La contribución de la Bolsa de Nueva York en el proceso de formación de precios de los principales ADRs españoles.*

Bartolomé Pascual-Fuster
Departamento de Economía y Empresa
Universidad de las Islas Baleares
tomeu.pascual@uib.es

Francisco Climent
Departamento de Economía Financiera y Matemática
Universidad de Valencia
f.jose.climent@uv.es

Roberto Pascual
Departamento de Economía y Empresa
Universidad de las Islas Baleares
rpascual@uib.es

* Autor de contacto: Bartolomé Pascual-Fuster, Departamento de Economía y Empresa, Universidad de las Islas Baleares, Ctra. Valldemossa Km 7.5, 07071 Palma de Mallorca, Islas Baleares, España. Teléfono: 971-17-26-52, Fax: 971-17-34-26.

La contribución de la Bolsa de Nueva York en el proceso de formación de precios de los principales ADRs españoles.

Resumen

Este trabajo estudia la contribución de la negociación en la Bolsa de Nueva York en el proceso de formación de precios de las principales acciones españolas negociadas en ese mercado. Con este fin, y teniendo en cuenta la existencia de un periodo diario en el que los dos mercados negocian simultáneamente, se utilizan Modelos de Corrección de Error para todas las empresas españolas cotizadas en la Bolsa de Nueva York durante el periodo 1994-2001. Los resultados obtenidos sugieren que la negociación en Nueva York tiene una contribución significativa en el proceso de formación de precios de las acciones analizadas.

Palabras Clave: ADRs, Transmisión de información, Cointegración, Cross-listing.

Abstract

This paper studies the role of the New York Stock Exchange in the price discovery process of the main Spanish stocks cross-listed on this market. For this, and taking into account the daily overlapping period of trading between the New York Stock Exchange and the Spanish Stock Exchange, it is used the Vector Error Correction methodology for each stock during the 1994-2001 period. The results suggest that the New York Stock Exchange has a significant contribution in price discovery process of these stocks.

Keywords: ADRs, Transmission of information, Cointegration, Cross-listing.

1.- INTRODUCCIÓN

Con las últimas crisis financieras acaecidas a partir de la segunda mitad de los años 90, se ha hecho evidente la progresiva interrelación existente entre los mercados financieros internacionales. Así, en la formación de los precios de los diferentes activos financieros influye no sólo la información generada en una determinada plaza financiera sino la que se produce en otros entornos distantes física, económica y socio-culturalmente. En este sentido, uno de los aspectos destacados de la globalización financiera ha sido el incremento del número de empresas negociadas en los mercados bursátiles internacionales. Por ejemplo, Pulatkonak y Sofianos [1999] encuentran que la importancia de las empresas extranjeras cotizadas en la Bolsa de Nueva York (BNY) se ha incrementado considerablemente en los últimos años. Este fenómeno ha motivado un creciente interés por determinar el papel que juegan los mercados bursátiles extranjeros en el proceso de formación de precios de las empresas cotizadas en mercados extranjeros.

Garbade y Silber [1979] introducen la terminología de *relación dominante-satélite* entre mercados financieros que negocian los mismos valores bursátiles. Así, los precios del mercado dominante influyen en los precios futuros de los mercados satélite, pero no a la inversa. Otra interpretación de la relación *dominante-satélite*, para mercados que negocian simultáneamente, la proporcionan Chowdhry y Nanda [1991] que muestran en un análisis teórico que un mercado puede ser denotado como dominante si éste concentra la mayor parte del volumen de contratación.

Existen muchos trabajos que estudian la formación de precios en activos cotizados en varios mercados. Uno de los primeros es el de Neumark *et al.* [1991] que investiga el proceso de formación de precios de las acciones norte americanas cotizadas en bolsas extranjeras y, según la definición de Garbade y Silber [1979], encuentran que la BNY actúa como dominante.

Posteriormente han surgido varios trabajos que estudian la contribución del mercado norte americano en el proceso de formación de precios de acciones extranjeras cotizadas en dicho mercado [Lau y Diltz, 1994; Eun y Jang, 1997; Lieberman *et al.*, 1999; Schürhoff, 1999; Kim *et al.*, 2000 y Liljeblom *et al.*, 2000, entre otros]. En general se encuentra que ese mercado tiene una contribución significativa. Sin embargo, esta contribución puede matizarse. Así, por ejemplo, Lieberman *et al.* [1999] obtienen que la contribución del mercado norte americano es

mayor en el caso de las empresas multinacionales, y Schürhoff [1999] observa que en el caso de acciones extranjeras cotizadas en la BNY, ésta contribuye en el proceso de formación de precios, mientras que en el caso de acciones negociadas en el mercado *Over The Counter* norte americano, éste no contribuye y actúa como un satélite puro.

Las interrelaciones entre el mercado bursátil español y otros mercados bursátiles, entre ellos la BNY, han sido estudiadas ampliamente en la literatura, relacionando los índices bursátiles de cada mercado [Espitia y Santamaría, 1991; Peña, 1992; Espitia y Santamaría, 1994; Jimeno, 1995; Peña y Ruiz, 1995; Martínez y Cabezas, 1997; Climent *et al.*, 1999 y Climent *et al.*, 2001, entre otros], también se ha estudiado la relación entre el mercado español y la BNY, exclusivamente, analizando la relación entre sus índices bursátiles [Pérez-Rodríguez y Torra-Porras, 1995] o entre el precio de cada activo local en el mercado español y un índice representativo del mercado norteamericano [Lozano-Arnica y Pascual-Fuster, 2001]. Sin embargo, solamente hay un estudio que analice la contribución de la BNY en la formación de precios de las acciones españolas cotizadas en ese mercado [Pascual *et al.*, 2001], pero ese trabajo se limita a estudiar el periodo de negociación solapada entre el mercado español y la BNY. [1]

Por lo tanto, en este trabajo se pretende complementar el trabajo de Pascual *et al.* [2001], analizando la contribución *global* de la BNY en la formación de precios de las principales empresas españolas cotizadas en ambos mercados. Para ello, la metodología utilizada consiste en la estimación de Modelos de Corrección de Error (MCE) con rendimientos *cierre-cierre* en las cinco empresas españolas negociadas en la BNY (Telefónica, Repsol YPF, Endesa, Banco Bilbao Vizcaya Argentaria y Banco Santander Central Hispano) durante el periodo 1994-2001, asignando el carácter de dominante o satélite según el criterio de Garbade y Silber [1979]. Con esta metodología, la existencia de un periodo de negociación simultanea en la BNY y en la bolsa española introduce un sesgo en la valoración de la contribución de cada mercado al proceso de formación de precios. En la próxima sección veremos como este sesgo consiste en que el MCE tiende a asignar, de forma automática, la formación de precios durante el solapamiento al mercado español. Pascual *et al.* [2001] concluyen que alrededor del 95% de las variaciones en el precio eficiente durante el periodo de solapamiento son atribuibles al

[1] La negociación en la BNY comienza a las 15:30 horas, hora española, de manera que desde esa hora hasta el cierre del mercado español se negocia simultáneamente en los dos mercados.

mercado español, de forma que el sesgo introducido por el MCE casi se corresponde con la realidad y, por tanto, no realizamos ajuste alguno para corregirlo.

El trabajo se estructura como sigue, en al sección 2 se expone la metodología, la sección 3 describe los datos, la sección 4 resume los resultados alcanzados y, por último, la sección 5 presenta las principales conclusiones.

2.- METODOLOGÍA

Los Modelos de Corrección de Error con rendimientos cierre-cierre son un método usual para analizar la relación *dominante-satélite* entre los mercados domésticos y extranjeros según la definición de Garbade y Silber [1979], y han sido utilizados en trabajos recientes entre los que destacan los de Eun y Jang [1997], Lieberman *et al.* [1999], Schürhoff [1999] y Kim *et al.* [2000]. La estructura del MCE se suele modificar para tener en cuenta la información disponible al cierre de cada mercado. Así, el MCE adopta la forma:

$$\Delta y_t = \gamma_1 + \gamma_2 \Delta x_t + \gamma_3 (x_t - y_{t-1}) + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \varphi_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \qquad [1]$$

$$\Delta x_t = \delta_1 + \delta_2 \Delta y_{t-1} + \delta_3 (y_{t-1} - x_{t-1}) + \sum_{i=2}^{p} \alpha_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \pi_i \Delta x_{t-i} + u_t \qquad [2]$$

Donde y_t es el precio de cierre del último mercado que cierra (BNY), x_t es el precio de cierre del mercado que cierra en primer lugar (Mercado continuo español -SIBE-), Δy_t es el rendimiento *cierre-cierre* de Nueva York (y_t-y_{t-1}), y de forma equivalente para Δx_t. Los términos ε_t y u_t son las innovaciones del proceso. El Término de Corrección de Error (TCE) y la estructura de retardos se especifica teniendo en cuenta la información conocida al cierre de cada mercado.

El periodo de solapamiento de la negociación en la BNY y en el SIBE supone un sesgo en la valoración de la contribución de cada mercado al proceso de formación de precios. En lo que resta de esta sección mostraremos como este sesgo consiste en que la formación de precios durante el solapamiento tiende a atribuirse de forma automática al mercado español. Esto puede suponer un problema importante si durante el solapamiento se da una parte importante del proceso de formación de precios en la BNY. Por ejemplo, entre el 33% y el 96% del proceso de formación de precios de *Unilever*, cuyo mercado local es la Bolsa de Ámsterdam, es atribuible a la BNY [Hupperets y Menkveld, 2002]. Sin embargo, en el caso español, Pascual *et*

al. [2001] encuentran que alrededor del 95% de la formación de precios durante ese periodo puede ser atribuido al mercado español. De manera que realizaremos el análisis sin ajustar por ese sesgo.

Para mostrar en que consiste el sesgo introducido por el solapamiento, trabajaremos bajo la hipótesis de mercado eficiente sin fricciones ni costes de transacción, de manera que toda la información se incorpora instantáneamente en los precios, con lo cual los rendimientos consecutivos no deben estar relacionados. Esto supone que, en las ecuaciones [1] y [2], solamente los coeficientes de los rendimientos solapados y del TCE deben de ser no nulos. El MCE estimado debería de ser:

$$\Delta y_t = \gamma_1 + \gamma_2 \Delta x_t + \gamma_3 (x_t - y_{t-1}) + \varepsilon_t \qquad [3]$$

$$\Delta x_t = \delta_1 + \delta_2 \Delta y_{t-1} + \delta_3 (y_{t-1} - x_{t-1}) + u_t \qquad [4]$$

Ahora plantearemos dos posibles situaciones. La primera supone que toda la información se genera durante el periodo de contratación en España (ver Figura 1).[2]

En la Figura 1 podemos observar como toda la información contenida en Δy_t está también contenida en Δx_t y en x_t-y_{t-1} ($\gamma_2 \neq 0$ y $\gamma_3 \neq 0$ en la ecuación [3]), la información contenida en Δx_t no se encuentra en Δy_{t-1} ni en y_{t-1}-x_{t-1} ($\delta_2 = \delta_3 = 0$ en la ecuación [4]). De manera que, según la interpretación de Garbade y Silber [1979], deberíamos concluir que la BNY actúa como mero satélite. Sin embargo, podría ocurrir que durante el periodo de solapamiento todo el proceso de formación de precios se llevara a cabo en la BNY. En ese caso la contribución de la BNY estaría sesgada a la baja.

Una situación más realista sería aquella en la que la información relevante para las empresas españolas se generara durante la negociación en el SIBE y, además, durante un periodo posterior al cierre del mismo. Dicha negociación termina a las 17:30 (17:00 antes del 17/1/2000) y, es de esperar que después de esa hora todavía se genere información relevante en España. Además, las empresas españolas cotizadas en la BNY han realizado una fuerte

[2] Es de esperar que la mayor parte de la información relevante para las empresas españolas se genere en España. Otros autores realizan supuestos equivalentes en el caso de acciones de otras nacionalidades. Por ejemplo, Chan *et al.* [1996] o Neumark *et al.* [1991].

expansión hacia Sudamérica de manera que también cabe suponer que después del cierre del SIBE se conozca, para dichas empresas, información relevante generada en América (Ver Figura 2).

En la Figura 2, se pueden distinguir dos periodos en los que se genera información. El primero, tiene lugar antes de que el SIBE cierre su sesión (área de puntos fina). Esto es la información contenida en $\Delta y_{t,}$, que también está contenida en Δx_t y en x_t-y_{t-1} ($\gamma_2 \neq 0$ y $\gamma_3 \neq 0$ en la ecuación [3], el SIBE contribuye en la formación de precios). El segundo periodo se da tras el cierre del SIBE (área de puntos densa). Esto es la información contenida en Δx_t que también esta contenida en Δy_{t-1} y en y_{t-1}-x_{t-1} ($\delta_2 \neq 0$ y $\delta_3 \neq 0$ en la ecuación [4], la BNY contribuye en la formación de precios). Por lo tanto, en este caso, la información generada después del cierre del SIBE, que se introduce en la BNY, provoca que la BNY afecte a los rendimientos del SIBE y contribuya al proceso de formación de precios. El efecto del SIBE es debido a la información que se conoce durante la negociación en el SIBE, que incluye el periodo de solapamiento. Un aspecto a destacar es que, en el caso de que todo el proceso de formación de precios durante el solapamiento se produjera en la BNY, este análisis nos llevaría a los mismos resultados, de manera que sigue existiendo el sesgo detectado en el caso de la Figura 1.

En resumen, en esta sección hemos visto que utilizando el MCE con rendimientos *cierre-cierre* asignamos, de forma automática, la formación de precios durante el periodo de negociación solapada al SIBE, lo cual no se aleja mucho de la realidad y, además, que la contribución de la BNY se debe a la información que se introduce en la BNY una vez ha terminado la negociación en el SIBE. Sin embargo en el trabajo empírico estas conclusiones pueden matizarse, seguramente el MCE formado por las ecuaciones [1]-[2] acabe ajustándose mejor a los datos que el formado por las ecuaciones [3]-[4] [ver Eun y Jang, 1997; Lieberman *et al.,* 1999; Schürhoff, 1999, y Kim *et al.,* 2000]. En este caso, es posible que considerando los retardos introducidos en [1]-[2] en la valoración de la contribución de cada mercado según Garbade y Silber [1979], una parte del proceso de formación de precios durante el solapamiento se atribuya a la BNY y que la contribución de ésta no se deba exclusivamente a la negociación después del cierre del mercado español. Aún así, la fuente del sesgo analizado en esta sección sigue existiendo y actuando en la misma dirección.

3. DATOS

La muestra esta formada por las cinco acciones españolas admitidas a negociación en la BNY; Telefónica, Repsol YPF, Endesa, Banco Bilbao Vizcaya Argentaria (BBVA) y el Banco Santander Central Hispano (BSCH). Estas acciones se contratan en la BNY como certificados de depósito negociables (American Depository Receipts –ADRs-).[3]

Para cada acción se dispone de series diarias de precios de cierre desde 1/1/1994 al 12/7/2001 de la BNY y del SIBE.[4] Para convertir los precios del mercado español a dólares se utiliza el tipo *spot WM/Reuters*, proporcionado por la empresa WM y la agencia *Reuters*. Este tipo de cambio se calcula a las 16:00 horas de Londres como la media entre los precios de compra y de venta en *Reuters*. Dado que las 16:00 horas de Londres (17:00 horas de España) están cerca del precio de cierre del SIBE (17:00 horas de España hasta el 16/1/2000 y 17:30 después de esta fecha) se utiliza este tipo de cambio con un error mínimo.[5] Todos los datos se han obtenido de *Datastream*. Si un día no se negocia en un mercado, se asume que el precio es igual al del día anterior. Las series están ajustadas por cambios en el capital social.

4. EL MCE CON RENDIMIENTOS CIERRE-CIERRE.

Se utilizan los contrastes de Dickey y Fuller [1979, 1981] y de Phillips y Perron [1988] para analizar la estacionariedad de las series de precios de cierre, expresadas en logaritmos, del SIBE y de la BNY. Los resultados (Tabla I) muestran que las series de logaritmos de los precios de las cinco acciones en los dos mercados están integradas de orden 1. Posteriormente, se procede al estudio de la relaciones de equilibrio a largo plazo mediante la técnica de cointegración propuesta por Engle y Granger [1987], los resultados indican que las series del SIBE y de la BNY, para cada acción, están cointegradas, como era de esperar, con un vector de cointegración (1,-1).[6]

---

[3] Ver Gande [1997] y Karolyi [1998] para una descripción pormenorizada de los ADRs.
[4] El SIBE empezó a negociar en Euros el 1/1/1999. Desde esta fecha el precio de cierre del SIBE se ha convertido a pesetas utilizando el tipo de conversión fijo de la Unión Monetaria Europea.
[5] Desde el 17/1/2000 hay una subasta aleatoria de cinco minutos en el SIBE y por ello la hora de cierre más real son las 17:35 horas.
[6] No se han incorporado estos resultados en el texto para evitar un numero excesivo de tablas, pero pueden ser solicitados a los autores.

En las Tablas II a VI se presentan los MCE estimados sobre las series en logaritmos tal y como se plantean en las ecuaciones [1] y [2]. El orden de retardos apropiado se ha determinado siguiendo el criterio de información de Akaike [véase Enders, 1995: 88-89]. Los MCE se estiman por *SUR (Seemingly Unrelated Regression*) utilizando el algoritmo FGLS (*Feasible Generalized Least Squares*, véase Green ,1997: 511-513). En las Tablas de resultados también se muestra el contraste de Breusch y Pagan [1980] de independencia de residuos. Los coeficientes de los términos de corrección de error (TCE) presentan el signo esperado y son estadísticamente significativos en todos los casos, por lo tanto los dos mercados tienen una contribución significativa en el proceso de formación de precios. Tal y como se muestra en el correspondiente contraste de la χ^2, el coeficiente del TCE en la ecuación de la BNY, es mayor que en la ecuación del SIBE, excepto para Telefónica y BSCH, donde ambos son estadísticamente iguales. Estos resultados sugieren que la BNY realiza una contribución significativa en el proceso de formación de precios de todos los activos analizados y que ésta es mayor en el caso de Telefónica y del BSCH.

Por último, en dichas Tablas también se presentan los resultados del contraste χ^2 para determinar la influencia de los rendimientos retardados de cada mercado sobre el otro mercado. Estos contrastes confirman que la BNY tiene una contribución significativa en el proceso de formación de precios, la cual es menos relevante para Endesa, para la que el contraste χ^2 solamente es significativo al 6%.

Tal y como hemos visto en la sección 3, la información que se introduce en la BNY una vez ha terminado la negociación en el SIBE origina una contribución significativa de la BNY en el proceso de formación de precios. Los resultados obtenidos indican que esta contribución es importante, sobre todo para Telefónica y el BSCH. Es posible que esto se deba a información generada en España después del cierre del SIBE, que se introduce en la BNY. Sin embargo, también es probable que se deba a la información generada en América después de dicho cierre. Las empresas analizadas obtienen gran parte de sus ingresos en el continente americano con lo cual es de esperar que la información económica generada en América les afecte. Por ejemplo, el porcentaje de los ingresos del año 2000 obtenidos en América fue el 28% en Repsol, el 32.68% en Endesa, el 47.16% en BBVA, el 50% aproximadamente en Telefónica, y el 58.58% en BSCH.[7] Por último, hay que destacar que las dos empresas en las que la BNY es

[7] Esta información se ha obtenido de las cuentas anuales de cada empresa.

más importante (Telefónica y BSCH), sean las dos que obtienen un porcentaje mayor de ingresos en América.

5. CONCLUSIONES

En este trabajo estudia el papel de la negociación en la BNY en el proceso de formación de precios de las acciones españolas negociadas en la BNY. Complementa los resultados obtenidos en Pascual *et al.* [2001], que se centra en el estudio del periodo de solapamiento. La metodología utilizada consiste en estimar un MCE para cada acción e interpretar la contribución de cada mercado según Garbade y Silber [1979]. En este caso, esta metodología esta sesgada debido a que tiende a asignar, de forma automática, la formación de precios durante el solapamiento al SIBE. Sin embargo, los resultados de Pascual *et al.* [2001] indican que solamente una pequeña parte de la formación de precios durante el solapamiento tiene lugar en la BNY (5%), de manera que ese sesgo no nos aleja mucho de la realidad y por lo tanto no se realiza ajuste alguno para corregirlo. Los resultados obtenidos en este trabajo indican que la BNY realiza una contribución significativa en el proceso de formación de precios de las acciones analizadas.

BIBLIOGRAFÍA

Breusch, T. y Pagan, A. [1980]: «The LM test and its implications to model specification in econometrics», *Review of Economics Studies*, vol. 47, 239-254.

Chan, K.C., Fong, W., Kho, B. y Stulz, R. [1996]: «Information, trading and stock returns: Lessons from dually-listed securities», *Journal of Banking and Finance*, vol. 20, 1161-1187.

Chowdhry, B. y Nanda, V. [1991]: «Multimarket Trading and Market Liquidity», *Review of Financial Studies*, vol. 4, 483-511.

Climent, F., Meneu, V. y Pardo, A. [1999]: «Influencia y sensibilidad de los mercados bursátiles europeos», *Información Comercial Española (ICE). Revista de Economía*, nº. 782, 77-87.

Climent, F., Meneu, V. y Pardo, A. [2001]: «Information Flows among the Major Stock Market Areas», *Journal of Asset Management*, vol. 2, nº. 3, 284-292.

Dickey, D. y Fuller, W. [1979]: «Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root», *Journal of the American Statistical Association*, vol. 74, 427-431.

Dickey, D. y Fuller, W. [1981]: «Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with unit root», *Econometrica*, vol. 49, nº. 4, 1057-1072.

Enders, W. [1995]: *Applied Econometric Time Series*, Wiley Series in Probability and Mathematical Statistics, John Wiley and Sons.

Engle, R.F. y Granger, C. [1987]: «Cointegration and error correction: Representation, Estimation, and Testing», *Econometrica*, vol. 55, 251-276.

Espitia, Manuel y Santamaría, Rafael [1991]: «Interacción internacional entre mercados de valores», *Información Comercial Española*, Enero, 181-197.

Espitia, Manuel y Santamaría, Rafael [1994]: «International diversification among the capital markets of the EEC», *Applied Financial Economics*, vol. 4, 1-10.

Eun, C. y Jang, H. [1997]: «Price interactions in a sequential global market: evidence from the cross-listed stocks», *European Financial Management*, vol. 3, 209-235.

Gande, A. [1997]: «American Depositary Receipts: Overview and Literature Survey», *Financial Markets, Institutions & Instruments*, vol. 5, 61-83.

Garbade, K., D. y Silber, W., L. [1979] «Dominant and Satellite markets: a study of dually-traded securities» *Review of Economics and Statistics*, vol. 60, 455-460.

Green, W. [1997]: *Econometric Analysis*, Prentice-Hall, New Jersey.

Hupperets, E., y Menkveld, B. [2002]: «Intraday analysis of market integration: Dutch blue chips traded in Amsterdam and New York», *Journal of Financial Markets*, vol. 5, 57-82.

Jimeno, Juan P. [1995]: «Transmisión de volatilidad: El caso español en la crisis de 1992», *Investigaciones Económicas*, vol. 19, nº. 1, 107-125.

Karolyi, A.G. [1998]: «Why Do Companies List Shares Abroad?: A Survey of the Evidence and its Managerial Implications», *Financial Markets, Institutions & Instruments*, vol. 7, 1-60.

Kim, M., Szakmary, A. y Mathur, I. [2000]: «Price transmission dynamics between ADRs and their underlying foreign securities», *Journal of Banking and Finance*, vol. 24, 1359-1382.

Lau, S. y Diltz, J. [1994]: «Stock returns and the transfer of information between the New York and Tokyo stock exchanges», *Journal of International Money and Finance*, vol. 13, 211-222.

Lieberman, O., Ben-Zion, U. y Hauser, S. [1999]: «A characterization of the price behavior of international dual stocks: an error correction approach», *Journal of International Money and Finance*, vol. 18, 289-304.

Liljeblom, E., Hedvall, K. y Nummelin, K. [2000]: «Dual Listing and Price Discovery: The Role of the Domestic Market», *Swedish School of Economics and Business Administration*, Documento no publicado.

Lozano-Arnica, Gonzalo y Pascual-Fuster, Bartolomé [2001]: «Does the expansion of Spanish firms into South America affect the price relations between the US and the Spanish stock markets?», *Journal of Asset Management*, vol. 1, 380-396.

Martínez-Abascal, Eduardo y Cabezas, Carlos [1997]: «Correlación entre Bolsas Mundiales ¿A quién sigue el IBEX?», *Análisis financiero*, nº. 73, 35-42.

Neumark, D., Tinsley, P. y Tosini, S. [1991]: «After-Hours Stock Prices and Post-Crash Hangovers», *Journal of Finance*, vol. 46, 159-178.

Pascual, R., Pascual-Fuster, B. y Climent, F. [2001] «Cross-listing, Price Discovery and the Informativeness of the Trading Process», *Working Paper Universidad Carlos III de Madrid* nº. 01-45.

Peña, J. I. y Ruiz, E. [1995]: «Stock market regulations and international financial integration: the case of Spain», *The European Journal of Finance*, vol. 1, 367-382.

Peña, J. Ignacio [1992]: «Sobre la relación de los mercados bursátiles internacionales y la Bolsa de Madrid», *Información Comercial Española*, nº. 704, 16-24.

Pérez-Rodríguez, Jorge V. y Torra-Porras, Salvador [1995]: «Transmisión internacional de las rentabilidades y volatilidades entre NYSE e IBEX35», *Cuadernos de Economía*, nº. 23, 83-101.

Phillips, P. y Perron, P. [1988]: «Testing for a unit root in time series regression», *Biometrica*, vol. 75, 335-346.

Pulatkonak, M. y Sofianos, G. [1999]: «The distribution of global trading in BNY-listed non-US stocks», *Working Paper Bolsa de Nueva York,* nº. 99-03.

Schürhoff, N. [1999]: «An Empirical Analysis of the U.S. Market for International Equity», *Graduate School of Industrial Administration, Carnegie Mellon University*, Documento no publicado.

Figura 1

Esta figura representa el caso en el que la información se genera durante el periodo de negociación del SIBE. El área de puntos representa los intervalos de tiempo donde se genera la información. y_t (x_t) es el precio de cierre en la BNY (SIBE) del día t. El término Δy_t (Δx_t) es igual a y_t-y_{t-1} (x_t-x_{t-1}). La línea de puntos horizontal representa el horario de negociación en cada mercado.

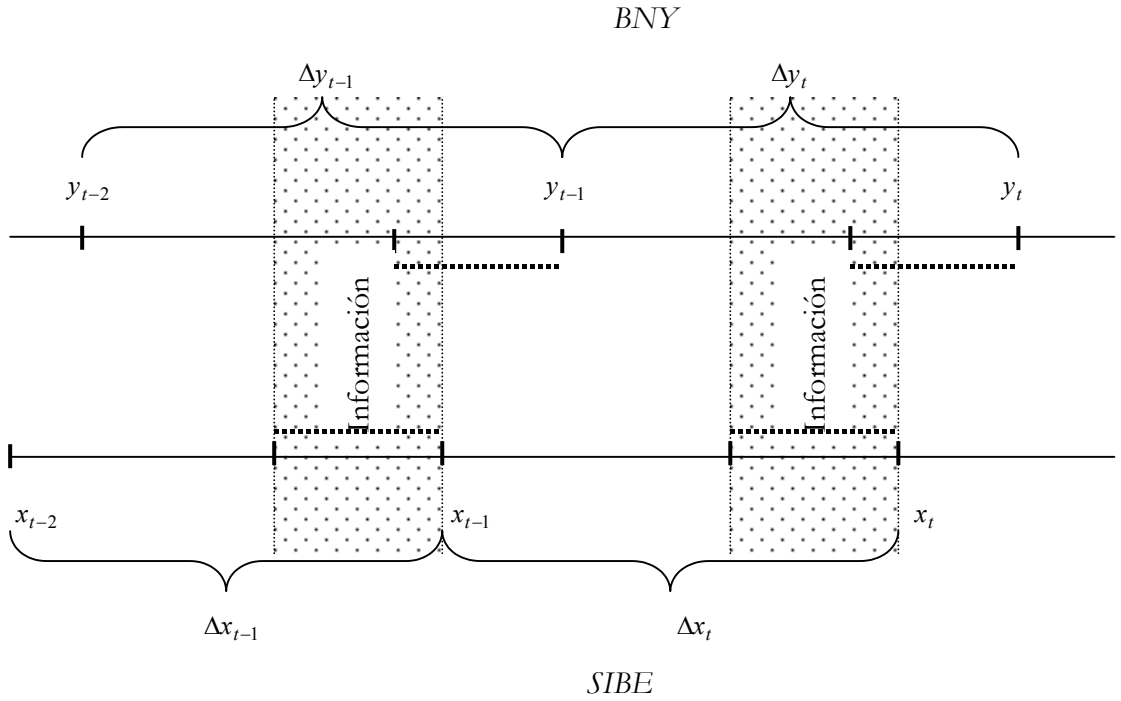

Figura 2

Esta figura representa el caso en el que la información se genera durante el periodo de negociación del SIBE y unas horas después del cierre del SIBE. El área de puntos representa los intervalos de tiempo donde se genera la información. y_t (x_t) es el precio de cierre en la BNY (SIBE) del día t. El término Δy_t (Δx_t) es igual a y_t-y_{t-1} (x_t-x_{t-1}). La línea de puntos horizontal representa el horario de negociación en cada mercado

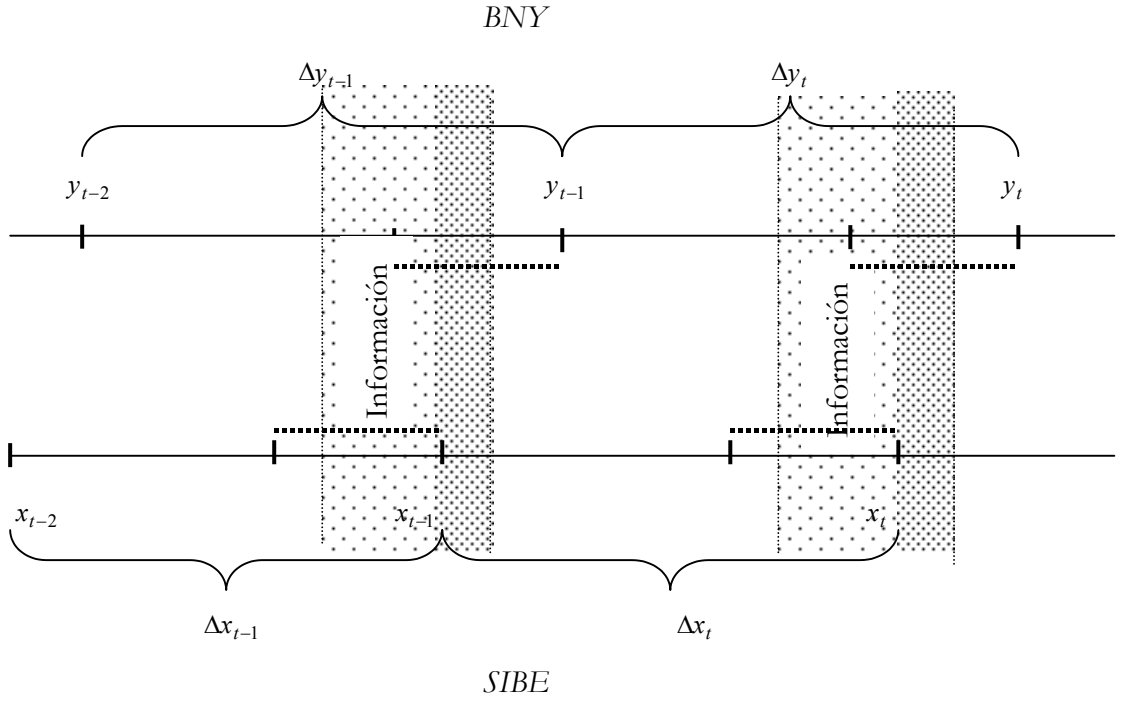

Tabla I

Contraste de Raíces unitarias

Para el contraste se ha utilizado el enfoque de Dickey y Fuller [1979, 1981] -Panel A- y el enfoque no paramétrico de Phillips y Perron [1988] -Panel B- donde la hipótesis nula de ambos contrasta la existencia de al menos una raíz unitaria frente a la hipótesis alternativa de estacionariedad de la serie estudiada. Z_N y Z_D indican el estadístico de Phillips y Perron de las series en niveles y en primeras diferencias, respectivamente. Φ_{1N} y Φ_{1D} indican el estadístico de Dickey y Fuller [1981] de las series en niveles y en primeras diferencias, respectivamente. El valor crítico de MacKinnon [1991] al 1% para un modelo sin constante y sin tendencia es de -1.6157 (este valor crítico es válido para ambos contrastes).

Panel A.- Dickey y Fuller [1979, 1981]

	SIBE		**BNY**	
Empresa	Φ_{1N}	Φ_{1D}	Φ_{1N}	Φ_{1D}
Endesa	0.2070*	-21.0590	0.2300*	-20.6740
Telefónica	0.8925*	-20.8255	0.8490*	-20.1853
Repsol	0.3933*	-20.6959	0.4110*	-20.3865
BBVA	1.2847*	-20.2426	1.2871*	-19.5994
BSCH	0.5628*	-20.3146	0.6068*	-20.1910

*Aceptación de la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria.

Panel B.- Phillips y Perron [1988]

	SIBE		**BNY**	
Empresa	Z_N	Z_D	Z_N	Z_D
Endesa	0.1983*	-41.1020	0.2237*	-45.3382
Telefónica	0.9071*	-38.4054	0.8864*	-42.3491
Repsol	0.4299*	-42.2140	0.4570*	-45.9995
BBVA	1.2724*	-39.1723	1.2397*	-46.1872
BSCH	0.5687*	-43.3352	0.5485*	-45.4813

*Aceptación de la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria.

Tabla II

Estimación del MCE de Endesa

BNY			SIBE		
Δy_t			Δx_t		
Variable	**Coeficiente**	***P-value***	**Variable**	**Coeficiente**	***P-value***
Constante	-0.0002	0.3290	Constante	0.0002	0.6370
TCE(y)= (x_t-y_{t-1})	0.5945**	0.0000	TCE(x)=$(y_{t-1}-x_{t-1})$	0.1199**	0.0100
Δx_t	0.2736**	0.0000	Δy_{t-1}	0.0749*	0.0590
Δy_{t-1}	-0.1498**	0.0000	Δx_{t-1}	0.0268	0.5370
Δx_{t-1}	0.1565**	0.0000	Δy_{t-2}	-0.0203	0.3370
	χ^2	***P-value***		χ^2	***P-value***
Influencia SIBE[1]	94.87**	0.0000	Influencia BNY[2]	5.59*	0.0611
TCE(y)=TCE(x)[3]	78.99**	0.0000			

*,** Significatividad a un nivel del 10% y del 5%, respectivamente.

1. Medida de la significatividad conjunta de todos los parámetros de Δx en la ecuación [1].
2. Medida de la significatividad conjunta de todos los parámetros de Δy en la ecuación [2].
3. Test cuya hipótesis nula es que los parámetros de los TCE de las ecuaciones [1] y [2] son iguales.

Matriz de correlaciones residuales		
	BNY	SIBE
BNY	1	
SIBE	-0.0008	1
Test de Breusch-Pagan: $\chi^2(1)$ =0.001, *P-value* = 0.9734		

Tabla III

Estimación del MCE de Telefónica

BNY			SIBE		
Δy_t			Δx_t		
Variable	**Coeficiente**	***P-value***	**Variable**	**Coeficiente**	***P-value***
Constante	0.0023**	0.0000	Constante	-0.0017**	0.0190
TCE(y)= (x_t-y_{t-1})	0.1437**	0.0000	TCE(x)=$(y_{t-1}-x_{t-1})$	0.1419**	0.0000
Δx_t	0.7686**	0.0000	Δy_{t-1}	0.4577**	0.0000
Δy_{t-1}	-0.5701**	0.0000	Δx_{t-1}	-0.2724**	0.0000
Δx_{t-1}	0.5217**	0.0000	Δy_{t-2}	0.3207**	0.0000
Δy_{t-2}	-0.3428**	0.0000	Δx_{t-2}	-0.3787**	0.0000
Δx_{t-2}	0.3137**	0.0000	Δy_{t-3}	0.2759**	0.0000
Δy_{t-3}	-0.2585**	0.0000	Δx_{t-3}	-0.2419**	0.0000
Δx_{t-3}	0.2616**	0.0000	Δy_{t-4}	0.1722**	0.0010
Δy_{t-4}	-0.1552**	0.0000	Δx_{t-4}	-0.1966**	0.0000
Δx_{t-4}	0.1530**	0.0000	Δy_{t-5}	0.1013**	0.0140
Δy_{t-5}	-0.0120	0.3510	Δx_{t-5}	-0.1312**	0.0010
	χ^2	***P-value***		χ^2	***P-value***
Influencia SIBE[1]	1048.98**	0.0000	Influencia BNY[2]	84.97**	0.0000
TCE(y)=TCE(x)[3]	0.00	0.9671			

*,** Significatividad a un nivel del 10% y del 5%, respectivamente.

1. Medida de la significatividad conjunta de todos los parámetros de Δx en la ecuación [1].
2. Medida de la significatividad conjunta de todos los parámetros de Δy en la ecuación [2].
3. Test cuya hipótesis nula es que los parámetros de los TCE de las ecuaciones [1] y [2] son iguales.

Matriz de correlaciones residuales		
	BNY	SIBE
BNY	1	
SIBE	0.0053	1
Test de Breusch-Pagan: $\chi^2(1)$ =0.055, *P-value* = 0.8147		

Tabla IV

Estimación del MCE de Repsol

BNY			SIBE		
Δy_t			Δx_t		
Variable	**Coeficiente**	***P-value***	**Variable**	**Coeficiente**	***P-value***
Constante	-0.0004**	0.0360	Constante	0.0005	0.1260
TCE(y)= (x_t-y_{t-1})	0.5348**	0.0000	TCE(x)=$(y_{t-1}-x_{t-1})$	0.3617**	0.0000
Δx_t	0.3246**	0.0000	Δy_{t-1}	0.1172**	0.0110
Δy_{t-1}	-0.1493**	0.0000	Δx_{t-1}	-0.0283	0.5330
Δx_{t-1}	0.1098**	0.0000	Δy_{t-2}	0.1186**	0.0020
Δy_{t-2}	-0.0299**	0.0280	Δx_{t-2}	-0.0850**	0.0230
	χ^2	***P-value***		χ^2	***P-value***
Influencia SIBE[1]	143.86**	0.0000	Influencia BNY[2]	10.56**	0.0051
TCE(y)=TCE(x)[3]	10.02**	0.0015			

*,** Significatividad a un nivel del 10% y del 5%, respectivamente.

1. Medida de la significatividad conjunta de todos los parámetros de Δx en la ecuación [1].
2. Medida de la significatividad conjunta de todos los parámetros de Δy en la ecuación [2].
3. Test cuya hipótesis nula es que los parámetros de los TCE de las ecuaciones [1] y [2] son iguales.

Matriz de correlaciones residuales		
	BNY	SIBE
BNY	1	
SIBE	0.0023	1
Test de Breusch-Pagan: $\chi^2(1)$ =0.010, *P-value* = 0.9199		

Tabla V

Estimación del MCE de Banco Bilbao Vizcaya Argentaria

BNY			SIBE		
Δy_t			Δx_t		
Variable	**Coeficiente**	***P-value***	**Variable**	**Coeficiente**	***P-value***
Constante	-0.0006**	0.026	Constante	0.0012**	0.006
TCE(y)=(x_t-y_{t-1})	0.3470**	0.000	TCE(x)=(y_{t-1}-x_{t-1})	0.1710**	0.002
Δx_t	0.5665**	0.000	Δy_{t-1}	0.1158*	0.051
Δy_{t-1}	-0.4602**	0.000	Δx_{t-1}	0.0269	0.659
Δx_{t-1}	0.4663**	0.000	Δy_{t-2}	0.0574	0.336
Δy_{t-2}	-0.3870**	0.000	Δx_{t-2}	-0.1057*	0.084
Δx_{t-2}	0.3452**	0.000	Δy_{t-3}	0.0672	0.243
Δy_{t-3}	-0.2551**	0.000	Δx_{t-3}	-0.08082	0.169
Δx_{t-3}	0.2567**	0.000	Δy_{t-4}	0.1201**	0.025
Δy_{t-4}	-0.2091**	0.000	Δx_{t-4}	-0.1486**	0.007
Δx_{t-4}	0.1978**	0.000	Δy_{t-5}	0.0880*	0.062
Δy_{t-5}	-0.0744**	0.002	Δx_{t-5}	-0.0717	0.145
Δx_{t-5}	0.1157**	0.000	Δy_{t-6}	-0.0099	0.786
Δy_{t-6}	-0.0524**	0.000	Δx_{t-6}	-0.0606	0.122
	χ^2	***P-value***		χ^2	***P-value***
Influencia SIBE[1]	249.98**	0.0000	Influencia BNY[2]	13.47**	0.0362
TCE(y)=TCE(x)[3]	7.12**	0.0076			

*,** Significatividad a un nivel del 10% y del 5%, respectivamente.

1. Medida de la significatividad conjunta de todos los parámetros de Δx en la ecuación [1].
2. Medida de la significatividad conjunta de todos los parámetros de Δy en la ecuación [2].
3. Test cuya hipótesis nula es que los parámetros de los TCE de las ecuaciones [1] y [2] son iguales.

Matriz de correlaciones residuales		
	BNY	SIBE
BNY	1	
SIBE	-0.0003	1
Test de Breusch-Pagan: $\chi^2(1)$ =0.000, *P-value* = 0.9906		

Tabla VI

Estimación del MCE de Banco Santander Central Hispano

BNY			SIBE		
Δy_t			Δx_t		
Variable	**Coeficiente**	***P-value***	**Variable**	**Coeficiente**	***P-value***
Constante	0.0004	0.310	Constante	0.0001	0.753
TCE(y)= (x_t-y_{t-1})	0.1126**	0.0000	TCE(x)=$(y_{t-1}-x_{t-1})$	0.1050**	0.0000
Δx_t	0.4715**	0.0000	Δy_{t-1}	0.4796**	0.0000
Δy_{t-1}	-0.2898**	0.0000	Δx_{t-1}	-0.3464**	0.0000
Δx_{t-1}	0.2458**	0.0000	Δy_{t-2}	0.4051**	0.0000
Δy_{t-2}	-0.3185**	0.0000	Δx_{t-2}	-0.2541**	0.0000
Δx_{t-2}	0.1717**	0.0000	Δy_{t-3}	0.22078**	0.0000
Δy_{t-3}	-0.1565**	0.0000	Δx_{t-3}	-0.1796**	0.0000
Δx_{t-3}	0.1453**	0.0000	Δy_{t-4}	0.1221**	0.0010
Δy_{t-4}	-0.1224**	0.0000	Δx_{t-4}	-0.0429**	0.034
	χ^2	***P-value***		χ^2	***P-value***
Influencia SIBE[1]	238.95**	0.0000	Influencia BNY[2]	420.33**	0.0000
TCE(y)=TCE(x)[3]	0.08	0.7819			

*,** Significatividad a un nivel del 10% y del 5%, respectivamente.

1. Medida de la significatividad conjunta de todos los parámetros de Δx en la ecuación [1].
2. Medida de la significatividad conjunta de todos los parámetros de Δy en la ecuación [2].
3. Test cuya hipótesis nula es que los parámetros de los TCE de las ecuaciones [1] y [2] son iguales.

Matriz de correlaciones residuales		
	BNY	SIBE
BNY	1	
SIBE	-0.0002	1
Test de Breusch-Pagan: $\chi^2(1) = 0.000$, *P-value* = 0.9942		