

Flujos de Información entre las Principales Áreas Bursátiles

Francisco J. Climent Diranzo♦
Vicente Meneu Ferrer
Ángel Pardo Tornero

Departamento de Economía Financiera y Matemática.
Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales.
Avda. de los Naranjos s/n. Edificio Departamental Oriental.
46022 Valencia. Universidad de Valencia. Tel.: 96382 83 69 Fax: 96382 83 70
E-mail: Francisco.J.Climent@uv.es, Vicente.Meneu@uv.es, Angel.Pardo@uv.es

RESUMEN

La relación entre los rendimientos de los principales mercados bursátiles ha sido analizada en numerosos trabajos, pero solo un número reducido de los mismos ha estudiado dicha relación señalando las fuentes de información que pueden provocar las variaciones en los precios. Además, los estudios suelen abordar las relaciones entre mercados con índices que no son directamente comparables entre sí, sea por su forma de cálculo sea por el número de sociedades y/o sectores que lo constituyen. Este trabajo aborda ambos problemas. En primer lugar, todos los análisis se han efectuado tomando índices bursátiles homogéneos elaborados por *Morgan Stanley Capital International*. En segundo lugar, la transmisión de información se ha estudiado aplicando el modelo de Peiró *et al.* (1998) que permite separar, en la relación entre dos mercados, la capacidad de influir de la de ser influido. Los resultados obtenidos indican que durante el primer periodo estudiado (1988-1993) los flujos de información estaban determinados por la sensibilidad del mercado que recibe la información, mientras que en el segundo periodo (1993-1998) el flujo viene determinado por la capacidad de influir y no por la de ser influido.

Palabras clave: Flujos de información, índices MSCI, influencia, sensibilidad, análisis de regresión simple.

Clasificación JEL: F30, F36, G15

♦ Los autores agradecen el soporte financiero de la Conselleria de Cultura Educació i Ciencia de la Generalitat Valenciana POST00-08-11.

Flujos de Información entre las Principales Áreas Bursátiles

1. Introducción

La relación entre los rendimientos de los principales mercados bursátiles ha sido analizada en numerosos trabajos entre los que cabe destacar los realizados por Eun y Shim (1989), Arshanapalli y Doukas (1993), Gjerde y Sættem (1995), Janakiramanan y Lamba (1998), Masih y Masih (1999) y Knif y Pynnönen (1999). Los resultados de estos trabajos indican, en primer lugar, que los mercados bursátiles son eficientes a la hora de incorporar con rapidez la información que se genera en otros mercados y, en segundo lugar, que los mercados con comportamientos similares son aquéllos que bien se encuentran más próximos, económica y geográficamente, bien comparten la cotización de mayor número de sociedades.

Los trabajos citados estudian la relación entre los mercados bursátiles sin distinguir los tipos de información que pueden provocar variaciones en los precios. Una forma de recoger dichas fuentes la encontramos en el trabajo de King y Wadhvani (1990), en el que se define el cambio en la cotización del índice bursátil durante un determinado periodo de tiempo como una función de dos fuentes de información, una global que afecta a todos los mercados y una específica que solo es relevante para el propio mercado. Otra forma de incorporar los flujos de información se encuentra en el modelo propuesto por Peiró *et al.* (1998). Según este modelo, la relación entre dos mercados puede ser explicada por dos factores: la capacidad que un mercado tiene para influir y la sensibilidad de ser influido.

Por otra parte, los trabajos que abordan las relaciones entre mercados suelen presentar un inconveniente adicional y es que, si bien los índices bursátiles utilizados son las referencias usuales para seguir el comportamiento bursátil de cada país, dichos índices no son directamente comparables entre sí, sea por la forma de cálculo, sea por la mayor o menor diversificación de las empresas que los componen (Roll, 1992).

El objetivo del presente trabajo es detectar los flujos de información de los principales mercados internacionales distinguiendo por áreas económicas, determinando la capacidad explicativa de cada mercado así como su influencia y sensibilidad. Todos los análisis se han efectuado tomando como referencia los índices MSCI (*Morgan Stanley Capital International*) que tienen la ventaja de ser contruidos en una base común, para todos los países/regiones, evitando de esta forma los problemas derivados de los diferentes métodos de cálculo en la construcción de cada índice.

La estructura del trabajo es la siguiente. La Sección 2 describe las series de índices bursátiles MSCI. La Sección 3 analiza su estacionariedad y la existencia de posibles relaciones de cointegración. Estos resultados son considerados en la Sección 4, en la que se estiman modelos de vectores autorregresivos (VAR) con el fin de obtener una aproximación a las interacciones dinámicas de los mercados bursátiles. La Sección 5 se centra en el estudio de los flujos de información que se generan entre los mercados, ya sean locales o globales, aplicando para ello el modelo propuesto por Peiró *et al.* (1998). La Sección 6 concluye con los principales resultados.

2. Datos

Los datos utilizados hacen referencia a las cotizaciones de los índices de acciones MSCI. Estos índices, expresados en dólares, se han diseñado siguiendo una base común para todos los países/regiones, facilitando de esta forma su comparación. Los índices MSCI representan, aproximadamente, el 60% de la capitalización bursátil de los mercados considerados en cada índice bursátil y su cálculo se realiza utilizando la fórmula de *Laspeyres*. Cada índice se ajusta ante cambios en la estructura del capital social de cada empresa que lo constituye con el fin de facilitar su comparación a lo largo del tiempo.

En concreto, los datos utilizados hacen referencia a las cotizaciones de cierre diarias de los índices de acciones MSCI de los mercados bursátiles de Norteamérica (Estados Unidos y Canadá), Europa (Reino Unido, Alemania, Francia, Suiza, Holanda, Italia, España, Suecia, Bélgica, Finlandia, Dinamarca, Portugal, Irlanda, Noruega, Austria) y de Japón (solo Tokio como mercado más representativo de la zona asiática). Lo que se pretende con la elección de estos tres índices es, en un contexto de análisis globalizado, recoger los diferentes horarios de negociación de las tres grandes áreas bursátiles. La Tabla 1 muestra los horarios locales de negociación de cada área y en horario del meridiano de *Greenwich* (GMT).

El periodo de análisis se extiende desde el 4 de enero de 1988 hasta el 31 de diciembre de 1998, con un total de 2868 observaciones. Con el objetivo de comprobar la evolución de los flujos de información a lo largo del tiempo, el periodo se ha dividido en dos subperiodos: uno que comprende hasta el final de la crisis del Sistema Monetario Europeo (4 de enero de 1988 – 30 de junio de 1993) y otro desde ese momento hasta el final del periodo (1 de julio de 1997 – 31 de diciembre de 1998).

3. Estacionariedad y Cointegración Multivariante de Johansen

En primer lugar, se ha contrastado la existencia de raíces unitarias en las tres series de índices bursátiles con el fin de identificar el orden de integrabilidad de cada serie temporal. Los contrastes de raíces unitarias más utilizados en la literatura financiera son los propuestos por Dickey y Fuller (1979, 1981) -ADF-. No obstante, en este trabajo se han utilizado otros contrastes más potentes tales como el de Phillips y Perron (1988) -PP- que es robusto frente a ciertas formas de heteroscedasticidad condicional autorregresiva en las perturbaciones y, por tanto, admite cualquier proceso ARIMA como generador de datos. Sin embargo, algunos estudios establecen que cuando se presentan en el proceso simultáneamente una raíz unitaria y una media móvil, con una raíz cercana a la unidad, los contrastes ADF y PP tienden a aceptar la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria con excesiva frecuencia, es decir, la

hipótesis nula sólo es rechazada si existe una fuerte evidencia en contra. Por todo ello, con el objeto de completar el análisis, se ha utilizado el test de test de Kwiatkowski *et al.* (1992) -KPSS-, en el que la hipótesis nula es la estacionariedad de la serie alrededor de un nivel o tendencia.¹

Los resultados obtenidos con los tests de Phillips y Perron y el KPSS se presentan en las Tablas 2 y 3, respectivamente. Ambos contratos señalan la existencia de una raíz unitaria en las tres series de rendimientos estudiadas para los tres intervalos de tiempo considerados.

A continuación se ha comprobado si existen relaciones de cointegración entre los índices bursátiles. Los tests de cointegración pretenden determinar si existen relaciones de equilibrio a largo plazo entre dos o más índices, es decir, si dichos mercados siguen sendas de crecimiento paralelas. Para ello se ha utilizado el test propuesto por Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990). Este test se lleva a cabo en un contexto de máxima verosimilitud bajo el supuesto de normalidad.

En la Tabla 4 se presentan los resultados del test de cointegración lineal de Johansen. No se puede rechazar la hipótesis nula de ausencia de cointegración al 1% en ningún caso y, por tanto, no existe una relación de equilibrio conjunta a largo plazo entre los tres índices. Por ello, sólo cabe el estudio de las relaciones a corto plazo, es decir de las relaciones dinámicas para determinar las relaciones entre los mercados analizados.

4. Análisis dinámico

¹ El test KPSS plantea la siguiente hipótesis. Sea X_t , $t=1,2,\dots,T$, la serie objeto de estudio. Supongamos que dicha serie puede ser descompuesta en la suma de una tendencia determinista t , un paseo aleatorio $r_t = r_{t-1} + u_t$ y un error estacionario ε_t , de esta forma: $X_t = \xi t + r_t + \varepsilon_t$ donde $u_t \sim iid(0, \sigma_u^2)$. La hipótesis nula de estacionariedad se establece del siguiente modo $H_0 : \sigma_u^2 = 0$ frente a la hipótesis alternativa $H_A : \sigma_u^2 > 0$. Bajo la hipótesis nula, X_t es estacionaria en torno a una tendencia y, en el caso en que $\xi = 0$, X_t es estacionaria en torno a un nivel (r_0). La existencia de una raíz unitaria se contrasta rechazando la hipótesis nula.

Con el análisis de correlación (contemporáneo y no contemporáneo) entre los rendimientos de los índices bursátiles se pretende obtener una primera aproximación a las relaciones entre los índices que permita decidir la secuencia temporal de los modelos a estimar. El coeficiente de correlación cruzada (ρ_{ij}) es el coeficiente de correlación de Pearson mediante el cual 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 han utilizado los errores asintóticos estándar propuestos por Bartlett (1946) que se calculan como $T^{(-1/2)}$ donde T es el tamaño de la muestra.

Se ha de indicar que las series de rendimientos se han obtenido calculando el logaritmo del cociente de dos cotizaciones de cierre consecutivas, para cada uno de los tres periodos estudiados. Con el fin de evitar distorsiones en los resultados provocadas por rendimientos anormales, la muestra original se ha ajustado sustituyendo el rendimiento original por la media de cada submuestra, siempre que el rendimiento se desvíe con respecto a la media, al alza o a la baja, en más de dos veces la desviación típica.

La Tabla 5 muestra que entre Europa y Asia existe una cierta correlación contemporánea, especialmente en el intervalo 88-93, que la correlación de Europa con Norteamérica es menor pero se manifiesta significativa, tanto de forma contemporánea como retardada, sobre todo en el periodo más reciente (93-98), y que la correlación de Japón con Norteamérica es retardada y estable a lo largo de todo el periodo analizado. El análisis de correlación pone de manifiesto la importancia de la secuencia de los horarios de negociación de cada uno de los mercados. Estos resultados serán tenidos en cuenta a la hora de pasar del entorno bivariante al multivariante para poder recoger de forma precisa los flujos de información del conjunto de las tres áreas bursátiles.

El estudio de las relaciones dinámicas se ha planteado a través de los modelos de vectores autorregresivos (VAR) propuestos originalmente por Sims (1980), dada la

ausencia de relaciones de cointegración entre los índices bursátiles de los mercados analizados.

Las tres ecuaciones del modelo VAR tienen en cuenta los horarios de negociación. Se han considerado tres variables endógenas, tantas como mercados, pudiendo cada una de ellas estar explicada por valores retardados del mismo mercado y/o de los restantes. Para evitar los problemas que se pueden derivar de la estimación de un modelo infraparametrizado, se ha utilizado un número fijo de retardos para todas las variables explicativas de dicho modelo (véase Gredenhoff y Karlson (1999)). Así, en este caso el modelo considerado es:

$$\begin{aligned}A_t &= \gamma_A + \delta_1 E_{t-1} + \delta_2 E_{t-2} + \delta_3 NA_{t-1} + \delta_4 NA_{t-2} + \xi_{A_t} \\NA_t &= \gamma_{NA} + \delta_1^* E_t + \delta_2^* E_{t-1} + \delta_3^* A_t + \delta_4^* A_{t-1} + \xi_{NA_t} \\E_t &= \gamma_E + \delta_1^{**} NA_{t-1} + \delta_2^{**} NA_{t-2} + \delta_3^{**} A_t + \delta_4^{**} A_{t-1} + \xi_{E_t}\end{aligned}$$

donde A_t , NA_t y E_t son los rendimientos de los índices MSCI de Japón, Norteamérica y Europa, respectivamente.

Si bien los modelos VAR estimados permiten determinar la existencia de causalidad (a corto plazo) en el sentido de Granger, no dicen nada acerca de las propiedades dinámicas del sistema. Para estudiar estas propiedades, Sims (1980) sugiere la conveniencia de operar con una representación en términos de media móvil del sistema, en el que las variables endógenas aparecen como combinaciones lineales de las innovaciones pasadas y contemporáneas.

Dado que los términos de error pueden estar correlacionados de forma contemporánea, los residuos originales se han transformado en innovaciones ortogonalizadas aplicando la descomposición de Cholesky. Según esta descomposición la variable que entra en primer lugar en el sistema opera como la más exógena y sus innovaciones afectan de manera contemporánea a las restantes variables del proceso. A su vez, la que se introduce en segundo lugar resulta la

segunda más exógena y sus perturbaciones repercuten contemporáneamente sobre las demás series, excepto la primera, sobre la que solo puede incidir de forma retardada.

Este patrón de comportamiento se mantiene de forma sucesiva para todas las componentes del modelo por lo que la ordenación de los mercados es importante y puede alterar la dinámica del sistema VAR. Siguiendo el criterio usual en la literatura, y con el fin de evitar en lo posible la adopción de decisiones arbitrarias, se ha optado por seguir el criterio de los horarios de negociación para la ordenación de las variables.²

Una vez estimados los modelos VAR, se ha obtenido la descomposición de la varianza del error de predicción (DVEP) que permite valorar la importancia relativa de las innovaciones aleatorias en la explicación de la varianza del error de predicción del rendimiento de cada mercado. Esta técnica ayuda a determinar el porcentaje de la varianza del error de predicción del rendimiento de un mercado que es atribuible a las fluctuaciones de cada una de las variables consideradas para varios horizontes temporales (Lütkepohl y Reimers, 1992).³

En las Tablas 6, 7 y 8 se presenta la Descomposición de la Varianza del Error de predicción para cinco horizontes de predicción (1, 5 y 10 días) y para los tres periodos considerados, respectivamente. La Tabla 6 indica que los porcentajes de la varianza del error de predicción explicados por el resto de mercados oscilan del 0.8629% al 4.6087% y, por tanto, ninguna de las tres áreas bursátiles es totalmente exógena. De los resultados se desprende que, con independencia del intervalo de tiempo considerado para la predicción, el mercado con mayor capacidad explicativa es el de Norteamérica, pues explica el 1.1159% del mercado japonés y el 4.5475% del mercado europeo. Por el contrario, Europa aparece como el mercado más endógeno y con menor capacidad explicativa sobre el resto de los mercados.

² Véase Enders (1996, p.115), Masih y Masih (1999, pp.268-269) y Janakiramanan y Lamba (1998, p.162).

³ Los resultados de los modelos VAR pueden solicitarse a los autores.

Al comparar las Tablas 7 y 8 se puede observar que los mercados se han vuelto menos exógenos en el periodo 93-98. Destaca el incremento de la capacidad explicativa de los mercados europeos y, sobre todo, del mercado norteamericano sobre Japón y Europa. Los resultados de las tres tablas reflejan la posición dominante del mercado norteamericano, que aparece como el mayor generador de información bursátil. No obstante, hay que destacar que los porcentajes de la varianza explicados por el resto de mercados son muy bajos y, por tanto, las influencias entre áreas bursátiles no son muy significativas. Los porcentajes evidencian un bajo grado de integración entre los índices MSCI y en este sentido, estos resultados coinciden con los obtenidos por Gjerde y Sættem (1995).

5. Análisis de Regresión Múltiple

La descomposición de la varianza del error de predicción permite comprobar el efecto de un mercado sobre otro, pero no permite separar en dicho efecto la capacidad que tiene un mercado para influir de su capacidad para ser influido. Por este motivo se ha aplicado el modelo de Peiró *et al.* (1998), con el que se evalúa 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.

En concreto, el modelo planteado está 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 $t-1$ (se mantiene la ordenación por horarios de negociación), esto es:

$$\begin{aligned}A_t &= \alpha_A + \lambda_A [\beta_E E_{t-1} + \beta_{NA} NA_{t-1}] + \mu_{A_t} \\NA_t &= \alpha_{NA} + \lambda_{NA} [\beta_A A_t + \beta_E E_t] + \mu_{NA_t} \\E_t &= \alpha_E + \lambda_E [\beta_{NA} NA_{t-1} + \beta_A A_t] + \mu_{E_t}\end{aligned}$$

donde A_t , NA_t y E_t indican los rendimientos de Japón, Norteamérica y Europa en el día t , respectivamente; α son los términos independientes; β son los parámetros individuales que acompañan a las variables explicativas; λ son los parámetros globales que recogen el efecto conjunto de las variables explicativas y μ son las perturbaciones de cada uno de los modelos.

Los parámetros β indican la capacidad que tiene un mercado para influir en los otros. Los λ recogen la sensibilidad de un mercado ante la influencia de los dos restantes. Dos aspectos merecen ser destacados: la capacidad de influir de un mercado (β) no depende de los mercados que están recibiendo la influencia, y el factor de sensibilidad (λ) 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 por los β . Así, en la ecuación del índice europeo (E_t), la influencia de Norteamérica sobre el índice europeo es el resultado del producto $\lambda_E \cdot \beta_{NA}$ siendo λ_E la sensibilidad del mercado europeo al efecto conjunto de NA y de A y β_{NA} la capacidad de Norteamérica de afectar, particularmente, al resto de los mercados (A y E). 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, μ_{E_t} representa el efecto de innovaciones específicas del mercado europeo E_t y el efecto de innovaciones globales que no se encuentran recogidas en Norteamérica en la sesión $t-1$ ni en el mercado japonés en la sesión t .

Dado que el sistema de ecuaciones es indeterminado, para su estimación se ha tomado un valor inicial de $\lambda_{NA}=1$ de manera que el resto de 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 las Tablas 9 y 10 se presentan los resultados obtenidos.⁴ En el periodo total se observa que el mercado más sensible es el europeo, seguido del japonés y del norteamericano mientras que los mercados más influyentes son tanto el europeo como el norteamericano, puesto que la hipótesis nula $\beta_E = \beta_{NA}$ se acepta para un nivel de probabilidad del 21%. Si se analizan los resultados por periodos, en el primero de ellos (88-93) todas las áreas bursátiles presentan una capacidad de influir que no es significativamente distinta, mientras que la sensibilidad del mercado japonés y europeo es claramente superior a la del mercado americano. Estos resultados contrastan con los obtenidos para el periodo más reciente (93-98) en el que la influencia de los mercados europeo y norteamericano se ha incrementado notablemente con respecto a la del mercado japonés. Además para este periodo, las hipótesis de igualdad entre los coeficientes que señalan la sensibilidad del mercado se acepta en todos los casos para distintos niveles de probabilidad.

Puede afirmarse que durante el primer periodo (88-93) los flujos de información entre mercados estaban determinados por la sensibilidad del mercado que recibe la información, mientras que en el último periodo (93-98) vienen determinadas por la capacidad de influir de cada uno de ellos.

6. Conclusiones

En este trabajo se han estudiado las relaciones entre las principales áreas bursátiles, en un contexto internacional. Utilizando índices diarios homogéneos (MSCI), desde 1988 hasta 1998. El análisis de correlación cruzada indica que los horarios de negociación de los mercados se deben tener en cuenta a la hora de establecer los modelos VAR. La descomposición de la varianza del error de predicción señala a Norteamérica como la principal área generadora de información bursátil. Además,

⁴ 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). Los estadísticos obtenidos para los periodos 88-98, 88-93 y 93-98 son 0.55, 0.48, y 0.61, respectivamente, e indican que no existe evidencia estadística de correlación cruzada de los términos de error para un nivel de significatividad del 90%.

destaca el hecho de que los mercados internacionales no son totalmente exógenos y que dicha exogeneidad se ha reducido en los últimos cinco años de la muestra.

La metodología propuesta por Peiró *et al.* (1998) se ha aplicado con el objetivo de detectar, en el flujo de información de un mercado sobre otro, la capacidad de influir de la sensibilidad de ser influido. El mercado más influyente y menos sensible es el mercado norteamericano. Ahora bien, los resultados obtenidos permiten concluir que se ha producido un cambio sustancial en el comportamiento de los principales mercados bursátiles a lo largo del periodo 88-98. Se ha pasado de mercados con una sensibilidad dispar (88-93), en especial con respecto a Norteamérica, a una sensibilidad similar (93-98). Este resultado, junto al incremento de la exogeneidad obtenido con la modelización VAR, es indicativo del creciente grado de globalización de los mercados y la cada vez más rápida transmisión de la información entre los principales mercados bursátiles. Se observa también que los mercados han pasado de tener una capacidad de influir estadísticamente análoga (88-93) a tener una capacidad desigual (93-98), especialmente en el caso del mercado japonés que, como consecuencia de las diferentes crisis en las que se ha visto envuelto su mercado financiero, ha perdido gran parte de su influencia en los últimos años.

Bibliografía

- Arshanapalli, B. y J. Doukas (1993): “International stock market linkages: evidence from the pre- and post-october 1987 period”, *Journal of Banking and Finance*, 17, pp. 193-208.
- Bartlett, M.S. (1946): “On theoretical specification and sampling properties of autocorrelated time series”, *Journal of the Royal Statistical Society*, 8, pp. 27-41.
- Breusch, T.S. y A.R. Pagan (1980): “The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics” *Review of Economic Studies*, 47, 239-253.
- Dickey, D.A. y W.A. Fuller (1979): “Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root”, *Journal of the American Statistical Association*, 74, pp. 427-431
- _____ (1981): “Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root”, *Econometrica*, . 49(4), pp. 1057-1072.
- Eun, C.S. y S. Shim (1989): “International transmission of stock market movements”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24, pp. 241-257.
- Enders, W. (1996): *Rats Handbook for Econometric Time Series*, Ed. John Wiley & Sons. Inc., New York.
- Gjerde, Ø. y F. Sættem (1995): “Linkages among European and world stock markets”, *The European Journal of Finance*, 1, pp. 165-179.
- Gredenhoff, M. y S. Karlson (1999): “Lag-length selection in VAR-models using equal and unequal lag-length procedures”, *Computational Statistics*, 14, pp.171-187.
- Janakiramanan, S. y A.S. Lamba (1998): “An empirical examination of linkages between Pacific-Basin stock markets” *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 8, pp.155-173.

- Johansen, S. (1988): "Statistical analysis of cointegration vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, pp. 231-254.
- Johansen, S. y K. Juselius (1990): "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration - with applications to the demand for money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), pp. 169-210.
- King, M.A. y S. Wadhvani (1990), "Transmission of volatility between markets, The Review of Financial Studies, 3, 1, pp.5-33.
- Knif, J. y S. Pynnönen (1999) "Local and global memory of international stock markets", *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 9, pp. 129-147.
- Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips, P. Schmidt y Y. Shin (1992) "Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root", *Journal of Econometrics*, 54, pp. 159-178.
- Lütkepohl, H. y H-E. Reimers (1992) "Granger-causality in cointegrated var processes: The case of the term structure", *Economics Letters*, 40(3), pp. 263-268.
- Masih, A.M.M. y R. Masih (1999) "Are Asian stock market fluctuations due mainly to intra-regional contagion effects? Evidence based on Asian emerging stock markets", *Pacific-Basin Finance Journal*, 7, pp. 251-282.
- Peiró, A.; J. Quesada y E. Uriel (1998) "Transmission of movements in stock markets", *European Journal of Finance*, 4(4), pp. 331-343.
- Phillips, P. C. B. y P. Perron (1988) "Testing for unit root in time series regression", *Biometrika*, 75, pp. 335-346.
- Roll, R. (1992) "Industrial structure and the comparative behaviour of international stock market indices", *Journal of Finance*, 47(1), pp. 3-41.
- Sims, C. (1980) "Macroeconomics and reality", *Econometrica*, 48(1), pp. 1-49.

Tabla 1.- Horarios de Negociación

Mercado	Hora Local	Diferencia	GMT
Japón (Tokio)	9:00-11:00 12:30-15:00	+9	0:00-2:00 3:30-6:00
Europa*	8:30-17:30	+1	7:30-16:30
Norteamérica**	9:30-16:30	-5	14:30-21:30

* Hora del mercado de Frankfurt.

** Hora del mercado de Nueva York.

Tabla 2.- Test de Raíces Unitarias de Phillips&Perron

	Test de una Raíz Unitaria		Test de dos Raíces Unitarias	
	$Z(t_{\mu})$	$Z(t_{\beta})$	$Z(t_{\mu})$	$Z(t_{\beta})$
4/1/88-31/12/98				
Japón	-1.7492	-2.3865	-49.7484*	-49.7467*
Europa	0.3235	-1.7335	-49.0908*	-49.0967*
Norteamérica	0.8634	-1.3799	-52.4955*	-52.5178*
4/1/88-30/6/93				
Japón	-1.4296	-2.2804	-33.4481*	-33.4363*
Europa	-2.0005	-2.3818	-34.9081*	-34.9069*
Norteamérica	-1.1727	-3.0671	-36.9647*	-36.9524*
1/7/93-31/12/98				
Japón	-1.1108	-2.6210	-37.2004*	-37.1943*
Europa	-0.1260	-2.3231	-34.4897*	-34.4825*
Norteamérica	0.6274	-2.7528	-37.2721*	-37.2985*

Nota: Contraste de Phillips-Perron (1988) para la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria frente a la alternativa de estacionariedad en un modelo con constante $Z(t_{\mu})$ y con constante y tendencia $Z(t_{\beta})$. El número de retardos utilizados ha sido de cuatro y los valores críticos al 1% son -3,4357 $Z(t_{\mu})$ y -3,9667 $Z(t_{\beta})$. * Significativo al 1%

Tabla 3.- Test de Estacionariedad KPSS

	Niveles		Primeras diferencias	
	η_{μ}	η_{τ}	η_{μ}	η_{τ}
4/1/88-31/12/98				
Japón	20.4325*	1.6081*	0.0788	0.0534
Europa	50.7759*	9.3784*	0.1358	0.0423
Norteamérica	52.5548*	10.1932*	0.2152	0.0436
4/1/88-30/6/93				
Japón	20.2656*	4.5606*	0.0776	0.0358
Europa	27.3664*	4.4071*	0.0624	0.0319
Norteamérica	28.3937*	3.8441*	0.1796	0.0372
1/7/93-31/12/98				
Japón	20.4325*	1.6081*	0.1402	0.1403
Europa	20.1490*	4.7226*	0.0928	0.0240
Norteamérica	25.8157*	1.4729*	0.0327	0.0250

Nota: Contraste KPSS (Kwiatkowski et al, 1992) para la hipótesis nula de estacionariedad respecto a un modelo con constante (η_{μ}) o con constante y tendencia (η_{τ}). Los valores críticos para η_{μ} son 0.463 (5%) y 0.347 (10%), para η_{τ} son 0.146 (5%) y 0.119 (10%). El número de retardos empleados para calcular el estadístico ha sido cuatro. * Significativo al 10%.

Tabla 4.- Test de Cointegración de Johansen

Periodos	Retardos		
	2	4	6
4/1/88-31/12/98	26.6523	27.1163	26.5566
4/1/88-30/6/93	16.3594	19.9770	20.0366
1/7/93-31/12/98	30.5450*	28.8566	24.4068

Nota: Contraste de Johansen (1988) para la hipótesis nula de ausencia de cointegración, considerando la presencia de tendencia lineal en los datos. Sus valores críticos son 29.68 (5%) y 35.65 (1%). * Significativo al 5%

Tabla 5.- Correlación Cruzada

	Japón _t	Europa _t	NºObs.
1988-1998			2868
Europa _t	0.253		
Norteamérica _t	0.053	0.206	
Norteamérica _{t-1}	0.123	0.213	
1988-1993			1432
Europa _t	0.346		
Norteamérica _t	0.108	0.173	
Norteamérica _{t-1}	0.122	0.173	
1993-1998			1436
Europa _t	0.159		
Norteamérica _t	0.002*	0.242	
Norteamérica _{t-1}	0.142	0.246	

* No significativo Todos los coeficientes de correlación son significativos al 1 %.

Tabla 6.- Descomposición de la Varianza del Error de Predicción en el periodo 4/1/1988-31/12/1998 (mercados ordenados por los horarios de cierre)^a

Mercado explicado	Horizonte (días)	Por innovaciones en			
		Japón	Europa	Norteamérica	Resto ^b
Japón	1	100	0	0	0
	5	98.1953	0.6889	1.1159	1.8048
	10	98.1953	0.6889	1.1159	1.8048
Europa	1	0.0085	99.9915	0	0.0085
	5	0.0612	95.3913	4.5475	4.6087
	10	0.0612	95.3913	4.5475	4.6087
Norteamérica	1	0.8124	0.0004	99.1872	0.8128
	5	0.8271	0.0358	99.1371	0.8629
	10	0.8271	0.0358	99.1371	0.8629

^a En cada celda se muestra el porcentaje de la varianza del error de predicción, del mercado situado en la fila, que es explicada por el mercado situado en cada columna.

^b Los valores de la columna "Resto" indican el porcentaje de la varianza del error de predicción, del mercado situado en la fila, explicado por el resto de los mercados.

Tabla 7.- Descomposición de la Varianza del Error de Predicción en el periodo 4/1/1988-30/6/1993 (mercados ordenados por los horarios de cierre)^a

Mercado explicado	Horizonte (días)	Por innovaciones en			
		Japón	Europa	Norteamérica	Resto
Japón	1	100	0	0	0
	5	98.5304	0.3085	1.1612	1.4697
	10	98.5304	0.3085	1.1612	1.4697
Europa	1	0.0004	99.9996	0	0.0004
	5	0.0564	96.4952	3.4485	3.5048
	10	0.0564	96.4952	3.4485	3.5048
Norteamérica	1	1.1299	0.0049	98.8652	1.1349
	5	1.2150	0.0303	98.7547	1.2454
	10	1.2150	0.0303	98.7547	1.2454

^a En cada celda se muestra el porcentaje de la varianza del error de predicción, del mercado situado en la fila, que es explicada por el mercado situado en cada columna.

^b Los valores de la columna "Resto" indican el porcentaje de la varianza del error de predicción, del mercado situado en la fila, explicado por el resto de los mercados.

Tabla 8.- Descomposición de la Varianza del Error de Predicción en el periodo 1/7/1993-31/12/1998 (mercados ordenados por los horarios de cierre)^a

Mercado explicado	Horizonte (días)	Por innovaciones en			
		Japón	Europa	Norteamérica	Resto
Japón	1	100	0	0	0
	5	97.7098	0.6190	1.6712	2.2902
	10	97.7098	0.6190	1.6712	2.2902
Europa	1	0.0079	99.9921	0	0.0079
	5	0.0892	94.2213	5.6895	5.7787
	10	0.0892	94.2213	5.6895	5.7787
Norteamérica	1	0.3821	0.0037	99.6142	0.3858
	5	0.5738	0.2629	99.1634	0.8366
	10	0.5738	0.2629	99.1634	0.8366

^a En cada celda se muestra el porcentaje de la varianza del error de predicción, del mercado situado en la fila, que es explicada por el mercado situado en cada columna.

^b Los valores de la columna "Resto" indican el porcentaje de la varianza del error de predicción, del mercado situado en la fila, explicado por el resto de los mercados.

Tabla 9.- Modelo de Estimación Conjunta

$$\begin{cases} A_t = \alpha_A + \lambda_A [\beta_E E_{t-1} + \beta_{NA} NA_{t-1}] + \mu_{A_t} \\ NA_t = \alpha_{NA} + \lambda_{NA} [\beta_A A_t + \beta_E E_t] + \mu_{NA_t} \\ E_t = \alpha_E + \lambda_E [\beta_{NA} NA_{t-1} + \beta_A A_t] + \mu_{E_t} \end{cases}$$

4/1/88-31/12/98						
	λ_A	λ_{NA}	λ_E	β_E	β_{NA}	β_A
Coefficiente	1.316	1	2.416	0.125	0.096	0.051
Estadístico-t	5.697		4.823	6.418	4.716	4.869
4/1/88-30/6/93						
	λ_A	λ_{NA}	λ_E	β_E	β_{NA}	β_A
Coefficiente	2.812	1	2.933	0.045	0.060	0.068
Estadístico-t	2.997		3.835	2.620	3.244	3.991
1/7/93-31/12/98						
	λ_A	λ_{NA}	λ_E	β_E	β_{NA}	β_A
Coefficiente	0.712	1	1.030	0.207	0.257	0.029
t-Statistic	3.805		2.896	6.609	3.006	1.947*

* No significativo al 1%..

Tabla 10.- Contraste de Wald

Hipótesis	4/1/88-31/12/98		4/1/88-30/6/93		1/7/93-31/12/98	
	Nula	χ^2	p-value	χ^2	p-value	χ^2
$\lambda_A = 1$		1.874*	0.171	3.726**	0.054	2.506*
$\lambda_E = 1$		7.994	0.005	6.383	0.012	0.007*
$\lambda_A = \lambda_E = 1$		8.014	0.018	6.646	0.036	6.974
$\lambda_A = \lambda_E$		6.633	0.010	0.024*	0.878	1.731*
$\beta_A = \beta_E$		12.795	0.000	1.408*	0.235	26.908
$\beta_A = \beta_{NA}$		9.404	0.002	0.347*	0.556	7.628
$\beta_E = \beta_{NA}$		1.550*	0.213	0.831*	0.362	0.393*
$\beta_A = \beta_E = \beta_{NA}$		19.195	0.000	1.416*	0.493	28.405