

Documentos de Trabajo 11

Transmisión de Shocks y Acoplamiento con Mercados Accionarios Externos: Efectos Asimétricos y Quiebre Estructural

María José Melendez
Marco Morales
Guillermo Yáñez



udp

facultad de
economía
y empresa

Transmisión de Shocks y Acoplamiento con Mercados Accionarios Externos: Efectos Asimétricos y Quiebre Estructural

by

María José Melendez^a, Marco Morales^b y Guillermo Yáñez^{c*}

Abstract

In this article, we analyze the effects of shock transmissions from the main world stock markets such as Tokyo, New York, Paris and Frankfurt towards Santiago de Chile, using Bovespa as a control. This research focuses on the recent financial crises episodes of 2007 and 2008 where the transmission flows from the developed world towards emerging markets, such as Chile. Our analysis incorporates the transmission effects in mean, variance and covariance. For the mean equation, we implemented a non-restricted VAR model. For the variance component, we modeled a GJR (1993) and Engle & Ng (1993) type specification with asymmetric effects. The covariance

^aInstituto Libertad, ^bUniversidad Diego Portales, ^cUniversidad Santo Tomás. *Correspondencia:* marco.morales@udp.cl; gyanez@santotomas.cl

and correlation effects are estimated using a conditional dynamic asymmetric model based on Engle (2002) and testing for the possibility of long run structural breaks in correlations between financial markets. We found strong evidence of structural breaks increasing correlations during the recent financial crisis. Our results are consistent with international evidence.

Abstract

En este artículo, analizamos las transmisiones de shocks desde los principales mercados bursátiles desarrollados, incluyendo Tokio, New York, París y Frankfurt hacia el mercado de Santiago, controlando por el mercado de Sao Paulo. Esta investigación se concentra en los recientes episodios de 2007 y 2008 donde la transmisión pasa desde los mercados desarrollados hacia los mercados emergentes. Nuestro análisis incorpora efectos de transmisión tanto a nivel de media, varianza y covarianza (correlación). Para la primera, utilizamos un modelo VAR no-restringido. Para la varianza, proponemos una especificación que considera las transmisiones entre mercados, con efecto asimétrico en el sentido de GJR (1993) y Engle & Ng (1993). Finalmente, se utiliza una especificación de correlación condicional dinámica asimétrica basada en Engle (2002), testeando por la posibilidad de quiebres estructurales en la correlación de largo plazo entre mercados. Concluimos que existen interacciones importantes y que los efectos asimétricos son significativos, así como el quiebre estructural que incrementa el acoplamiento de los mercados bajo estudio.

1 Introducción

Entendemos que los mercados financieros internacionales están cada vez más integrados y que existen comovimientos entre ellos (e.g., correlaciones incondicionales no nulas). Consideraremos que el contagio o spillover (los trataremos como sinónimos) entre un mercado financiero y otro ocurre cuando existen cambios importantes en las covarianzas, varianzas, retornos de activos financieros ante un shock en una economía en particular. Efectivamente, hemos presenciados recientemente numerosos shocks con contagio en el mundo emergente. Tal es el caso del tequilazo en México en 1995 o la crisis asiática en 1997 que se gestó con la fuerte depreciación del Baht Tailandés y posteriormente con la caída generalizada de los mercados financieros asiáticos. Igualmente relevante resultó la crisis de Argentina entre 1999 y 2001, entre numerosos otros episodios. Sin embargo, también hemos presenciado importantes shocks y posterior contagio en economías desarrolladas tales como la caída bursátil en USA en 1987, la burbuja tecnológica en 1999 y más recientemente, la crisis subprime en 2007 que se extendió por toda Europa occidental y posterior caída de Lehmannn Brothers en septiembre de 2008.

Una pregunta fundamental que surge a partir de estos antecedentes es si el contagio que se observa genera realmente cambios significativos en los comovimientos entre mercados financieros cuando ocurren shocks (o innovaciones) en otras economías y de existir cambios significativos en los comovimientos, saber si son asimétricos. La pre-

gunta resulta relevante tanto en el marco de la interacción entre economías emergentes como entre economías emergentes con economías desarrolladas. Particularmente, esta investigación se centra en los posibles cambios en comovimientos entre los mercados emergentes de Santiago y Sao Paulo respecto a los principales mercados bursátiles de economías desarrolladas, poniendo un especial énfasis tanto en varianzas como covarianzas condicionales.

Engle & Ng (1993) y Glosten, Jagannathan, and Runkle (1993) enfatizan en la relación entre malas noticias no anticipadas con retornos y volatilidad condicional, argumentando que los shocks negativos tienen un efecto más importante en estas variables que los shocks positivos. Este resultado resulta de inmediato interés para enfrentar la pregunta acerca de cambios en el acoplamiento entre mercados financieros en desarrollo y otros desarrollados pero donde resulta de gran valor también relacionar este fenómeno con cambios en las covarianzas condicionales.

Así, este estudio muestra los efectos en media, varianza y covarianza de las transmisiones de shocks entre mercados accionarios incorporando además la posibilidad de quiebre estructural en la covarianza. Para esto último, se analizan los dos últimos episodios de crisis en USA. Esto es, la crisis subprime y la caída de Lehmann Brothers.

La segunda sección presenta una revisión de la literatura relacionada a contagio financiero, mientras la tercera hace una breve descripción de la reciente crisis subprime. La cuarta sección expone los aspectos metodológicos para el estudio, la sec-

ción 5 incluye el análisis de los resultados empíricos y finalmente se entregan algunas conclusiones derivadas de la evidencia estadística obtenida.

2 Revisión de la Literatura

Diversos estudios han sido llevados a cabo para detectar fenómenos como acoplamiento, contagio y spillovers entre diversos tipos de mercados financieros, particularmente en lo referido al mercado accionario a nivel mundial. Sin embargo, en general los resultados no suelen ser concluyentes, debido a la influencia de variados factores como el mercado escogido, el período y frecuencia de los datos y la metodología a utilizar. Esta última, juega un papel fundamental para la detección de este tipo de fenómenos.

A través de la literatura, como lo mencionan Forbes y Rigobon (2001), se observan variados métodos para testear el contagio entre mercados internacionales. Uno de éstos es el basado en el cálculo de coeficientes de correlación, método comúnmente utilizado para este tipo de análisis. Bracker y Koch (1999) investigan cuándo, cómo y por qué la matriz de correlaciones entre mercados accionarios internacionales cambia a través del tiempo. Utilizando valores de cierre de índices accionarios para diez mercados, ellos obtienen resultados que indican que el grado de integración internacional se asocia positivamente con la volatilidad mundial y con la tendencia, mientras que se asocia negativamente a la volatilidad del tipo de cambio nominal y al nivel de tipo de cambio real, entre otros. El análisis de estos autores permite

visualizar las fuerzas económicas que influyen la estructura de correlación a través del tiempo, y por lo tanto, la evolución en la integración global del mercado de capitales. Por su parte, Forbes y Rigobon (2000) analizan patrones y correlaciones para los mercados de acciones y bonos en Latinoamérica con el fin de analizar patrones para investigar si el contagio comenzó a producirse a partir de la década de los 90. Este trabajo argumenta que muchos países muestran altas interdependencias y que el fuerte acoplamiento existente entre países luego de una crisis no es significativamente distinto de aquellos en períodos más estables. Particularmente, los resultados demuestran que el co-movimiento en las primas por riesgo y retornos de acciones es sorprendentemente alto para los países dentro de Latinoamérica, lo que refleja un exceso de interdependencia. Por otro lado, se observa que las relaciones a través de mercados parecen ser constantes tanto en períodos con o sin una crisis, lo que apoya empíricamente la no existencia de contagio, entendiendo el contagio como un cambio en el acoplamiento entre mercados. No obstante ello, persiste la interrogante acerca de si existe o no un mayor acoplamiento en períodos de crisis originados en el mundo desarrollado como han sido los eventos más recientes (e.g., crisis subprime y posterior insolvencia de los grandes bancos de inversión).

Otros métodos incorporan el uso de heterocedasticidad condicional autorregresiva (ARCH) en la ecuación de varianza, cuya aplicación es ampliamente utilizada para la detección de spillovers de precio o volatilidad. Bajo esta línea, Hamao et al. (1990)

estudian la interdependencia de corto plazo de los precios y la volatilidad de éstos para índices accionarios pertenecientes a tres mercados internacionales de importancia: Tokyo, Londres y Nueva York. En este trabajo, a diferencia de otros estudios realizados con anterioridad, los autores analizan de manera separada los efectos de spillovers de la volatilidad de precios en mercados extranjeros sobre el precio de apertura en el mercado doméstico y sobre los precios en forma posterior a la apertura de transacciones. A partir de los resultados obtenidos para la varianza condicional, se observa evidencia de efectos de spillovers desde los mercados de acciones de Nueva York y Londres sobre el mercado de Tokyo. Utilizando también modelos de la familia GARCH, e incluyendo métodos parcialmente no paramétricos, Engle y Ng (1993) definen una curva que mide cómo la nueva información es incorporada en las estimaciones de volatilidad. Todos los modelos arrojan que los shocks negativos introducen mayor volatilidad que los shocks positivos, con un efecto particularmente significativo para los shocks más grandes, resultado que sugiere que el modelo desarrollado por Glosten, Jagannathan, and Runkle (1993) es el modelo paramétrico más apropiado.

Este último punto es particularmente interesante para este estudio puesto que pone el acento en los shocks negativos más que positivos, lo que hace relevante la pregunta acerca de cambios en el acoplamiento posterior a períodos de crisis más que de expansión. Puntualmente, la hipótesis sería la de mayor volatilidad y mayor acoplamiento ante situación de crisis.

En cuanto a la utilización de modelos EGARCH multivariados, Savva et al. (2005) investigan la transmisión de spillovers de precio y volatilidad entre mercados accionarios de Nueva York, Londres, Frankfurt y París bajo dicha estructura. La evidencia muestra que los retornos accionarios domésticos y sus volatilidades se encuentran influenciados por el comportamiento de los mercados extranjeros, tanto con volatilidades como correlaciones condicionales respondiendo asimétricamente a novedades/innovaciones en otros mercados. Particularmente, los autores encuentran que la volatilidad responde asimétricamente a innovaciones en otros mercados, con una respuesta más fuerte en el caso de malas noticias. En el caso de estudios sobre contagio, acoplamiento e integración entre mercados, Lin et al. (1994), a través de un modelo de extracción de señales con procesos GARCH, investigan empíricamente cómo los retornos y volatilidades de índices accionarios se encuentran correlacionados entre los mercados de Tokyo y Nueva York. Los autores recalcan que la utilización de este modelo mejora el modelo GARCH en media utilizado por Hamao et.al. (1990) dado que éste último permite dependencias no lineales de las correlaciones entre retornos no accionarios a través de las varianzas condicionales. Se encuentra que los retornos de Tokyo están relacionados con los retornos overnight de Nueva York y viceversa, resultado contrario a la literatura que evidencia sólo la influencia de retornos desde Nueva York hacia Tokyo. Por su parte, Capiello et al. (2006) proponen un modelo asimétrico de correlación condicional dinámico generalizado, el que resul-

tará particularmente importante para este estudio. Los resultados obtenidos luego de la aplicación de este modelo tanto sobre retornos accionarios como de bonos muestran fuerte evidencia de asimetrías en volatilidad condicional para los primeros, sin embargo, ambos exhiben asimetrías de correlaciones condicionales, con las acciones respondiendo mucho más fuerte que los bonos ante malas noticias. El artículo además muestra que durante períodos de agitación financiera, las volatilidades de mercado accionario muestran importantes conexiones, y las correlaciones condicionales de las acciones entre grupos regionales aumentan considerablemente.

3 Síntesis de la Crisis Financiera Subprime

3.1 Orígenes de la crisis

Al analizar las causas de la crisis sub-prime, en términos generales se puede decir que ésta se debió fundamentalmente a la suma de importantes desequilibrios macroeconómicos tales como el exceso de liquidez y al desarrollo de productos financieros de alta complejidad que llevó a problemas de valoración y estimación de riesgos.

Luego de la crisis asiática de 1997-1998, los países de la región generaron grandes superávits de cuenta corriente, acumulando significativos niveles de ahorro frente al resto del mundo. Esto -a su vez- llevó a un incremento en la liquidez global y a la reducción de las tasas de interés, particularmente en Estados Unidos, dada la alta demanda internacional por sus bonos de gobierno. Las bajas tasas de los instru-

mentos libres de riesgo motivó a los inversionistas (tales como fondos de pensiones y compañías de seguros) a buscar mayores retornos, sin aumentar –aparentemente- en forma significativa el riesgo de sus inversiones.

La aparición de los “Credit Default Swaps” (CDS) permitió a los intermediarios e inversionistas cubrir riesgos y crear instrumentos sintéticos para satisfacer la creciente demanda por instrumentos de mayor rentabilidad. Particularmente importante fue el crecimiento de productos estructurados, como los “Collateralized Debt Obligations” (CDO), los que a partir de créditos con clasificación de riesgo “BBB” creaban diversos “paquetes” de instrumentos con niveles de riesgo que iban desde alto riesgo a aquellos de supuesta alta calidad crediticia (“AAA”).

Las combinaciones riesgo-retorno creadas por la innovación financiera, al depender de complicados modelos matemáticos para la medición y administración del riesgo, así como de las clasificaciones externas entregadas por las Agencias Clasificadoras de Riesgo, generaron mercados altamente opacos donde ni los modelos ni las clasificaciones crediticias fueron capaces de identificar los riesgos que finalmente se materializaron durante la crisis.

El rápido desarrollo de la securitización, con una creciente proporción de créditos hipotecarios vendidos como “Residential Mortgage Backed Securities” (RMBS), provocó un acelerado crecimiento en los préstamos para la vivienda y para el sector corporativo, particularmente utilizados en operaciones de compra apalancada (“Lever-

age Buyout”). Cabe destacar que este modelo de securitización implica que las operaciones descritas no aparecen en el balance del banco originador, resultando en un importante incentivo para la aceleración de este tipo de créditos.

Esta fuerte expansión del crédito se vio acompañada por una reducción en los estándares crediticios, así como por una fuerte competencia en el sector bancario por obtener mayores cuotas de mercado.

Dado lo anterior, los precios del mercado inmobiliario (viviendas) en países tales como UK, USA, España, Irlanda y Dinamarca se incrementaron significativamente. Esto llevó a un exagerado optimismo respecto de los precios futuros, facilitando la mantención de altas razones Deuda/Ingreso, basadas en la plusvalía estimada para las propiedades compradas vía crédito hipotecario.

En lugar de seguir el tradicional modelo de “originar y distribuir”, la intermediación financiera de créditos securitizados se caracterizó por múltiples trasposos entre los libros de órdenes de los bancos, llevando a una importante proliferación de interconexiones dentro del sector financiero. Lo anterior, unido a las elevadas posiciones en créditos securitizados y activos derivados relacionados mantenidos por bancos e instituciones similares, bajo este nuevo modelo de “adquirir y arbitrar”, llevó a que la mayor parte de las pérdidas materializadas durante la crisis ocurrieran en bancos comerciales y bancos de inversión, en lugar de otros inversionistas.

Por otra parte, los descalces de plazo entre activos y pasivos (activos de mayor

plazo que pasivos) aumentaron no solo en bancos comerciales, sino también en los bancos de inversión y en fondos mutuos (especialmente en USA). Esto hizo que el sistema financiero debiera confiar crecientemente en su capacidad para liquidar activos de largo plazo en forma rápida para satisfacer sus pasivos en caso de ser necesario. La crisis finalmente demostró que la liquidez de los instrumentos de crédito de largo plazo no era la que el mercado suponía.

3.2 Etapas de la crisis

Julio 2007 – Septiembre 2008, período de alta volatilidad, aunque de limitado alcance:

- Corrección moderada de los precios de casas provoca un aumento en el no pago de hipotecas subprime, junto con quiebras de instituciones que poseían instrumentos colateralizados con hipotecas (Mortgage Backed Securities).
- Aumentos en premios por riesgo en instrumentos del mercado monetario, a partir de la incertidumbre acerca de pérdidas potenciales y cantidad de activos tóxicos fuera del balance de las Instituciones Financieras.
- El boom en el sector inmobiliario fue acompañado por grandes subsidios por parte del Estado, lo que incentivó a Instituciones Financieras y hogares a tomar demasiados riesgos.
- En la presente crisis, US incentivó la compra de casas en varias maneras, pero a la vez hizo mas frágil al sector inmobiliario al dar acceso a crédito a individuos

de menores ingresos (entre otros aspectos).

A partir de Septiembre 2008, período de pánico y rápido contagio internacional:

- Cae Lehmann Brothers junto con otras Instituciones Financieras y Bancos.

Aparecen salvatajes a determinados intermediarios alrededor del mundo.

- Merrill Lynch, Goldman Sachs y Morgan Stanley se transformaron (o fueron compradas) por Bancos comerciales, en su urgente necesidad por liquidez.

- A mediados de Septiembre, la crisis del mercado monetario derivó en una contracción completa del crédito en los mayores centros financieros del mundo.

- Las acciones cayeron fuertemente y aumentaron de manera similar los Spreads, tanto para países desarrollados como emergentes, con un efecto más importante en estos últimos.

Mecanismos de propagación

- Asimetrías de información explican la rapidez de la expansión a otros segmentos de mercados y a otros países. Fuertes vínculos financieros y comerciales también juegan un importante rol en el contagio internacional.

- La complejidad de ciertos productos hipotecarios estructurados puede haber profundizado este proceso, lo que a su vez generó incertidumbre acerca de donde estaban concentrados los riesgos y la gravedad de estos (CDS).

4 Metodología Econométrica

4.1 Spillovers de Retornos

Como fue expuesto en la introducción de este estudio, existen distintas definiciones comúnmente aceptadas del término "spillover" en la literatura financiera. En algunas ocasiones, éste considera transmisiones entre mercados que van más allá del shock inicial que ocurrió en algún mercado específico. En el caso específico de este artículo, nos centraremos más bien en las transmisiones de los shocks entre mercados sin distinguir si la innovación que causa el shock se ha desplazado a otras variables determinadas endógenamente más allá de los términos de rezago de la variable dependiente.

Para capturar la relación dinámica entre los retornos de los distintos mercados se utiliza un VAR(p), donde el número óptimo de rezagos es seleccionado de acuerdo a criterios de selección tradicionales: AIC y BIC.

$$R_t = A_0 + \sum_{k=1}^p A_k R_{t-k} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Para analizar la presencia de spillovers en los retornos se utilizan las funciones de impulso-respuesta obtenidas del modelo VAR estimado. Tomando en consideración la dependencia de las funciones de impulso-respuesta en el ordenamiento de las variables del sistema al utilizar la descomposición de Cholesky, se hace necesario definir criterios económicos para determinar la exogeneidad relativa de los mercados (índices accionarios). Otra opción corresponde a la utilización de las funciones de

impulso-respuesta generalizadas de Pessaran-Shin que no dependen del ordenamiento de las variables en el sistema, aunque están sujetas a la crítica de falta de contenido económico en comparación a utilizar una descomposición de tipo "estructural" (la que no es posible de implementar dada la frecuencia diaria de las variables utilizadas).

4.2 Spillovers en Varianza

Con objeto de analizar posibles spillovers de volatilidad y efectos asimétricos de shocks negativos versus positivos, se estima una versión Multivariada del modelo GARCH(1,1) de Glosten-Jagannathan-Runkle (MGJR)

$$h_{it} = \omega_i + \alpha_i \varepsilon_{it-1}^2 + \gamma_i I(\varepsilon_{it-1} < 0) \varepsilon_{it-1}^2 + \beta_i h_{it-1} + \sum_j \alpha_j \varepsilon_{jt-1}^2 \quad (2)$$

Lo interesante de esta especificación es que permite capturar simultáneamente spillovers provenientes de los otros mercados (α_j), así como efectos asimétricos del mismo mercado (γ_i). En este caso sin embargo, el concepto de impulso-respuesta no es aplicable directamente como en el caso de los spillover de retornos dada la naturaleza determinística de las ecuaciones de varianza condicional en el modelo GARCH multivariado utilizado.

El modelo descrito más arriba, en principio, requiere la estimación simultánea de los parámetros de las ecuaciones de retornos y de varianzas condicionales. Sin embargo, en este caso es posible estimar consistentemente los coeficientes α_j de la ecuación (2) mediante un método secuencial en que en lugar de ε_{jt} se usan los residuos

del VAR estimado en la ecuación (1). Es decir, se podrían estimar consistentemente los coeficientes de la ecuación (2) mediante un software estandarizado para modelos GARCH, en que las variables ε_{jt-1}^2 son incorporadas exogenamente al modelo de varianza condicional. Este método en dos etapas simplifica significativamente la estimación del modelo multivariado, además de estar en línea con la idea del modelo de Correlación Condicional Dinámica presentado más adelante.

4.3 Correlación Condicional Dinámica

Siguiendo el modelo escalar de Correlación Condicional Dinámica (DCC) propuesto por Engle (2002), tenemos que la correlación condicional está dada por

$$\rho_{ijt} = \frac{q_{ijt}}{\sqrt{q_{iit}q_{jjt}}}$$

Con

$$q_{ijt} = (1 - a - b)\rho_{ij} + az_{it-1}z_{jt-1} + bq_{ijt-1} \quad (3)$$

Donde

$$z_{it} = \varepsilon_{it}/h_{it}$$

$$\rho_{ij} = T^{-1} \sum_{t=1}^T z_{it}z_{jt}$$

Para estimar los coeficientes de la ecuación (3) es posible utilizar una versión ARMA(1,1) de la misma, que toma la siguiente forma

$$e_{ijt} = (1 - a - b)\rho_{ij} + (a + b)e_{ijt-1} - b(e_{ijt-1} - q_{ijt-1}) + (e_{ijt} - q_{ijt}) \quad (3')$$

Donde

$$e_{ijt} = z_{it}z_{jt}$$

Cabe hacer notar que la estimación de los coeficientes a y b requiere restringir la constante en la ecuación anterior a tomar el valor $(1 - a - b)\rho_{ij}$.

4.4 Asimetría

Para estimar correlaciones que varían en el tiempo, permitiendo a su vez efectos asimétricos provenientes de shocks negativos comunes en ambos mercados, se estima el siguiente modelo escalar Asimétrico de Correlación Condicional Dinámica (A-DCC)

$$q_{ijt} = (1 - a - b)\rho_{ij} + az_{it-1}z_{jt-1} + bq_{ijt-1} + gn_{it-1}n_{jt-1} \quad (4)$$

Donde

$$n_{it} = I(z_{it-1} < 0)z_{it-1}$$

4.5 Quiebre Estructural

Ahora, si además se considera la posibilidad de un cambio de régimen en la correlación incondicional, podemos estimar el siguiente modelo escalar A-DCC con Quiebre Estructural

$$q_{ijt} = [(1 - a - b)\rho_{ij1} + gn_{ij1}](1 - d_t) + [(1 - a - b)\rho_{ij2} + gn_{ij2}]d_t + az_{it-1}z_{jt-1} + bq_{ijt-1} + gn_{it-1}n_{jt-1} \quad (5)$$

$$d_t = I(t \leq t_{quiebre})$$

$$\rho_{ij1} = T^{-1} \sum_{t=1}^{t_{quiebre}} z_{it}z_{jt}, \quad \rho_{ij2} = T^{-1} \sum_{t=t_{quiebre}+1}^T z_{it}z_{jt}$$

$$n_{ij1} = T^{-1} \sum_{t=1}^{t_{quiebre}} n_{it}n_{jt} , n_{ij2} = T^{-1} \sum_{t=t_{quiebre}+1}^T n_{it}n_{jt}$$

En la siguiente sección, presentamos la muestra para el estudio basada en los principales mercados accionarios del mundo desarrollado con Santiago y San Pablo.

5 Análisis Empírico

5.1 Datos

La base de datos corresponde a retornos diarios de los Indices accionarios CAC (París), DAX (Frankfurt), UKX (Londres), TPX100 (Tokio), IBX (San Pablo), NYID (New York) y IPSA (Santiago). La muestra cubre el período comprendido entre Enero de 1998 y Diciembre de 2009, con un total de 3117 observaciones. Los retornos están expresados en las respectivas monedas, por lo que no se adopta la posición de un portfolio manager internacional sino que de una comparación de retornos que involucra tanto el eventual efecto de retorno local como cambiario.

5.2 Resultados

Las siguientes tablas presentan los coeficientes estimados para las ecuaciones descritas anteriormente y aplicadas a la muestra de estudio.

La tabla 1 nos presenta los resultados a nivel de ecuación de media en el proceso VAR(2) seleccionado por criterios estándar de información. Se aprecia una interdependencia entre los diferentes índices accionarios a nivel global pero con diferente

fuerza según el rezago y mercado en consideración.

Tabla 1: Ecuaciones de Retorno (T-test entre paréntesis)

	París	Frankfurt	Londres	Tokio	San Pablo	New York	Santiago
París(-1)	-0.250	-0.014	-0.095	0.102	-0.096	-0.062	-0.024
	[-5.982]	[-0.307]	[-2.662]	[2.450]	[-1.570]	[-1.637]	[-0.673]
París(-2)	0.030	0.167	0.052	0.079	0.029	0.070	-0.006
	[0.722]	[3.600]	[1.488]	[1.915]	[0.476]	[1.872]	[-0.158]
Frankfurt(-1)	0.100	-0.149	0.039	0.067	0.078	0.099	-0.003
	[3.214]	[-4.268]	[1.477]	[2.166]	[1.702]	[3.493]	[-0.129]
Frankfurt(-2)	-0.041	-0.133	-0.033	0.014	0.023	0.011	-0.003
	[-1.314]	[-3.782]	[-1.239]	[0.454]	[0.498]	[0.391]	[-0.100]
Londres(-1)	-0.145	-0.111	-0.263	0.081	-0.024	0.029	0.007
	[-3.690]	[-2.521]	[-7.851]	[2.060]	[-0.415]	[0.826]	[0.204]
Londres(-2)	-0.064	-0.090	-0.117	-0.060	-0.073	-0.066	-0.042
	[-1.634]	[-2.073]	[-3.512]	[-1.536]	[-1.281]	[-1.868]	[-1.236]
Tokio(-1)	-0.026	-0.032	-0.020	-0.170	0.033	-0.006	-0.036
	[-1.372]	[-1.544]	[-1.273]	[-9.104]	[1.185]	[-0.341]	[-2.220]
Tokio(-2)	-0.052	-0.053	-0.044	-0.044	-0.018	-0.030	-0.024
	[-3.005]	[-2.737]	[-3.311]	[-2.605]	[-0.702]	[-1.921]	[-1.588]

<i>Cont...</i>	París	Frankfour	Londres	Tokio	San Pablo	New York	Santiago
San Pablo(-1)	0.004	0.008	0.017	0.063	-0.101	-0.020	0.005
	[0.234]	[0.477]	[1.319]	[4.096]	[-4.487]	[-1.460]	[0.389]
San Pablo(-2)	0.028	0.030	0.014	0.023	-0.001	0.007	0.048
	[1.794]	[1.754]	[1.048]	[1.522]	[-0.051]	[0.472]	[3.553]
New York(-1)	0.459	0.383	0.422	0.287	0.109	-0.177	0.102
	[17.365]	[12.964]	[18.761]	[10.940]	[2.826]	[-7.376]	[4.463]
New York(-2)	0.128	0.109	0.139	-0.033	-0.002	-0.088	0.016
	[4.557]	[3.471]	[5.808]	[-1.200]	[-0.045]	[-3.475]	[0.649]
Santiago(-1)	0.017	0.033	0.006	0.047	0.067	0.055	-0.034
	[0.698]	[1.198]	[-0.299]	[1.914]	[1.854]	[2.470]	[-1.586]
Santiago(-2)	-0.066	-0.043	-0.056	-0.017	-0.042	-0.037	0.056
	[-2.663]	[-1.552]	[-2.681]	[-0.693]	[-1.153]	[-1.675]	[2.597]

En términos de retornos se observa alta interacción entre mercados Europeos, a pesar de que estos no tienen efectos significativos sobre los países Americanos, aunque sí sobre el mercado Japonés. Por su parte, USA (New York) tiene una importante influencia sobre todos los demás mercados, con particular importancia sobre los retornos de países de Europa.

El mercado de Brasil (San Pablo) solo se ve afectado por los países del continente, al igual que Chile, aunque en este caso también recibe alguna influencia de parte de Japón.

Tabla 2: Ecuaciones de Varianza (Test-T entre paréntesis)

	París	Frankfurt	Londres	Tokio	San Pablo	New York	Santiago
C	0.013 [3.121]	0.017 [3.558]	0.009 [3.414]	0.024 [2.822]	0.140 [6.630]	0.006 [2.553]	0.037 [4.561]
ARCH(1)	-0.017 [-1.509]	0.020 [2.544]	-0.016 [-1.601]	0.067 [5.941]	0.014 [1.352]	-0.028 [-4.118]	0.088 [7.033]
GARCH(1)	0.907 [90.600]	0.911 [106.701]	0.909 [90.015]	0.854 [63.952]	0.844 [52.786]	0.916 [113.463]	0.791 [50.367]
París(-1) ²		0.007 [0.477]	0.005 [0.753]	0.010 [0.789]	-0.041 [-2.185]	-0.007 [-1.168]	-0.017 [-2.265]
Frankfurt(-1) ²	0.017 [3.526]		0.004 [1.506]	0.005 [1.011]	0.006 [0.659]	0.001 [0.228]	0.001 [0.149]
Londres(-1) ²	0.029 [2.208]	-0.014 [-1.005]		0.023 [1.552]	0.040 [1.468]	0.031 [3.988]	0.028 [3.157]

<i>Cont...</i>	París	Frankfurt	Londres	Tokio	San Pablo	New York	Santiago
Tokio(-1) ²	0.002 [0.693]	0.004 [0.905]	0.002 [0.716]		0.005 [0.547]	0.004 [2.133]	0.011 [2.966]
San Pablo(-1) ²	-0.001 [-0.620]	-0.004 [-2.508]	0.000 [0.414]	0.003 [1.273]		-0.001 [-1.120]	0.006 [2.772]
New York(-1) ²	0.012 [1.444]	0.028 [3.107]	0.023 [3.473]	0.012 [1.223]	0.040 [2.571]		-0.001 [-0.170]
Santiago(-1) ²	0.007 [2.201]	0.008 [2.348]	0.003 [1.028]	0.007 [1.250]	0.028 [2.423]	0.006 [2.975]	
ASYM(-1)	0.092 [6.639]	0.092 [8.116]	0.111 [8.408]	0.041 [2.517]	0.146 [8.905]	0.154 [11.768]	0.126 [6.347]

Desde el punto de vista de la varianza, resulta importante destacar que el efecto asimétrico es significativo en todos los casos, lo que es consistente con los resultados empíricos destacados en la sección anterior. Glosten, Jagannathan & Runkle (1993) plantearon que las malas noticias (no anticipadas) en retornos accionarios tendrían un efecto positivo en la volatilidad atribuible al denominado efecto leverage. Esto es, al caer el precio de las acciones, aumenta la relación deuda/patrimonio, teniendo como resultado una mayor varianza condicional. Ciertamente, la asimetría tiene también que ver con el efecto que los shocks negativos tienen en el trading. Una mala noticia se relaciona con un incremento de las transacciones y su consecuente volatilidad más que noticias positivas. Por su parte, los efectos de spillover de los diferentes mercados sobre la varianza son diversos y no se obtiene una conclusión categórica y generalizada. En Europa, solo París se ve afectado por sus vecinos, mientras Londres y Frankfurt responden principalmente a New York. Santiago presenta relación con San Pablo, Londres, Paris y Tokio. Llama la atención que New York no afecta a Santiago en términos de varianza, aunque si a San Pablo. Finalmente, los shocks de otros mercados no tienen efecto sobre la varianza condicional de Tokio.

Para las correlaciones condicionales, nos concentraremos aquí en los resultados obtenidos para Santiago (esto es, correlaciones de los demás mercados respecto a Santiago), tal como se observa en la tabla 3.

Tabla 3: Correlaciones Condicionales con Santiago (T-test entre parentesis)

	París	Frankfurt	Londres	Tokio	San Pablo	New York
<i>a</i>	-0.058	0.001	-0.083	-0.006	-0.008	-0.003
	[-4.194]	[0.212]	[-5.404]	[-1.346]	[-0.966]	[-0.371]
<i>b</i>	0.352	0.965	-0.137	0.969	0.817	0.885
	[1.454]	[102.018]	[-0.636]	[83.593]	[25.788]	[29.744]
<i>g</i>	0.074	0.021	0.097	0.015	0.059	0.030
	[3.660]	[3.656]	[4.805]	[2.551]	[4.492]	[2.776]

Los parámetros del modelo A-DCC expuestos en la sección anterior son consistentes con la restricción $(1 - a - b)\rho_{ij}$ impuesta para el modelo. Los coeficientes estimados se encuentran en rangos esperados para Frankfurt, Tokio, San Pablo y New York a pesar de que a no resulte estadísticamente significativo para ninguno de ellos. El coeficiente g que acompaña el efecto de asimetría es estadísticamente significativo al 5% para todos los casos. Si solo consideramos los casos en que a y b toman valores esperados, destaca que la asimetría es más fuerte en el caso de San Pablo (dos veces la que corresponde a New York). Esto implica que malas noticias provenientes de Brasil tendrían un mayor efecto relativo en términos de contagio para el mercado chileno, seguido por USA, luego Europa (Frankfurt) y finalmente Asia (Japón).

Tabla 4: Test para Quiebre Estructural en Correlaciones Incondicionales

		París	Frankfurt	Londres	Tokio	San Pablo	New York
Agosto 2007	LR-Test	15.564	8.805	21.045	1.506	13.677	14.311
	p-value	(0.000)	(0.003)	(0.000)	(0.220)	(0.000)	(0.000)
Septiembre 2008	LR-Test	6.433	2.881	6.585	1.186	10.215	8.197
	p-value	(0.011)	(0.090)	(0.020)	(0.276)	(0.001)	(0.004)

El régimen de correlación de largo plazo (incondicional) respecto a Santiago, cambia significativamente en el caso de la crisis subprime para todos los casos, excepto para Tokio. En tanto que la caída de Lehmann Brothers afecta la relación con París, Londres, San Pablo y New York (Frankfurt muestra un quiebre significativo al 10%).

Si comparamos entre ambas fechas de quiebre, el test de Razón de Verosimilitud favorece el inicio de la crisis Subprime en términos estadísticos. Lo anterior podría justificarse intuitivamente ya que a pesar de que la caída de Lehmann Brothers sea aceptada como un hecho catastrófico, después de transcurrido un año desde el comienzo de la crisis las expectativas ya habrían estado ajustadas para la ocurrencia de un hecho de esta magnitud, afectando menos en términos de contagio internacional.

Las figuras 2 y 3 muestran gráficamente el cambio de régimen en las dos fechas bajo estudio donde se observa un incremento importante en el acoplamiento de los mercados externos con Santiago.

Este resultado confirma la hipótesis acerca de que malas noticias provenientes del mundo desarrollado incrementan la correlación con mercados emergentes como Santiago.

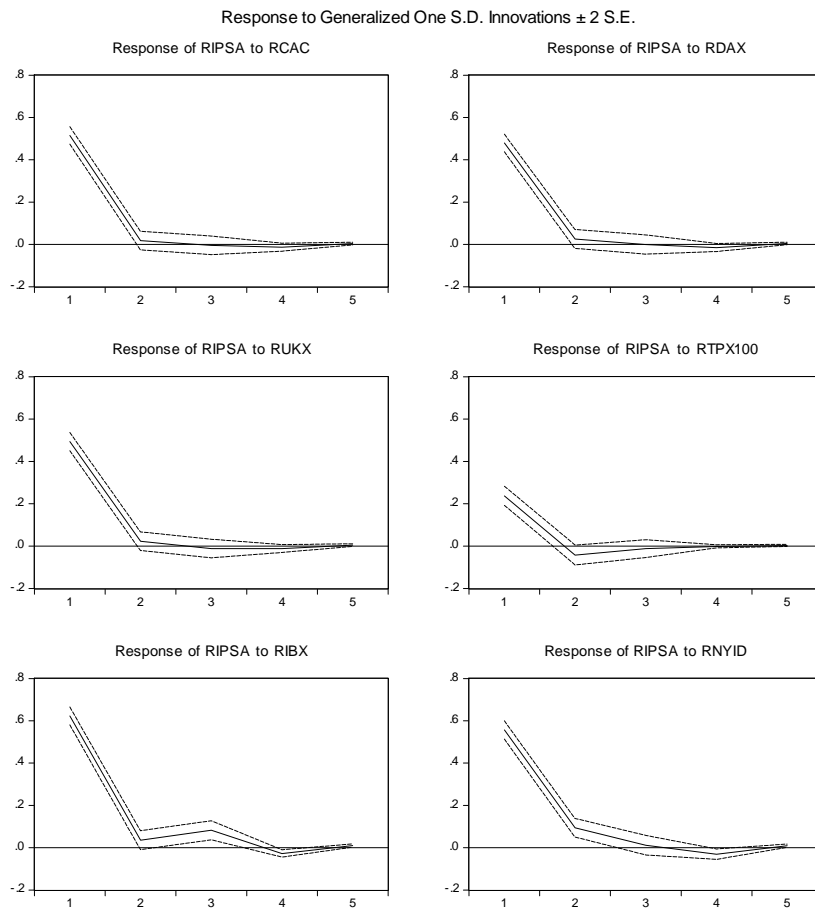


Figura 1: Funciones de Impulso-Respuesta Generalizadas

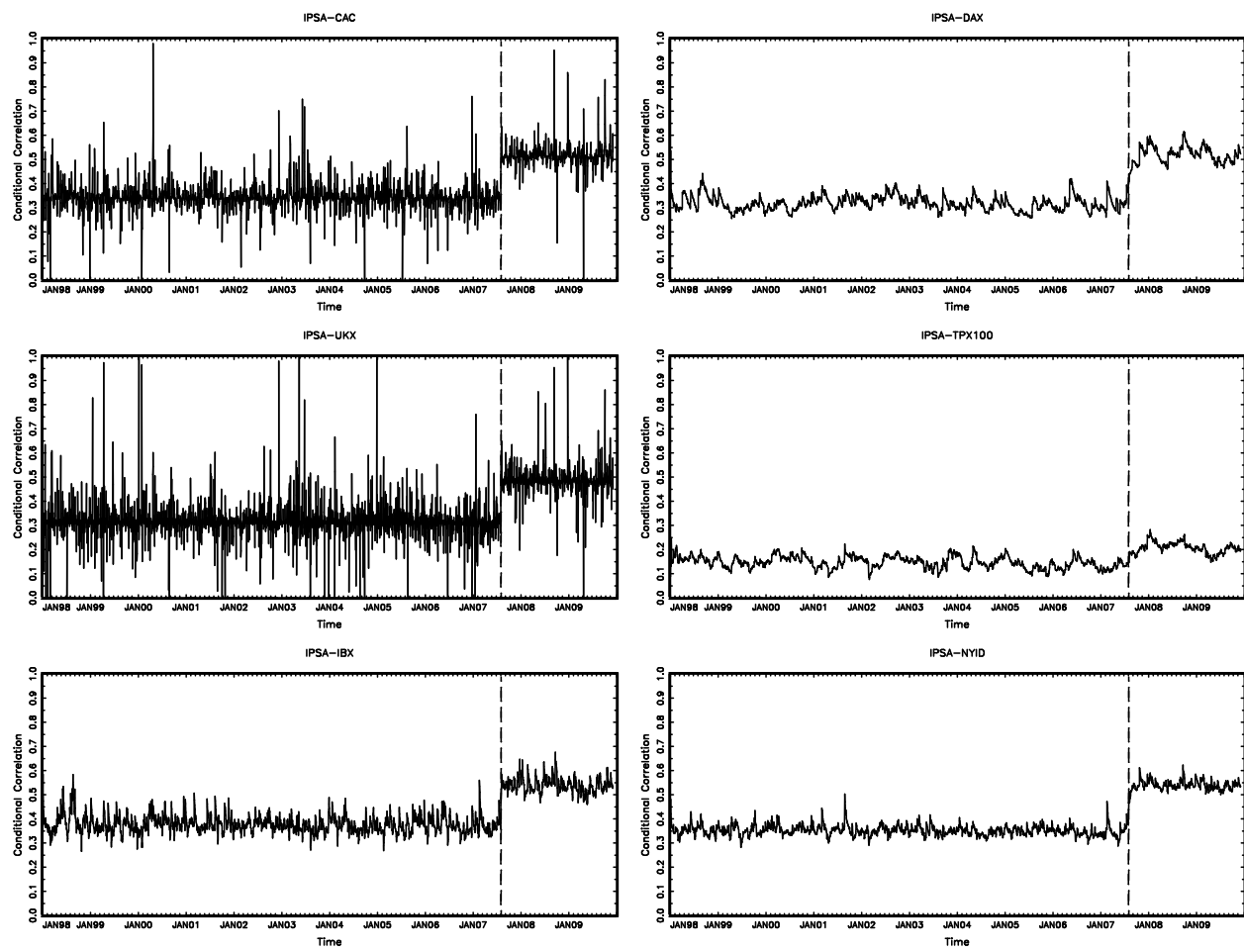


Figura 2: Correlaciones Condicionales (Quiebre Agosto 2007)

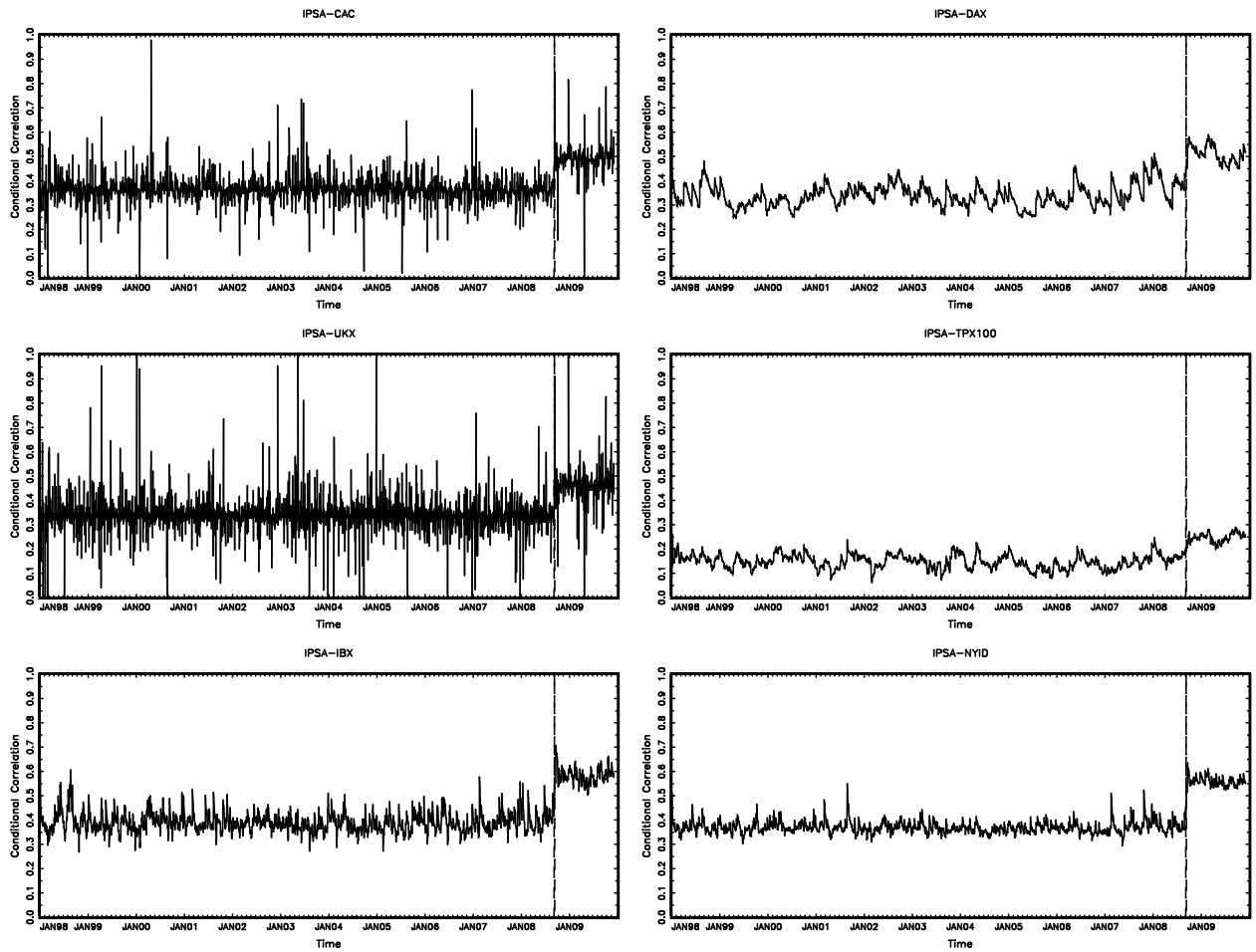


Figura 3: Correlaciones Condicionales (Quiebre Septiembre 2008)

Las figuras 2 y 3 anteriores nos muestran los quiebres estructurales tanto para el caso de la crisis subprime (figura 2) como para la caída de Lehmann (figura 3). Aunque si bien el efecto de la crisis de septiembre de 2008 es elocuente, la mayor parte del acoplamiento de los mercados respecto a Santiago se dio en los eventos de agosto de 2007 que es donde el quiebre cobró mayor relevancia.

6 Conclusiones

En este estudio hemos analizado cambios en los comovimientos entre mercados accionarios de países desarrollados con Chile y Brasil. Para ello, hemos considerado fundamental el relacionar los cambios a nivel de media, varianza y covarianzas (correlaciones). Estimamos un VAR(2) para la ecuación de retornos, una adaptación de MGJR para la varianza y una aplicación A-DCC de Engle (2002) para las correlaciones condicionales, considerando además la posibilidad de quiebre estructural en agosto de 2007 y septiembre de 2008, en que se desencadena la crisis subprime y la caída de Lehmann Brothers respectivamente.

Hemos encontrado comovimientos a nivel de media entre mercados Europeos y entre mercados de América, con un efecto desde USA a todo el resto de países, aunque con mayor importancia sobre Europa. A nivel de varianza, se verifica un efecto asimétrico significativo para la totalidad de los países de la muestra, lo que es consistente con los hallazgos de Glosten, Jagannathan & Runkle (1993) en cuanto a que malas noticias tienen un efecto importante en la volatilidad medida a través de la varianza condicional. Por último, a nivel de correlaciones, se verifica para la muestra analizada un cambio significativo en el régimen tanto para la crisis subprime de agosto de 2007 como para la caída de Lehmann en septiembre de 2008. No obstante, la mayor parte del quiebre estructural en correlación de largo plazo se recoge en el episodio de agosto de 2007. Observamos que Santiago incrementa de manera importante su

nivel de comovimientos con la mayoría de los mercados bursátiles considerados en la muestra, con la sola excepción de Tokio. Asimismo, este estudio encuentra evidencia acerca de la hipótesis de que ante malas noticias provenientes de los mercados desarrollados, los comovimientos entre los mercados de Santiago con el resto de los países aumenta. Este efecto, sin embargo, es particularmente importante con los países de la región (Brasil y USA, respectivamente).

7 Referencias

Bae, K.H., G. A. Karolyi and R. M. Stulz (2003). "A New Approach to Measuring Financial Contagion", *Review of Financial Studies* 16(3): 717-763.

Bekaert, G. and C.R. Harvey (1995). "Time-Varying World Market Integration", *Journal of Finance*, 50(2): 403-444.

Bekaert, G., R. H. Campbell and A. Ng (2005). "Market Integration and Contagion", *Journal of Business* 78(1): 39-70.

Bracker, K. and P. D. Koch (1999). "Economic determinants of the correlation structure across international equity markets", *Journal of Economics and Business* 51(6): 443-471.

Cappiello, L., R. F. Engle, and K. Sheppard (2006). "Asymmetric Dynamics in the Correlations of Global Equity and Bond Returns", *Journal of Financial Econometrics*, Vol. 4: 537-572.

Chan-Lau, J.A., D. Mathieson, and J. Y. Yao (2004). "Extreme Contagion in Equity Markets", IMF Staff Papers 51(2).

Chen, G.-m., M. Firth, and O. Meng Rui (2002). "Stock market linkages: Evidence from Latin America", Journal of Banking & Finance 26(6): 1113-1141.

Engle, R. (2002). "Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models", Journal of Business & Economic Statistics, Vol. 20, No. 3

Engle, R. (2009). *Anticipating Correlations: A New Paradigm for Risk Management*. Princeton University Press.

Engle, R. F., and V. K. Ng (1993). "Measuring and Testing the Impact of News on Volatility", Journal of Finance 48, 1749-1778.

Engle, R. and K. Sheppard (2001). "Theoretical and Empirical properties of Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH". NBER Working Paper Series, No. 8554.

Engle, R. F., and P. Susmel (1993). "Common Volatility in International Equity Markets", Journal of Business and Economic Statistics 11, 167-176.

Forbes, K. and R. Rigobon (2000). Contagion in Latin America: Definitions, Measurement, and Policy Implications, National Bureau of Economic Research, Inc.

Forbes, K. J. and R. Rigobon (2002). "No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovements", Journal of Finance 57(5): 2223-2261.

Glosten, L. R., R. Jagannathan, and D. E. Runkle (1993). "On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks", *The Journal of Finance*, 48(5): 1779-1801.

Hamao, Y., R. W. Masulis, and V. Ng (1990). "Correlations in Price Changes and Volatility across International Stock Markets", *Review of Financial Studies* 3(2): 281-307.

Hartmann, P., S. Straetmans, and C. G. de Vries (2004). "Asset Market Linkages in Crisis Periods", *The Review of Economics and Statistics* 86(1): 313-326.

Karolyi, A., and R. M. Stulz (1996), "Why do Markets Move Together? An Investigation of US-Japan Stock Return Comovements", *Journal of Finance*, 51, 951-986.

King, M. A. and S. Wadhvani (1990). "Transmission of Volatility between Stock Markets", *Review of Financial Studies* 3(1): 5-33.

Kodres, L., and M. Pritsker (2002). "A Rational Expectations Model of Financial Contagion", *Journal of Finance* 57(2): 769-799.

Lee, H.S. (2004). "International transmission of stock market movements: a wavelet analysis", *Applied Economics Letters* 11(3): 197-201.

Lin, W-L., R. F. Engle, and T. Ito (1994). "Do Bulls and Bears Move Across Borders? International Transmission of Stock Returns and Volatility", *The Review of Financial Studies* 7(3): 507-538.

Longin, F., and B. Solnik (2001). "Extreme Correlation of International Equity Markets", *Journal of Finance*, 56, 649-676.

Savva, C. S., D. Osborne, and L. Gill (2005). "Spillovers and Correlations between US and Major European Stock Markets: The Role of the Euro", Discussion Paper Series No. 64, Centre for Growth & Business Cycle Research, University of Manchester.

Sola, M., F. Spagnolo, and N. Spagnolo (2002). "A test for volatility spillovers", *Economics Letters* 76(1): 77-84.