándar		0.0875	0.0994	0.1267	0.0146	0.0265	
Estadístico t		5.7013	4.3254	4.5393	3.5502	12.8523	
	$\lambda_{NIKKEI}\beta_{FTSE}$	$\lambda_{NIKKEI}\beta_{DJI}$	$\lambda_{DJI}\beta_{NIKKEI}$	$\lambda_{DJI}\beta_{FTSE}$	$\lambda_{FTSE}\beta_{DJI}$	$\lambda_{FTSE}\beta_{NIKKEI}$	
Coefficiente	0.1702	0.2869	0.0519	0.3411	0.2473	0.0519	

TABLA 6
Test de correlación de los residuos de Breusch y Pagan (1980)
(Muestra Original)

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

χ^2_3 Valor crítico al 90% $\rightarrow$ 0.584

χ^2_3 Valor crítico al 95% $\rightarrow$ 0.352

TABLA 7
ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS DE LOS RENDIMIENTOS DE LOS
ÍNDICES BURSÁTILES PARA EL PERIODO 31/12/87-11/5/98
(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/Series 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 > media + 2 veces la desviación estándar

Bajadas: los rendimientos > media - 2 veces la desviación estándar

TABLA 8
ESTIMACIÓN DEL MODELO DE RELACIONES NO LINEALES
(Muestra corregida)

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

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

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

I = IBEX	λ_{DJI}	λ_{NIKKEI}	λ_{IBEX}	β_{DJI}	β_{NIKKEI}	β_{IBEX}	n° obs.
Coefficiente	1	0.8695	1.0518	0.2383	0.0516	0.0911	2125
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° obs.
Coefficiente	1	0.8531	1.1447	0.2365	0.0561	0.1274	2135
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° obs.
Coefficiente	1	0.8797	1.5997	0.2428	0.0652	0.0678	2149
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° obs.
Coefficiente	1	0.4066	0.3355	0.5007	0.0378	0.2449	2184
Error estándar		0.1170	0.1241	0.1727	0.0167	0.0265	
Estadístico t		3.4753	2.7029	2.8995	2.2571	9.2445	

TABLA 9
Test de correlación de los residuos de Breusch y Pagan (1980)
(Muestra Corregida)

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

χ^2_3 Valor crítico al 90% $\rightarrow$ 0.584

χ^2_3 Valor crítico al 95% $\rightarrow$ 0.352

TABLA 10
ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS DE LAS SERIES DE TIPOS DE
CAMBIO CON RESPECTO AL DÓLAR PARA EL PERIODO 31/12/87 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

TABLA 11
ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS DE LOS RENDIMIENTOS DE LOS
ÍNDICES BURSÁTILES PARA EL PERIODO 31/12/87-11/5/98

(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

TABLA 12
ESTIMACIÓN DEL MODELO DE RELACIONES NO LINEALES
(Muestra original en dólares)

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

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

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

<i>I</i> = IBEX	λ_{DJI}	λ_{NIKKEI}	λ_{IBEX}	β_{DJI}	β_{NIKKEI}	β_{IBEX}	n° obs.
Coefficiente	1	4.4190	3.8801	0.0790	0.0532	0.0177	2282
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>I</i> = CAC	λ_{DJI}	λ_{NIKKEI}	λ_{CAC}	β_{DJI}	β_{NIKKEI}	β_{CAC}	n° obs.
Coefficiente	1	4.1425	3.7530	0.0827	0.0504	0.0248	2298
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>I</i> = DAX	λ_{DJI}	λ_{NIKKEI}	λ_{DAX}	β_{DJI}	β_{NIKKEI}	β_{DAX}	n° obs.
Coefficiente	1	5.3522	6.7582	0.0704	0.0368	0.0047	2312
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>I</i> = FTSE	λ_{DJI}	λ_{NIKKEI}	λ_{FTSE}	β_{DJI}	β_{NIKKEI}	β_{FTSE}	n° obs.
Coefficiente	1	6.8294	3.5696	0.0495	0.0463	0.0134	2342
Error estándar		2.5208	1.1418	0.0179	0.0143	0.0061	
Estadístico t		2.7092	3.1263	2.7591	3.2385	2.1792	

TABLA 13
Test de correlación de los residuos de Breusch y Pagan (1980)
(Muestra original en dólares)

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

χ^2_3 Valor crítico al 90% → 0.584

χ^2_3 Valor crítico al 95% → 0.352

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

* 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.