

TRANSMISIÓN DE *SHOCKS* Y ACOPLAMIENTO CON MERCADOS ACCIONARIOS EXTERNOS: EFECTOS ASIMÉTRICOS Y QUIEBRE ESTRUCTURAL*

María José Meléndez C.**

Marco Morales S.***

Guillermo Yáñez C.****

I. 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 existe contagio o *spillover* (que trataremos como sinónimos) entre un mercado financiero y otro cuando ocurre un cambio importante en las covarianzas, varianzas, o retornos de activos financieros ante un *shock* en una economía en particular. Efectivamente, en la historia reciente hemos presenciado numerosos *shocks* con contagio provenientes del 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 sus posteriores contagios originados en economías desarrolladas tales como la caída bursátil en EE.UU. en 1987, la burbuja tecnológica en 1999 y, más recientemente, la crisis *subprime* en 2007 que se extendió por toda Europa occidental y la posterior caída de Lehman Brothers en septiembre del 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 ser así, saber si dichos cambios son asimétricos. La pregunta resulta relevante en el marco de la interacción, tanto entre economías emergentes, como entre economías emergentes y economías desarrolladas. Particularmente, esta investigación se centra en los posibles cambios en los comovimientos entre los mercados accionarios desarrollados y Santiago —controlando por el efecto de San Pablo— con énfasis especial tanto en varianzas como covarianzas condicionales. Centraremos el análisis en el mercado accionario, quedando planteada la metodología aquí expuesta para extender su uso a otros activos financieros.

Engle y Ng (1993) y Glosten et al. (1993) enfatizan en la relación entre malas noticias no anticipadas con retornos y volatilidad condicional, argumentando que los *shocks* negativos tienen efectos más importantes en estas variables que los *shocks* positivos. Esto resulta de inmediato interés para enfrentar la pregunta acerca de cambios en el acoplamiento entre mercados financieros en desarrollo y desarrollados, pero donde también resulta de gran valor relacionar este fenómeno con cambios en las covarianzas condicionales. En este artículo,

* Agradecemos los valiosos comentarios recibidos de Roberto Álvarez, Luis Opazo y Kevin Cowan del Banco Central de Chile. Agradecemos también las observaciones de dos árbitros anónimos, quienes han contribuido a mejorar este documento. Todo error u omisión que subsista es responsabilidad de los autores.

** Gerencia de Infraestructura y Regulación Financiera, Banco Central de Chile. E-mail: mmelendez@bcentral.cl

*** Universidad Diego Portales. E-mail: marco.morales@udp.cl

**** Universidad Santo Tomás. E-mail: gyanez@santotomas.cl

queremos proponer una nueva metodología para la estimación de las covarianzas condicionales, pero al mismo tiempo pretendemos verificar si también se observa asimetría en los comovimientos. De esta forma, proponemos que, al igual que con la varianza condicional, también hay un efecto asimétrico en los comovimientos y malas noticias desde los mercados financieros más desarrollados. Las malas noticias generarían mayor acoplo que las buenas noticias. Este sesgo hacia los *shocks* negativos tiene varias explicaciones posibles, entre las que se encuentra el efecto apalancamiento, donde un mayor riesgo de insolvencia en el extranjero derivado de un *shock* negativo se transmite más fácilmente hacia las economías pequeñas y abiertas, especialmente cuando hay una presencia activa de bancos internacionales o empresas multinacionales. Por otro lado, en el campo del comportamiento financiero, podemos establecer que si las noticias se transmiten lentamente a los precios en el sentido de Hong & Stein (1997), existirá mayor acoplamiento durante un *shock* externo, dado este rezago en la transmisión de la información hacia todos los mercados. Ahora bien, si adicionalmente consideramos que, de acuerdo con Hong et al. (2000), las malas noticias se transmiten más lentamente que las buenas noticias, el efecto será efectivamente asimétrico. En esta línea, se argumenta que los analistas se vuelcan más fácilmente hacia los activos financieros que han sido perdedores que hacia aquellos que han sido ganadores. En este artículo, encontramos evidencia de que esta asimetría se verifica a nivel de covarianzas condicionales.

Así, este estudio muestra los efectos de la transmisión de *shocks* entre mercados accionarios a nivel de media, varianza y covarianza, incorporando además la posibilidad de quiebre estructural en la covarianza. Para esto último, se analizan los últimos dos episodios de crisis en EE.UU., esto es, la crisis *subprime* y la caída de Lehman Brothers.

La segunda sección presenta una revisión de la literatura sobre contagio o comovimientos financieros. La tercera sección expone los aspectos metodológicos para el estudio; la sección IV incluye el análisis de los resultados empíricos y, finalmente, se entregan algunas conclusiones derivadas de la evidencia estadística obtenida.

II. REVISIÓN DE LA LITERATURA

La literatura acerca de contagio financiero es amplia y no existe un consenso claro en la definición de contagio, acoplamiento y *spillover* o incluso sus diferencias fundamentales. En términos concretos, en este estudio nos referiremos al efecto de un *shock* ocurrido en un mercado financiero sobre otros mercados, tanto a nivel de primeros como de segundos momentos de la distribución. No solo la definición misma ha sido difusa, sino que se han hecho diversos estudios para detectar fenómenos como acoplamiento, contagio y *spillover* (*que trataremos indistintamente*) entre diversos tipos de mercados financieros, particularmente en lo que se refiere al mercado accionario a nivel mundial. Sin embargo, generalmente los resultados suelen no ser concluyentes, debido a la influencia de variados factores como el mercado escogido, el período y la frecuencia de los datos y la metodología a utilizar. Esta última juega un papel fundamental en la detección de este tipo de fenómenos. Una última complejidad surge de la dificultad de aislar un *shock* ocurrido en una economía y de cómo este se transmite a otras debido a la integración financiera existente. En algunas oportunidades, los *shocks* tienen efectos internacionales inmediatos, afectando simultáneamente a varios mercados, por lo que es difícil detectar los efectos locales antes de que se transmitan a otras economías, especialmente en la medida en que los mercados se encuentren integrados, tanto a nivel de instituciones participantes como de sistema de pagos y compensación. Los contagios normalmente se refieren a *shocks* macroeconómicos o financieros originados localmente, pero también hay parte de la literatura que se extiende a otros focos de contagio relacionados a fenómenos políticos y sociales, tales como Fernández (2007). En esta investigación nos centraremos fundamentalmente en lo macroeconómico y financiero como fuente de *shock*.

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 estos 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, 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 en la estructura de correlación a través del tiempo, y por lo tanto, la evolución de 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 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 comovimiento en las primas por riesgo y retornos de acciones es alto para los países dentro de Latinoamérica, lo que refleja un exceso de interdependencia. Por otro lado, se observa que las relaciones entre mercados parecen ser constantes en períodos tanto con crisis como sin ella, lo que apoya empíricamente la inexistencia de contagio, entendido 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 se basan en la familia de especificaciones Garch para la ecuación de varianza, cuya aplicación es ampliamente utilizada para la detección de *spillovers* de precio o volatilidad. En esta línea, Hamao et al. (1990) estudian la interdependencia de corto plazo de los precios y la volatilidad de estos para índices accionarios pertenecientes a tres mercados internacionales de importancia: Tokio, Londres y Nueva York. En este trabajo, a diferencia de otros estudios realizados con anterioridad, los autores analizan de manera separada los efectos de contagio de la volatilidad de precios en mercados extranjeros sobre el precio de apertura en el mercado local 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 contagio desde los mercados de acciones de Nueva York y Londres sobre el mercado de Tokio. Utilizando también modelos de la familia Garch, e incluyendo métodos parcialmente no paramétricos, Engle y Ng (1993) definen una curva que mide cómo se incorpora la nueva información 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 et al., (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 en los 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 una situación de crisis. La razón fundamental radica en que una caída de los precios accionarios incrementa el apalancamiento y, en consecuencia, el riesgo de insolvencia financiera, generando mayor volatilidad condicional. El acoplamiento surge cuando existe una vía de contagio, como es la presencia de instituciones financieras multinacionales expuestas, doble cotización o a través de ETF o fondos de cobertura (*hedge funds*) transados globalmente. Resulta interesante también a partir de Hong et al., (2000) que, de ocurrir un *shock* negativo, el acoplamiento sería más significativo, puesto que la mayor lentitud que detectan en la reacción de los precios accionarios ante una mala noticia generaría mayor covarianza condicional entre los retornos de distintas economías afectadas por esta reacción lenta en la misma dirección. La justificación para esta lentitud tiene que ver con el hecho de que los analistas tienden a focalizarse más en las acciones que están en baja que aquellas en alza. Si este es el caso, las transacciones inducidas por los analistas también acarrearían transacciones de inversionistas desinformados, incrementándose la volatilidad de aquellas acciones en baja (ya que las transacciones resultantes no son necesariamente informativas). Consideremos adicionalmente que en estos casos, la presencia de analistas se

extiende también a otros mercados cuando en ellos se evidencian *shock* negativos, fomentándose mayores comovimientos en precios y retornos.

En cuanto a la utilización de modelos Egarch multivariados, Savva et al. (2009) investigan la transmisión de contagios de precio y volatilidad entre mercados accionarios de Nueva York, Londres, Frankfurt y París. La evidencia de este estudio muestra que los retornos accionarios nacionales y sus volatilidades se encuentran influenciados por el comportamiento de los mercados extranjeros, con respuestas asimétricas tanto de las volatilidades como de las correlaciones condicionales frente a *shocks* o innovaciones en otros mercados. En particular, los autores encuentran que la volatilidad responde asimétricamente a las innovaciones en otros mercados, con una respuesta más fuerte si las noticias son malas. 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 se correlacionan los retornos y volatilidades de índices accionarios entre los mercados de Tokio 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 este último permite dependencias no lineales de las correlaciones entre retornos no accionarios a través de las varianzas condicionales. Se encuentra que los retornos de Tokio están relacionados con los retornos *overnight* de Nueva York y viceversa, resultado contrario a la literatura que evidencia solo la influencia de retornos desde Nueva York hacia Tokio. Por su parte, Capiello et al. (2006) proponen un modelo asimétrico de correlación condicional dinámico generalizado, el que resultará de particular importancia para este estudio. Los resultados obtenidos luego de la aplicación de este modelo sobre retornos tanto accionarios como de bonos muestran fuerte evidencia de asimetrías en la volatilidad condicional para los primeros; sin embargo, ambos exhiben asimetrías de correlaciones condicionales, con respuestas mucho más fuertes de las acciones que de los bonos ante malas noticias. El artículo muestra, además, que, durante períodos de agitación financiera, las volatilidades del mercado accionario presentan importantes conexiones, y las correlaciones condicionales de las acciones entre grupos regionales aumentan considerablemente.

III. METODOLOGÍA ECONOMETRICA

1. Contagio de Retornos

Como fue expuesto en la introducción de este estudio, existen distintas definiciones comúnmente aceptadas del término “spillover” (contagio) en la literatura financiera. En algunas ocasiones, este considera transmisiones entre mercados que van más allá del *shock* inicial que ocurrió en algún mercado en particular. 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 con los 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 contagio 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 es utilizar las funciones de impulso-respuesta generalizadas de Pesaran-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 con utilizar una descomposición de tipo «estructural» (la que no es posible de implementar dada la frecuencia diaria de las variables utilizadas).

2. Contagio en Varianza

Con el 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 y 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 contagios 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 del contagio de retornos, dada la naturaleza determinística de las ecuaciones de varianza condicional en el modelo Garch multivariado utilizado.

El modelo descrito más arriba requiere, en principio, 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 el 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 el que las variables ε_{jt-1}^2 son incorporadas exógenamente 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.

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

$$\rho_{ijt} = \frac{q_{ijt}}{\sqrt{q_{it} q_{jt}}}$$

con

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

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 de la ecuación anterior a que tome el valor $(1 - a - b)\rho_{ij}^*$.

4. Asimetría

Para estimar correlaciones que varían en el tiempo, permitiendo a su vez efectos asimétricos provenientes de *shocks* negativos comunes a 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

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

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

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

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

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

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

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

IV. ANÁLISIS EMPÍRICO

1. Datos

La base de datos corresponde a retornos diarios de los índices accionarios CAC (París), DAX (Frankfurt), UKX (Londres), TPX100 (Tokio), IBX (San Pablo), NYID (Nueva York) e IPSA (Santiago). La muestra cubre el período comprendido entre enero de 1998 y diciembre del 2009, con un total de 3117 observaciones. Los retornos están expresados en las respectivas monedas, por lo que en este artículo no se adopta la posición de un administrador de portafolio internacional cuyo medio de pago sea en una divisa determinada, sino la de una comparación de retornos que involucra tanto el componente de retorno en moneda local como el efecto cambiario.

Bovespa en Brasil y Santiago en Chile son dos de los mayores mercados latinoamericanos. En el caso de San Pablo, el 2010 superó los US\$1500 billones en capitalización bursátil, en tanto que Santiago alcanzó US\$342 billones, lo que en conjunto representó a ese año cerca de un 70% de la capitalización total de América Latina. Santiago, por su parte, ocupa la tercera posición regional en capitalización y constituye la principal plaza dentro del Mercado Integrado Latinoamericano (MILA).

2. Resultados

Los siguientes cuadros presentan los coeficientes estimados para las ecuaciones antes descritas y aplicadas a la muestra de estudio.

El cuadro 1 nos presenta los resultados a nivel de ecuación de media en el proceso VAR(2) seleccionado por criterios estándares de información. Se aprecia una interdependencia entre los diferentes índices accionarios a nivel global, pero con diferente fuerza según el rezago y el mercado en consideración.

CUADRO 1							
Ecuaciones de Retorno							
(test T entre paréntesis)							
	París	Frankfurt	Londres	Tokio	San Pablo	Nueva York	Santiago
París(-1)	-0.25 [-5.982]	-0.014 [-0.307]	-0.095 [-2.662]	0.102 [2.450]	-0.096 [-1.570]	-0.062 [-1.637]	-0.024 [-0.673]
París(-2)	0.03 [0.722]	0.167 [3.600]	0.052 [1.488]	0.079 [1.915]	0.029 [0.476]	0.07 [1.872]	-0.006 [-0.158]
Frankfurt(-1)	0.1 [3.214]	-0.149 [-4.268]	0.039 [1.477]	0.067 [2.166]	0.078 [1.702]	0.099 [3.493]	-0.003 [-0.129]
Frankfurt(-2)	-0.041 [-1.314]	-0.133 [-3.782]	-0.033 [-1.239]	0.014 [0.454]	0.023 [0.498]	0.011 [0.391]	-0.003 [-0.100]
Londres(-1)	-0.145 [-3.690]	-0.111 [-2.521]	-0.263 [-7.851]	0.081 [2.060]	-0.024 [-0.415]	0.029 [0.826]	0.007 [0.204]
Londres(-2)	-0.064 [-1.634]	-0.09 [-2.073]	-0.117 [-3.512]	-0.06 [-1.536]	-0.073 [-1.281]	-0.066 [-1.868]	-0.042 [-1.236]
Tokio(-1)	-0.026 [-1.372]	-0.032 [-1.544]	-0.02 [-1.273]	-0.17 [-9.104]	0.033 [1.185]	-0.006 [-0.341]	-0.036 [-2.220]
Tokio(-2)	-0.052 [-3.005]	-0.053 [-2.737]	-0.044 [-3.311]	-0.044 [-2.605]	-0.018 [-0.702]	-0.03 [-1.921]	-0.024 [-1.588]
San Pablo(-1)	0.004 [0.234]	0.008 [0.477]	0.017 [1.319]	0.063 [4.096]	-0.101 [-4.487]	-0.02 [-1.460]	0.005 [0.389]
San Pablo(-2)	0.028 [1.794]	0.03 [1.754]	0.014 [1.048]	0.023 [1.522]	-0.001 [-0.051]	0.007 [0.472]	0.048 [3.553]
Nueva York(-1)	0.459 [17.365]	0.383 [12.964]	0.422 [18.761]	0.287 [10.940]	0.109 [2.826]	-0.177 [-7.376]	0.102 [4.463]
Nueva York(-2)	0.128 [4.557]	0.109 [3.471]	0.139 [5.808]	-0.033 [-1.200]	-0.002 [-0.045]	-0.088 [-3.475]	0.016 [0.649]
Santiago(-1)	0.017 [0.698]	0.033 [1.198]	0.006 [-0.299]	0.047 [1.914]	0.067 [1.854]	0.055 [2.470]	-0.034 [-1.586]
Santiago(-2)	-0.066 [-2.663]	-0.043 [-1.552]	-0.056 [-2.681]	-0.017 [-0.693]	-0.042 [-1.153]	-0.037 [-1.675]	0.056 [2.597]

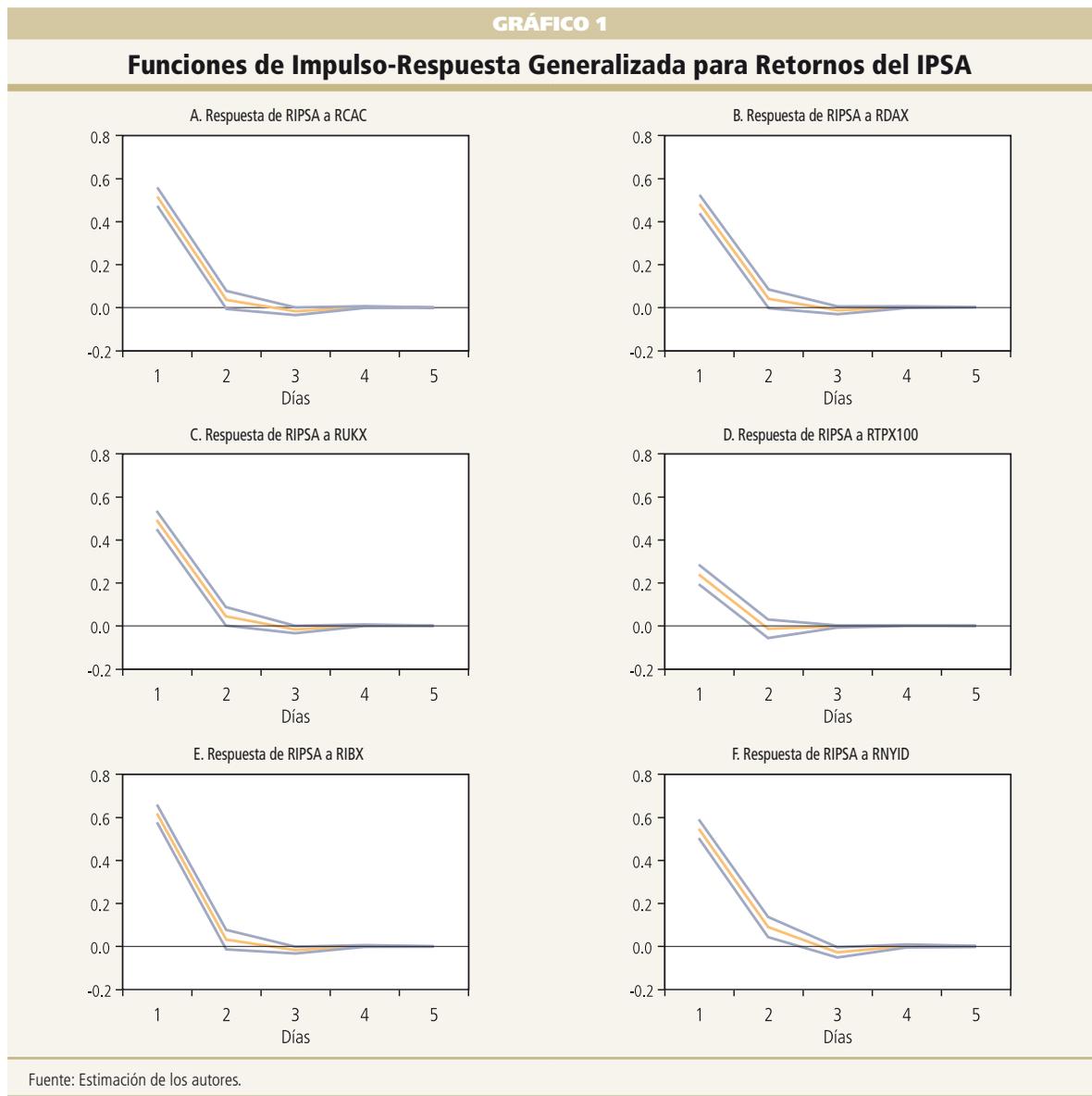
Fuente: Estimación de los autores.

En términos de retornos, se observa una alta interacción entre mercados europeos, a pesar de que estos no tienen efectos significativos sobre los países del continente americano, aunque sí sobre el mercado japonés. Por su parte, EE.UU. (Nueva York) ejerce una importante influencia sobre todos los demás mercados, con particular importancia sobre los retornos de países de Europa.

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

Es importante destacar que el hecho de que los rezagos de Santiago aparezcan estadísticamente significativos en el resto de los mercados, no necesariamente implica un efecto causal. En primer lugar, esto puede obedecer a la potencial omisión de variables que, estando correlacionadas con Santiago, a su vez lo estén con los demás mercados en los períodos siguientes. En segundo lugar —y muy probablemente en el caso de un mercado pequeño como el de Santiago— es posible que los agentes del mercado local estén siguiendo la evolución de los mercados externos relevantes (más que a la inversa) y sean capaces de hacer predicciones de calidad de la evolución futura de los mismos, lo que puede permitir que los rezagos de Santiago aparezcan como estadísticamente significativos en nuestro modelo VAR.

El gráfico 1 muestra las Funciones de Impulso Respuesta Generalizadas de Pesaran-Shin, donde se verifica que los mayores efectos sobre el mercado de Santiago provienen de San Pablo y Nueva York.



A continuación, el cuadro 2 presenta las ecuaciones de varianza estimadas, considerando efectos provenientes de otros mercados, así como asimetría entre buenas y malas noticias del propio mercado.

CUADRO 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]	0.14 [6.630]	0.006 [2.553]	0.037 [4.561]
ARCH(1)	-0.017 [-1.509]	0.02 [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]	0.01 [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]	0.04 [1.468]	0.031 [3.988]	0.028 [3.157]
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 [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]	0.04 [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]

Fuente: Estimación de los autores.

Desde el punto de vista de la varianza, resulta importante destacar que el efecto asimétrico es significativo en todos los casos, lo que es coherente con los resultados empíricos destacados en la sección anterior. Glosten et al., (1993) plantearon que las malas noticias (no anticipadas) sobre retornos accionarios tendrían un efecto positivo en la volatilidad atribuible al denominado efecto apalancamiento. Esto es, al caer el precio de las acciones, aumenta la relación deuda/patrimonio, dando como resultado una mayor varianza condicional. Ciertamente, la asimetría tiene también que ver con el efecto que tienen los *shocks* negativos en el *trading*. Una mala noticia se relaciona con un incremento de las transacciones y su consecuente volatilidad más que una noticia positiva. Por su parte, los efectos de contagio 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 Nueva York. Santiago presenta relación con San Pablo, Londres, París y Tokio. Llama la atención que Nueva York no afecta a Santiago en términos de varianza, aunque sí 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 con respecto a Santiago), tal como se observa en el cuadro 3.

CUADRO 3						
Correlaciones Condicionales con Santiago (test T entre paréntesis)						
	París	Frankfurt	Londres	Tokio	San Pablo	Nueva York
<i>a</i>	-0.058 [-4.194]	0.001 [0.212]	-0.083 [-5.404]	-0.006 [-1.346]	-0.008 [-0.966]	-0.003 [-0.371]
<i>b</i>	0.352 [1.454]	0.965 [102.018]	-0.137 [-0.636]	0.969 [83.593]	0.817 [25.788]	0.885 [29.744]
<i>g</i>	0.074 [3.660]	0.021 [3.656]	0.097 [4.805]	0.015 [2.551]	0.059 [4.492]	0.03 [2.776]

Fuente: Estimación de los autores.

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

Por su parte, el cuadro 4 exhibe los tests de Razón de Verosimilitud para un potencial quiebre estructural en las correlaciones de largo plazo en julio del 2007 y septiembre del 2008.

CUADRO 4							
Test para Quiebre Estructural en Correlaciones Incondicionales							
		París	Frankfurt	Londres	Tokio	San Pablo	Nueva York
Julio 2007	Test LR	15.56	8.81	21.05	1.51	13.68	14.31
	Valor p	0.00	0.00	0.00	-0.22	0.00	0.00
Septiembre 2008	Test LR	6.43	2.88	6.59	1.19	10.22	8.20
	Valor p	-0.01	-0.09	-0.02	-0.28	0.00	0.00

Fuente: Estimación de los autores.

El régimen de correlación de largo plazo (incondicional) respecto de Santiago, cambia significativamente durante la crisis *subprime* para todos los casos, excepto para Tokio. En tanto que la caída de Lehman Brothers afecta la relación con París, Londres, San Pablo y Nueva 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 Lehman Brothers sea aceptada como un *shock* sin precedentes, 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.

Los gráficos 2 y 3 ilustran 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 de que las malas noticias provenientes del mundo desarrollado incrementan la correlación con mercados emergentes como Santiago.

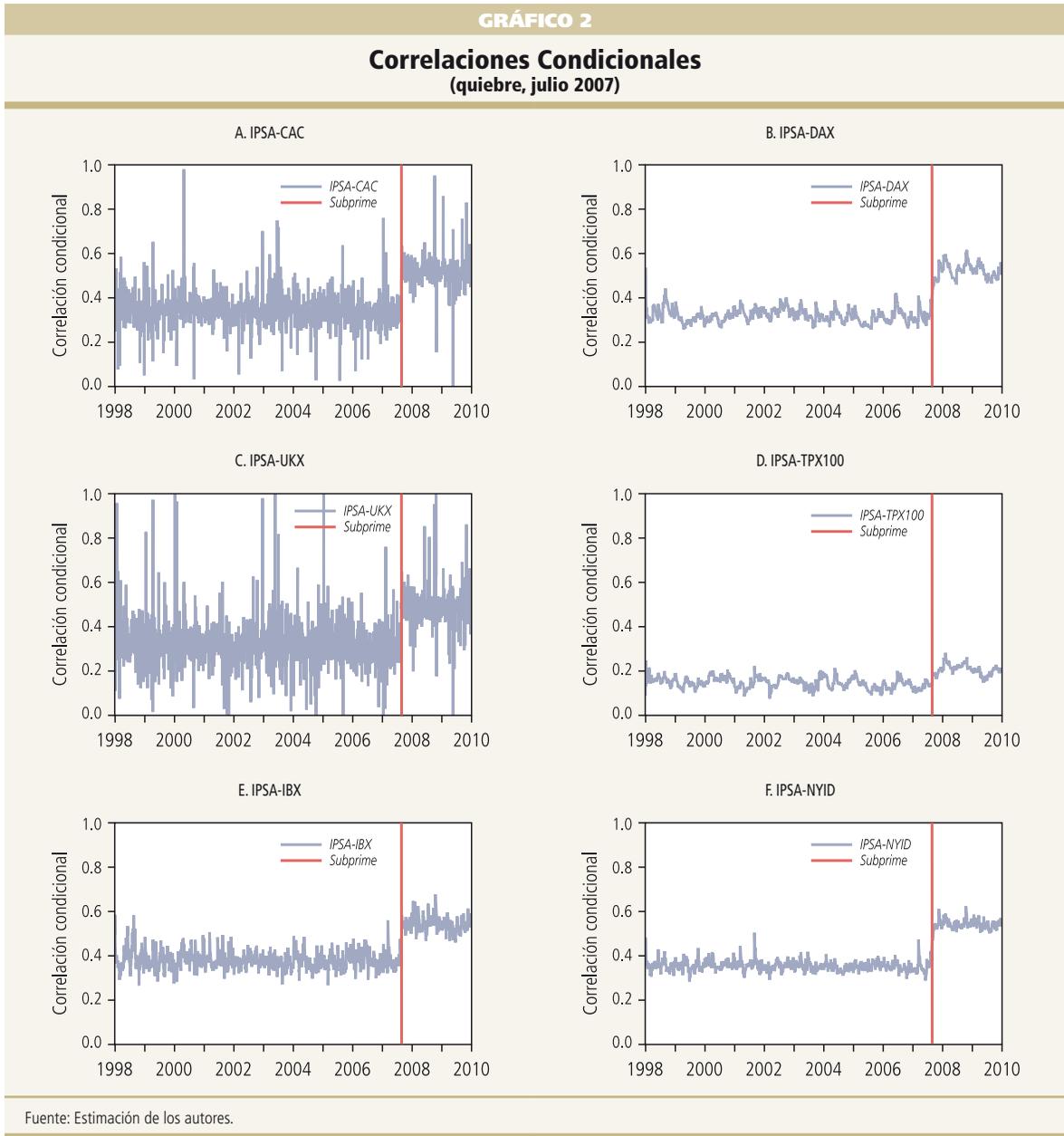
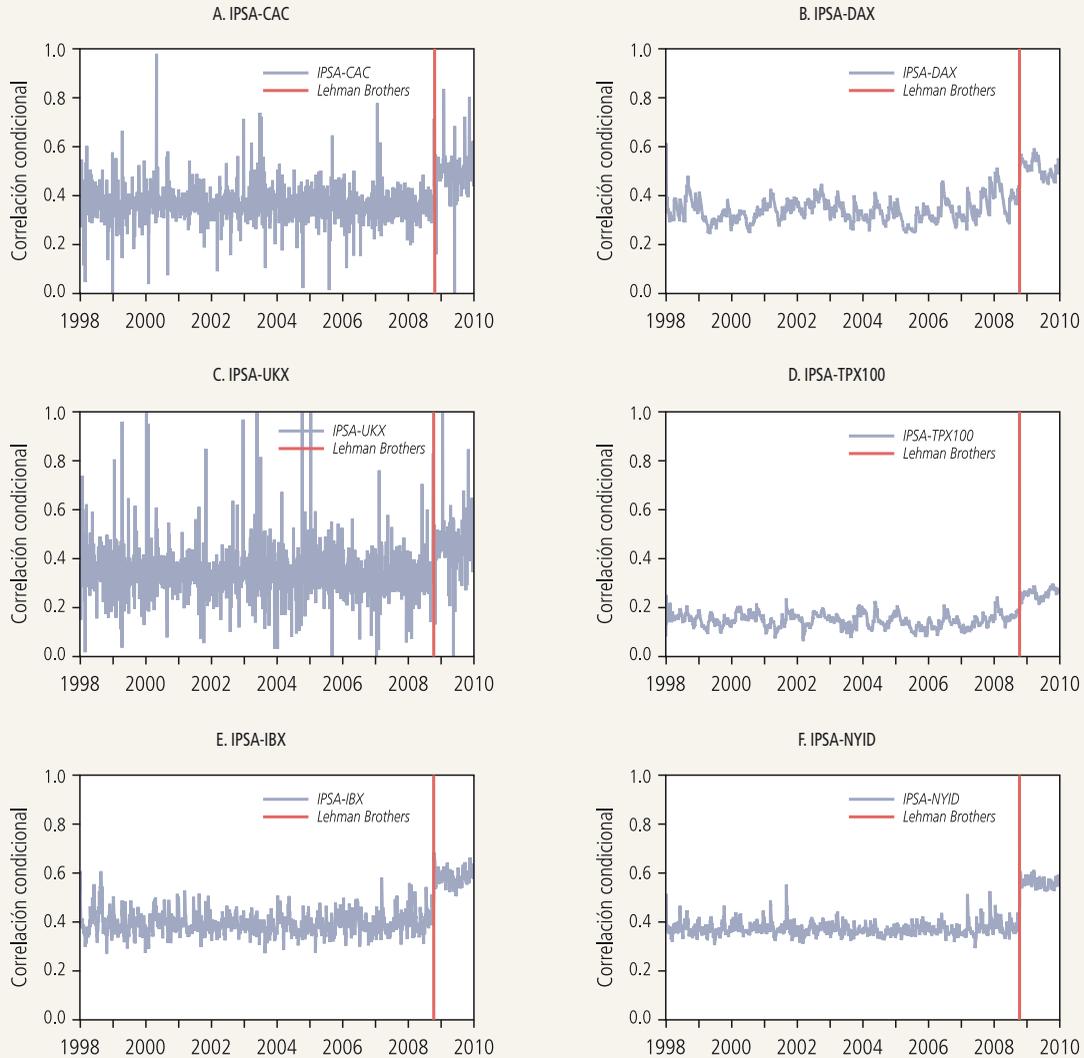


GRÁFICO 3

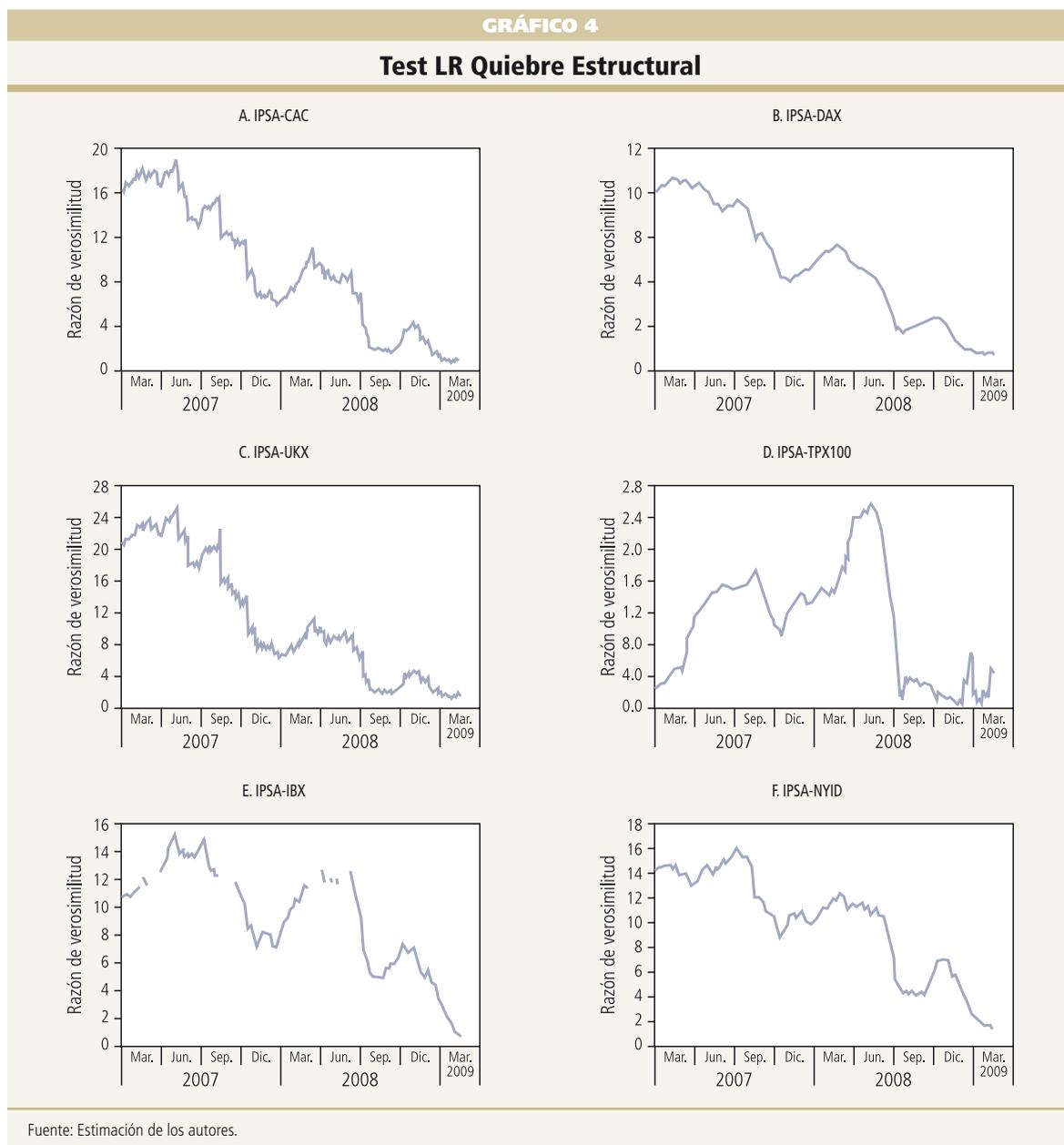
Correlaciones Condicionales
(quiebre septiembre 2008)

Fuente: Estimación de los autores.

Los gráficos 2 y 3 anteriores muestran los quiebres estructurales tanto para el caso de la crisis *subprime* (gráfico 2) como para la caída de Lehman (gráfico 3). Aunque si bien el efecto de la crisis de septiembre del 2008 es elocuente, la mayor parte del acoplamiento de los mercados respecto de Santiago se dio en los eventos de julio del 2007 que es donde el quiebre cobró mayor relevancia. De esta forma, podemos reafirmar la hipótesis de que el importante *shock* negativo de este período de crisis generó un mayor acoplamiento de los mercados, lo que está en línea con Hong et al., (2000), en cuanto a que es indicativo de que los analistas se hayan volcado a efectuar un seguimiento más cercano de otros mercados tras las malas noticias, favoreciendo de esta forma el contagio.

3. Análisis de Sensibilidad para Quiebre Estructural

Si bien las fechas de quiebre estructural impuestas exógenamente son intuitivamente plausibles, parece apropiado hacer un análisis de sensibilidad de las mismas buscando la fecha más posible de quiebre estructural para el conjunto de correlaciones entre Santiago y el resto de los mercados analizados. Es importante señalar que, dado el objetivo del presente estudio, no se pretende encontrar el quiebre estructural que mejor se ajuste a cada serie de correlaciones, sino aquella fecha que resulte ser la más probable para el conjunto de correlaciones con el mercado de Santiago.



Al analizar (gráfico 4) la evolución del test de Razón de Verosimilitud para potenciales quiebres estructurales de las correlaciones de largo plazo en el período alrededor de la crisis, es posible observar que el *peak* se alcanza para tres de los mercados en julio del 2007 (París, Londres y San Pablo). Adicionalmente, los mercados de Frankfurt y Nueva York alcanzan los puntos más altos en fechas cercanas a julio del 2007, en un caso antes y en el otro después. Por su parte, septiembre del 2008 no aparece como una fecha donde el quiebre se manifieste con mayor fuerza, con la sola excepción de Tokio, caso —sin embargo— en que el test sería no significativo en términos estadísticos a lo largo de todo el período considerado.

De esta forma, el análisis de sensibilidad efectuado para el período alrededor de la crisis *subprime* confirma que la fecha con mayor probabilidad de ocurrencia para un quiebre estructural conjunto en la correlación de largo plazo entre Santiago y los demás mercados corresponde a julio del 2007, tal como fue propuesto en la sección anterior.

V. CONCLUSIONES

En este estudio hemos analizado cambios en los comovimientos entre el mercado accionario de Chile y los de algunos países desarrollados, controlando por el efecto del mercado de 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 dos fechas intuitivamente plausibles. Finalmente, corroboramos endógenamente que el quiebre más probable se habría producido en julio del 2007.

Hemos encontrado comovimientos a nivel de media entre mercados europeos y entre mercados del continente americano, con un efecto desde EE.UU. a todos los demás 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 coherente con los hallazgos de Glosten et al., (1993) en cuanto a que las malas noticias tienen un efecto más 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 al inicio de la crisis *subprime* en julio del 2007. No obstante la notoriedad de la caída de Lehman Brothers en septiembre del 2008, estadísticamente la mayor parte del quiebre estructural en correlación de largo plazo se recoge en el episodio de julio del 2007. Observamos que Santiago incrementa de manera importante sus 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 aumentan. Esto es coherente con la hipótesis de apalancamiento y con Hong et al. (2000). Este efecto, sin embargo, es particularmente importante para Chile con los países del continente americano analizados (Brasil y Estados Unidos).

REFERENCIAS

- Bae, K.H., G.A. Karolyi y R.M. Stulz (2003). "A New Approach to Measuring Financial Contagion." *Review of Financial Studies* 16(3): 717–63.
- Bekaert, G. y C.R. Harvey (1995). "Time-Varying World Market Integration." *Journal of Finance* 50(2): 403–44.
- Bekaert, G., R.H. Campbell y A. Ng (2005). "Market Integration and Contagion." *Journal of Business* 78(1): 39–70.
- Bracker, K. y P. D. Koch (1999). "Economic Determinants of the Correlation Structure across International Equity Markets." *Journal of Economics and Business* 51(6): 443–71.
- Cappiello, L., R.F. Engle y K. Sheppard (2006). "Asymmetric Dynamics in the Correlations of Global Equity and Bond Returns." *Journal of Financial Econometrics* 4: 537–72.
- Chan–Lau, J.A., D. Mathieson y J.Y. Yao (2002). "Extreme Contagion in Equity Markets." IMF Working Papers N°02/98.
- Chen, G., M. Firth y O. Meng Rui (2002). "Stock Market Linkages: Evidence from Latin America." *Journal of Banking & Finance* 26(6): 1113–41.
- Engle, R. (2002). "Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models." *Journal of Business & Economic Statistics* 20: 339–350.
- Engle, R. (2009). *Anticipating Correlations: A New Paradigm for Risk Management*. Princeton, NJ, EE.UU.: Princeton University Press.
- Engle, R.F. y V.K. Ng (1993). "Measuring and Testing the Impact of News on Volatility." *Journal of Finance* 48: 1749–78.
- Engle, R. y K. Sheppard (2001). "Theoretical and Empirical Properties of Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH." NBER Working Paper Series N°8554.
- Engle, R.F. y P. Susmel (1993). "Common Volatility in International Equity Markets." *Journal of Business and Economic Statistics* 11: 167–76.
- Fernández, V. (2007). "Stock Markets Turmoil: Worldwide Effects of Middle East Conflicts." *Emerging Markets Finance and Trade* 43(3): 61–105.
- Forbes, K. y R. Rigobon (2000). "Contagion in Latin America: Definitions, Measurement, and Policy Implications." NBER Working Paper N°7885.
- Forbes, K.J. y R. Rigobon (2002). "No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovements." *Journal of Finance* 57(5): 2223–61.
- Glosten, L.R., R. Jagannathan y D.E. Runkle (1993). "On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks." *Journal of Finance* 48(5): 1779–801.
- Hamao, Y., R.W. Masulis y 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): 313–26.
- Hong, H., T. Lim y J.C. Stein (2000). "Bad News Travels Slowly: Size, Analyst Coverage, and The Profitability of Momentum Strategies." *Journal of Finance* 55(1): 265–95.
- Karolyi, A., and R. M. Stulz (1996). "Why do Markets Move Together? An Investigation of US–Japan Stock Return Comovements." *Journal of Finance* 51: 951–86.
- King, M.A. y S. Wadhvani (1990). "Transmission of Volatility between Stock Markets." *Review of Financial Studies* 3(1): 5–33.
- Kodres, L. y M. Pritsker (2002). "A Rational Expectations Model of Financial Contagion." *Journal of Finance* 57(2): 769–99.
- 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 y T. Ito (1994). "Do Bulls and Bears Move across Borders? International Transmission of Stock Returns and Volatility." *Review of Financial Studies* 7(3): 507-38.
- Longin, F. y B. Solnik (2001). "Extreme Correlation of International Equity Markets." *Journal of Finance* 56: 649-76.
- Savva, C.S., D. Osborne y L. Gill (2005). "Spillovers and Correlations between US and Major European Stock Markets: The Role of the Euro." *Applied Financial Economics* 19(19): 1595-604.
- Sola, M., F. Spagnolo y N. Spagnolo (2002). "A Test for Volatility Spillovers." *Economics Letters* 76(1): 77-84.
- Van Dijk, D., H. Munandar y C.M. Hafner (2011). "The Euro Introduction and Noneuro Currencies." *Applied Financial Economics* 21: 95-116.