

VOLATILIDAD E INESTABILIDAD FINANCIERA EN LOS MERCADOS DE CAPITALS LATINOAMERICANOS. UNA ILUSTRACIÓN DEL EFECTO CONTAGIO DURANTE LA CRISIS DE HIPOTECAS SUB-PRIME

Ariel Ruffo¹ – Juan Manuel Costa²

¹ Banco Central de la República Argentina. Reconquista 266, C1003 ABF, Buenos Aires.

ariel.ruffo@bcra.gov.ar

² FAMA Importadora y Exportadora S.A. Simón Bolívar 2765, E3228 BFG, Chajarí, Entre Ríos, Argentina.

jmcos2161@gmail.com

Resumen

<p>Recibido: 10/2018</p> <p>Aceptado: 03/2019</p>	<p>En la presente investigación se estudiaron los mecanismos de transmisión del fenómeno de la “inestabilidad financiera” por efecto contagio entre los rendimientos diarios de los índices SP_500 (EEUU), IPC (México), BOVESPA (Brasil), IPSA (Chile) y Merval (Argentina), en diferentes momentos de la crisis sub-prime, a partir del cálculo de las funciones de impulso respuesta (FIRV), siguiendo la metodología propuesta en (Christian M Hafner and Helmut Herwartz, 2006). Del análisis de las FIRV respectivas para distintos acontecimientos, se concluye que el contagio de shocks en el mercado de mayor profundidad financiera (SP500) a los mercados latinoamericanos, puede ser transmitido tanto de manera directa – como en el caso del 15 de septiembre de 2008 – o de manera indirecta, a través de un aumento en la volatilidad del IPC, en el shock del 29 de febrero de 2008. Por otra parte, los resultados estarían indicando una menor integración financiera del mercado IPSA, en relación a los otros cuatro mercados de la región. En algunos casos evaluados, se evidencia una menor contribución marginal de los shocks al nivel de volatilidad del mercado chileno, como así también se observa un contagio diferido en el tiempo con respecto a los otros mercados.</p>
<p>Palabras clave</p> <p>Volatilidad.</p> <p>Impulso respuesta.</p> <p>Mercado de acciones.</p> <p>Crisis sub-prime.</p>	

Copyright: Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de Buenos Aires.

ISSN: 2250-687X - ISSN (En línea): 2250-6861

VOLATILITY AND FINANCIAL INSTABILITY IN LATIN AMERICAN CAPITAL MARKETS. AN ILLUSTRATION OF THE CONTAGION EFFECT DURING THE CRISIS OF SUB-PRIME MORTGAGES

Ariel Ruffo¹ – Juan Manuel Costa²

¹ Banco Central de la República Argentina. Reconquista 266, C1003 ABF, Buenos Aires.

ariel.ruffo@bcra.gov.ar

² FAMA Importadora y Exportadora S.A. Simón Bolívar 2765, E3228 BFG, Chajarí, Entre Ríos, Argentina.

jmcos2161@gmail.com

Abstract

KEYWORDS

Volatility.

Impulse response.

Stock exchange markets.

Sub-prime crisis.

In this working paper, we analyze the volatility transmission mechanism associated to financial instability, by the contagion between SP_500 (USA), IPC (Mexico), BOVESPA (Brazil), IPSA (Chile) and Merval (Argentina) daily returns, in different stages of the sub-prime mortgages financial crisis. We calculate volatility impulse response functions (VIRF), as detailed in (Christian M Hafner and Helmut Herwartz, 2006), in order to estimate the marginal contribution of selected shocks to volatility levels. We conclude that contagion from the deepest financial market (SP500) to Latin American stock markets, can be conducted in a direct way – as in the 15th of September, 2008 shock – or caused by a rise in IPC volatility levels, as in the 29th of February, 2008 shock. On the other hand, the results indicate a lower financial integration for IPSA, in comparison to the other four markets. We found evidence of lesser impact of shocks to the Chilean stock market volatility levels, as well as delayed contagion in relation to other markets.

Copyright: Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de Buenos Aires.

ISSN: 2250-687X - ISSN (En línea): 2250-6861

INTRODUCCIÓN

El objetivo de esta investigación es analizar el aumento en los niveles de volatilidad y contagio financiero entre los rendimientos diarios de los índices SP_500 (EEUU), IPC (México), BOVESPA (Brasil), IPSA (Chile) y Merval (Argentina), en diferentes momentos de la crisis sub-prime. Para ello se procedió a estimar un modelo GARCH-BEKK (1,1) multivariado siguiendo la metodología propuesta en (Robert F Engle and Kenneth F Kroner, 1995), el cual permite medir y captar el efecto contagio entre las plazas financieras anteriormente citadas, provocado por los choques estructurales de las malas noticias económicas acontecidas durante los periodos de mayor turbulencia durante la crisis. Dicho modelo GARCH-BEKK (1,1) fue estimado a partir de las cotizaciones diarias de los cinco mercados registradas entre el 2 de enero de 2005 y el 30 de noviembre de 2015 (2822 observaciones). Asimismo, se incorpora al análisis, el estudio de las funciones de impulso y respuesta (FIRV) siguiendo la metodología propuesta en (Christian M Hafner and Helmut Herwartz, 2006), que reflejan el efecto asimétrico de la propagación de los shocks entre los distintos mercados, lo cual permite evaluar la contribución de cada acontecimiento económico a la volatilidad observada en los rendimientos de los activos financieros en cada uno de los respectivos índices bursátiles.

Este trabajo consta de seis secciones. En la siguiente sección se presenta el modelo elegido para estudiar los contagios financieros durante el periodo de vigencia de la crisis subprime. La tercera sección, comprende una descripción del cálculo de las funciones de impulso y respuesta siguiendo la propuesta metodológica en (Christian M Hafner and Helmut Herwartz, 2006). En la cuarta, se presenta el cálculo de las funciones de impulso y respuesta de las varianzas y covarianzas condicionales (FIRV), para los cuatro mercados latinoamericanos ante los shocks relacionados con los eventos acontecidos en la economía estadounidense durante la crisis, mientras que en la quinta sección se presentan las conclusiones del trabajo. Finalmente, se incorpora un apéndice metodológico con los criterios de identificación de los shocks para el cálculo de las FIRV.

1) MODELO UTILIZADO

En el presente trabajo se utilizó un modelo MV-GARCH (1,1) siguiendo la formulación FULL-BEKK (sin restricciones) propuesta en (Robert F Engle and Kenneth F Kroner, 1995) aplicado al estudio de la volatilidad de los rendimientos en los mercados financieros de Estados Unidos, México, Brasil, Chile y Argentina durante la vigencia de la crisis de hipoteca sub-prime estadounidense. Su elección se justifica por considerarse que la misma refleja de manera más significativa el efecto asimétrico de los choques generados por las innovaciones positivas y negativas sobre los rendimientos de los mercados de valores y el efecto contagio como consecuencia de la interacción dinámica entre las plazas financieras.

La volatilidad de los mercados financieros ha demostrado ser una variable que tanto los inversionistas como los hacedores de política económica toman en consideración para la toma de decisiones. Dado que el objetivo principal de este trabajo es la detección de mecanismo de

contagio y transmisión de los mayores niveles de inestabilidad financiera entre los mercados de capitales seleccionados a raíz de los choques estructurales, producto de las malas noticias acontecidas en la economía estadounidense, se realiza la estimación de un modelo GARCH multivariado para las ecuaciones de la media y de la volatilidad de los retornos con el fin de reflejar de manera más eficiente las interacciones dinámicas entre los cinco índices bursátiles. El siguiente paso consiste en estimar, mediante un modelo de ecuaciones simultáneas, las varianzas condicionales y las respectivas covarianzas con el objeto de captar las interacciones dinámicas entre los cinco mercados. Para ello se plantea el siguiente modelo BEKK para las cinco series seleccionadas:

$$R_t = \mu + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$H_t = \Omega' \Omega + \sum_{i=1}^p A_i' \varepsilon_t \varepsilon_t' A_i + \sum_{i=1}^q B_i' H_{t-1} B_i \quad (2)$$

R = Vector de rendimientos en el momento T del mercado en cuestión

μ = rendimiento promedio diario

ε_t ; ε_{ij} = innovaciones de cada mercado e intramercados para $i \neq j$ / $\varepsilon_t \approx N(0; H)$ en donde

$\sigma^2 \varepsilon_t \neq$ constante

H_t = matriz de varianzas / covarianzas

H es una matriz triangular inferior, cuadrada $n \times n$ definida positiva, excepto en un conjunto de probabilidad cero, A , B y H son matrices de orden $N \times N$, en tanto H' , A' , B' son las matrices transpuestas de las originales. Asimismo se asume que

$$\varepsilon_t | \psi_{t-1} \approx N(0, H_t) \quad T=1, \dots, T \quad (3)$$

$$L(\phi) = -\frac{Tn}{2} \log(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (\log |H_t| + \varepsilon_t' H_t^{-1} \varepsilon_t + u_t' H_t^{-1} u_t) \quad (4)$$

Donde ϕ representa el vector de parámetros a estimar.

El análisis del efecto contagio entre los mercados financieros se efectuará a partir del análisis de H definida como la matriz de varianzas y covarianzas condicionales, evaluando asimismo el efecto contagio entre las distintas plazas a partir de los elementos de H que figuran fuera de su diagonal.

En base a las consideraciones expuestas anteriormente planteamos de manera matricial el siguiente modelo BEKK para cinco variables:

$$\begin{pmatrix} R_{t,SP500} \\ R_{t,BOVESPA} \\ R_{t,IPC} \\ R_{t,IPSA} \\ R_{t,MERVAL} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_{1t} \\ \mu_{2t} \\ \mu_{3t} \\ \mu_{4t} \\ \mu_{5t} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \\ \varepsilon_{5t} \end{pmatrix} \quad (5)$$

$$\begin{pmatrix} h_{11t}h_{12t}h_{13t}h_{14t}h_{15t} \\ h_{21t}h_{22t}h_{23t}h_{24t}h_{25t} \\ h_{31t}h_{32t}h_{33t}h_{34t}h_{35t} \\ h_{41t}h_{42t}h_{43t}h_{44t}h_{45t} \\ h_{51t}h_{52t}h_{53t}h_{54t}h_{55t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Omega_{11t} - 0 - 0 - 0 - 0 \\ \Omega_{21t} \Omega_{22t} - 0 - 0 - 0 \\ \Omega_{31t} \Omega_{32t} \Omega_{33t} - 0 - 0 \\ \Omega_{41t} \Omega_{42t} \Omega_{43t} - \Omega_{44t} - 0 \\ \Omega_{51t} \Omega_{52t} \Omega_{53t} - \Omega_{54t} - \Omega_{55t} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Omega_{11t} \Omega_{12t} \Omega_{13t} \Omega_{14t} \Omega_{15t} \\ 0 - \Omega_{22t} \Omega_{23t} \Omega_{24t} \Omega_{25t} \\ 0 - 0 - \Omega_{33t} \Omega_{34t} \Omega_{35t} \\ 0 - 0 - 0 - \Omega_{44t} \Omega_{45t} \\ 0 - 0 - 0 - 0 - \Omega_{55t} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \alpha_{11t} \alpha_{12t} \alpha_{13t} \alpha_{14t} \alpha_{15t} \\ \alpha_{21t} \alpha_{22t} \alpha_{23t} \alpha_{24t} \alpha_{25t} \\ \alpha_{31t} \alpha_{32t} \alpha_{33t} \alpha_{34t} \alpha_{35t} \\ \alpha_{41t} \alpha_{42t} \alpha_{43t} \alpha_{44t} \alpha_{45t} \\ \alpha_{51t} \alpha_{52t} \alpha_{53t} \alpha_{54t} \alpha_{55t} \end{pmatrix}^T \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t-1}^2 \varepsilon_{12t-1} \varepsilon_{13t-1} \varepsilon_{14t-1} \varepsilon_{15t-1} \\ \varepsilon_{21t-1} \varepsilon_{2t-1}^2 \varepsilon_{33t-1} \varepsilon_{24t-1} \varepsilon_{25t-1} \\ \varepsilon_{31t-1} \varepsilon_{32t-1}^2 \varepsilon_{3t-1}^2 \varepsilon_{34t-1} \varepsilon_{25t-1} \\ \varepsilon_{41t-1} \varepsilon_{42t-1}^2 \varepsilon_{43t-1}^2 \varepsilon_{4t-1}^2 \varepsilon_{45t-1} \\ \varepsilon_{51t-1} \varepsilon_{52t-1}^2 \varepsilon_{53t-1}^2 \varepsilon_{54t-1}^2 \varepsilon_{5t-1}^2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \alpha_{11t} \alpha_{12t} \alpha_{13t} \alpha_{14t} \alpha_{15t} \\ \alpha_{21t} \alpha_{22t} \alpha_{23t} \alpha_{24t} \alpha_{25t} \\ \alpha_{31t} \alpha_{32t} \alpha_{33t} \alpha_{34t} \alpha_{35t} \\ \alpha_{41t} \alpha_{42t} \alpha_{43t} \alpha_{44t} \alpha_{45t} \\ \alpha_{51t} \alpha_{52t} \alpha_{53t} \alpha_{54t} \alpha_{55t} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \beta_{11t} \beta_{12t} \beta_{13t} \beta_{14t} \beta_{15t} \\ \beta_{21t} \beta_{22t} \beta_{23t} \beta_{24t} \beta_{25t} \\ \beta_{31t} \beta_{32t} \beta_{33t} \beta_{34t} \beta_{35t} \\ \beta_{41t} \beta_{42t} \beta_{43t} \beta_{44t} \beta_{45t} \\ \beta_{51t} \beta_{52t} \beta_{53t} \beta_{54t} \beta_{55t} \end{pmatrix}^T \begin{pmatrix} h_{11t-1} h_{12t-1} h_{13t-1} h_{14t-1} h_{15t-1} \\ h_{21t-1} h_{22t-1} h_{23t-1} h_{24t-1} h_{25t-1} \\ h_{31t-1} h_{32t-1} h_{33t-1} h_{34t-1} h_{35t-1} \\ h_{41t-1} h_{42t-1} h_{43t-1} h_{44t-1} h_{45t-1} \\ h_{51t-1} h_{52t-1} h_{53t-1} h_{54t-1} h_{55t-1} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta_{11t} \beta_{12t} \beta_{13t} \beta_{14t} \beta_{15t} \\ \beta_{21t} \beta_{22t} \beta_{23t} \beta_{24t} \beta_{25t} \\ \beta_{31t} \beta_{32t} \beta_{33t} \beta_{34t} \beta_{35t} \\ \beta_{41t} \beta_{42t} \beta_{43t} \beta_{44t} \beta_{45t} \\ \beta_{51t} \beta_{52t} \beta_{53t} \beta_{54t} \beta_{55t} \end{pmatrix} \quad (6)$$

Esta metodología aplicada a la volatilidad de los retornos de los mercados financieros de Estados Unidos, México, Brasil, Chile y Argentina permite profundizar el estudio de los movimientos financieros entre estas economías, mediante la estimación de 75 parámetros, los primeros cinco correspondientes a los rendimientos promedios diarios de cada mercado “i” (μ_i) y los setenta restantes a los residuos cuadráticos y a las varianzas y covarianzas condicionales entre cada uno de ellos ($h_{ii}(t), h_{ij}(t); \forall i \neq j$), respectivamente. Se espera que el rendimiento promedio μ_i en cada mercado sea cercano a cero, dado que se trata del rendimiento promedio registrado en el día de la observación, en tanto que los coeficientes que miden las covarianzas de los retornos entre los tres mercados cumplan la siguiente condición: $h_{ij}(t)h_{ji}(t) \neq 0$. Esto estaría revelando que la política económica instrumentada en cada país no solo afecta los rendimientos de sus propios mercados de valores, sino que a la vez ejercen una influencia significativa sobre la performance

registrada en los mercados financieros de sus vecinos como consecuencia del grado de integración existente entre las distintas plazas financieras. Este último efecto se mide por medio del contagio financiero entre los distintos mercados de valores a través del cálculo de las covarianzas condicionales anteriormente indicadas.

Para la estimación de los parámetros del modelo BEKK FULL se utilizó el algoritmo de optimización BFGS en base a un código computacional compatible con el software econométrico RATS®.

Los coeficientes μ_i reflejan los rendimientos promedios diarios observados en cada mercado en tanto los parámetros $\Omega_i, \alpha_i, \beta_i$, reflejan la sensibilidad de las varianzas condicionales h_{ii} y de las covarianzas condicionales h_{ji} respecto de sus propias innovaciones y de sus propios comportamientos pasados en el momento “T-1”, respectivamente.

Las estimaciones de los parámetros $\Omega_i, \alpha_i, \beta_i$ representan las varianzas y covarianzas de largo plazo, y la sensibilidad de las varianzas y covarianzas condicionales ante los shocks producidos durante el periodo “T-1” y en respuesta a su propio comportamiento pasado, respectivamente.

Las variables $h_{ij}(t) \neq 0$, de la Matriz H, representan las covarianzas condicionales, las cuales son significativas a la hora de explicar cómo varía el rendimiento de un mercado en función de las volatilidades de los restantes. En este sentido, los coeficientes asociados a las variables $h_{ij}(t)$ reflejan las interacciones dinámicas como consecuencia del efecto contagio entre las tres plazas financieras.

Una de las ventajas con la que cuenta la especificación BEKK sobre otras representaciones como los modelos VEC, CCC, o DCC, es que las varianzas condicionales calculadas a partir de esta representación son semidefinidas positivas para todo tamaño de muestra. Otra ventaja del mismo es que no restringe la estimación de la covarianza condicional entre las series, lo cual evita la posibilidad de incurrir en serios errores de especificación que afecten el correcto cálculo de las varianzas condicionales. Entre las desventajas de la representación BEKK, se encuentran la poca parsimonia que presenta en cuanto al número de parámetros a estimar y el hecho que los efectos “derrame de volatilidad” (spillover of volatility) solo pueden ser nulos o positivos. No obstante, se cuenta con herramientas para superar los defectos de la especificación BEKK¹ y dado que sus virtudes son muy relevantes para el análisis de este caso en particular, resulta ser la especificación finalmente elegida.

En el cuadro N° 1 se muestran los resultados del Test de forma de la distribución y las raíces del polinomio característico del modelo BEKK sin restricciones. Los autovalores de la ecuación característica poseen todos módulos inferiores a la unidad, indicando que los parámetros del modelo son estables. El parámetro “vk” corresponde a los grados de libertad, y es el parámetro que mide la forma de la distribución t de los residuos del modelo. Este es libremente estimado junto a los demás parámetros, sin restricciones a priori, y se encuentra que su valor (7.74) es

¹ Dada la dimensión del sistema (N=5), el número total de parámetros a estimar es manejable. Las estimaciones de los parámetros del modelo pueden verse en el Apartado metodológico.

elevado y significativo. Para valores de $\nu k > 4$ la distribución t tiene media cero, varianza asintóticamente acercándose a uno cuando ν crece a infinito, sesgo igual a cero, y exceso de kurtosis positivo, aunque asintóticamente acercándose a cero a medida que ν crece a infinito. En otras palabras, la distribución de t se acerca asintóticamente a la normal a medida que el parámetro ν tiende a infinito. Dado el valor de νk estimado, la distribución t es bastante similar a la normal, aunque moderadamente leptocúrtica, lo que es suficiente para la identificación de los shock.

Cuadro N° 1. Resultados del Test de forma de la distribución y raíces del polinomio característico del GARCH Multivariado Full BEKK

(Enero 2005- Noviembre 2015)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Vk (Shape)	7.747996631	0.275454003	28.12810	0.00000000
Autovalores	(0.995,-0.000)	(0.994,0.001)	(0.994,-0.001)	(0.989,-0.002)
	(0.989,0.002)	(0.988,-0.001)	(0.988,0.001)	(0.984,0.000)
	(0.983,-0.002)	(0.983,0.002)	(0.969,0.004)	(0.969,-0.004)
	(0.964,0.002)	(0.964,-0.002)	(0.955,-0.000)	
Usable observations:	2813	Estimation	BFGS	
Loglikelihood:	-19053.449			

Fuente: Elaboración propia.

Asimismo, se adjuntan los resultados de los Test de Especificación que se realizaron sobre los residuos multivariados del modelo estimado para la muestra completa. En todos los casos los test fueron aplicados sobre el vector de residuos estandarizados con respecto al desvío estándar condicional de las series en cada momento t. Para ello, se aplicó el procedimiento *@mvqstat* del programa RATS®, desarrollado por (John RM Hosking, 1980)².

En la tabla N°2 se reportan los estadísticos y p-values del citado test para uno, tres, seis y diez lags. En todos los casos no es posible rechazar la hipótesis nula de no autocorrelación en los residuos con un nivel de confianza del 95%

² Básicamente, el mismo consiste en el cálculo del estadístico de Portmanteau para el contexto multivariado, donde se define el número de lags y grados de libertad. Para un modelo multivariado general, se recomienda elegir el número de grados de libertad como $K^2 \cdot h$, siendo K la dimensión del sistema y h el número de lags máximo a testear por autocorrelación, siendo este último el criterio utilizado en este caso.

Cuadro N° 2: Test de Especificación. Modelo BEKK con errores tipo t

Especificación/ cant. rezagos	Estadístico	p-value
Test Q Multivariado (1 lag)	28.14552	*** 0.30120
Test Q Multivariado (3 lags)	69.93005	*** 0.64390
Test Q Multivariado (6 lags)	173.18214	**0.09457
Test Q Multivariado (10 lags)	283.88474	**0.06926

***: 1% de significatividad **:5% de significatividad*:10% de significatividad

Fuente: Elaboración propia.

El análisis de los coeficientes $\alpha(i; j)$, estaría indicando la sensibilidad en los rendimientos del mercado “i” ante los aumentos en los niveles de volatilidad e inestabilidad financiera en el mercado “j” a raíz de los shocks estructurales como consecuencia de los eventos registrados en un determinado día. De manera análoga, la sensibilidad en los rendimientos del mercado “i” y como consecuencia del efecto contagio contemporáneo en el mercado “j”, a raíz del aumento en los niveles de volatilidad preexistente en los mismos, surgen del análisis de los coeficientes $\beta(i; j)$

Por otra parte, resulta interesante evaluar de manera analítica el impacto de diversos acontecimientos ocurridos durante la crisis sub-prime de EEUU en los mercados emergentes latinoamericanos. Para ello se calcularon las funciones de impulso-respuesta analíticas para cada uno de los cinco mercados siguiendo la metodología propuesta por (Christian M Hafner and Helmut Herwartz, 2006).

2. METODOLOGÍA DE CÁLCULO DE LAS FUNCIONES DE IMPULSO-RESPUESTA

En esta sección, se introduce el concepto de Funciones de Impulso respuesta de Volatilidad (en adelante FIRV). El objetivo de dicha técnica, introducida en (Christian M Hafner and Helmut Herwartz, 2006), es simular la respuesta de las Varianzas y Covarianzas condicionales del modelo a un vector de shocks en las variables endógenas. En términos comparativos, la metodología FIRV es a la volatilidad condicional lo que las funciones de impulso respuesta tradicionales (en adelante FIR) son a la media condicional de las variables. Sin embargo, existen diferencias importantes:

- Una FIR tradicional es una función que depende del signo del shock, mientras que en FIRV el signo del shock es irrelevante.
- En la FIR tradicional, el efecto del shock es lineal, mientras que en FIRV, no existe tal propiedad. De hecho, esta no es una función homogénea de ningún grado.
- En la FIR tradicional, los impulso respuestas no dependen de la historia del proceso. En FIRV si, a través del estado de Volatilidad al momento de la ocurrencia del shock. La persistencia de los shocks en ambos casos depende de las matrices de términos MA.

Asumiendo que estimamos el modelo GARCH (p, q) multivariado usando una representación de tipo VECH, tal que:

$$\text{vech}(\Sigma_t) = c + \sum_{i=1}^p (A_i \cdot \text{vech}(\varepsilon_{t-i} \cdot \varepsilon_{t-i})) + \sum_{j=1}^q ((B_j \cdot \text{vech}(\Sigma_{t-j}))) \quad (7)$$

FIRV es definida como la esperanza de la volatilidad condicional a un shock inicial y la historia, menos la expectativa de base que solo condiciona por historia:

$$V_t(\xi_0) = E[\text{vech}(\Sigma_t)|\xi_0, F-1] - E[\text{vech}(\Sigma_t)|F-1] \quad (8)$$

Siendo $\text{vech}(\cdot)$ un operador que convierte el triángulo inferior de una matriz $N \times N$ en un vector de N^* dimensiones (siendo $N^* = N(N+1)/2$). V_t es la FIRV en el momento t , ξ_t es el vector de shocks en el momento t , en tanto ξ representa el shock inicial en el momento cero, $F-1$ la “historia” pasada, y Σ_t la matriz de varianzas y covarianzas condicionales. La FIRV es un vector de N^* elementos (con 2 variables, $N=2$, $N^*=3$), donde el primer elemento es la FIRV de la varianza condicional de la primera variable, el segundo elemento es la FIRV de la covarianza condicional entre ambas variables, y el tercer elemento es la FIRV para la varianza condicional de la segunda variable. Considerando el caso específico de un modelo GARCH (1,1), empezando con $t = 1$, tenemos que

Siendo $\text{vech}(\cdot)$ un operador que convierte el triángulo inferior de una matriz $N \times N$ en un vector de N^* dimensiones (siendo $N^* = N(N+1)/2$). V_t es la FIRV en el momento t , ξ_t es el vector de shocks en el momento t , en tanto ξ representa el shock inicial en el momento cero, $F-1$ la “historia” pasada, y Σ_t la matriz de varianzas y covarianzas condicionales. La FIRV es un vector de N^* elementos (con 2 variables, $N=2$, $N^*=3$), donde el primer elemento es la FIRV de la varianza condicional de la primera variable, el segundo elemento es la FIRV de la covarianza condicional entre ambas variables, y el tercer elemento es la FIRV para la varianza condicional de la segunda variable. Considerando el caso específico de un modelo GARCH (1,1), empezando con $t = 1$, tenemos que

$$V_1(\xi_0) = A_1 \{ \text{vech}(\Sigma_0^{1/2} \xi_0 \xi_0' \Sigma_0^{1/2}) - \text{vech}(\Sigma_0) \} = A_1 D_n^+ (\Sigma_0^{1/2} \otimes \Sigma_0^{1/2}) D_n \text{vech}(\xi_0 \xi_0' - I_N) \quad (9)$$

Donde D_n representa la matriz de duplicación definida por la propiedad $\text{vec}(Z) = D_n \text{vech}(Z)$ para cada matriz simétrica Z , y D_n^+ denota su inversa de Moore-Penrose, y V_1 es el producto de Kronecker. Para todo t mayor o igual a 2,

$$V_t(\xi_0) = (A_1 + B_1)^{t-1} A_1 D_n^+ (\Sigma_0^{1/2} \otimes \Sigma_0^{1/2}) D_n \text{vech}(\xi_0 \xi_0' - I_N) \quad (10)$$

Dado que el vector de innovaciones ξ_t entra en la ecuación de volatilidad solo en la forma $\xi_0 \xi_0'$, se deduce inmediatamente el siguiente resultado

$$V_t(\xi_0) = \left(E \left(\frac{d}{d\text{vech} \xi_0 \xi_0} \text{vech} \Sigma_t \right) \cdot F - 1 \right) \cdot \text{vech}(\xi_0 \xi_0' - I_n) \quad (11)$$

En otras palabras, la FIRV es igual al impacto del cambio infinitesimal del vector de errores normalizados $(\xi_0 \xi_0')$ en la volatilidad condicional, escalado por el propio vector de errores normalizados al cuadrado centrado $(\xi_0 \xi_0' - I_n)$. Este resultado ajusta bien a un modelo GARCH multivariado simétrico convencional, ya que la varianza condicional solo depende de las innovaciones pasadas elevadas al cuadrado. En cambio, en un modelo asimétrico (por ejemplo, TARCh), o un modelo no lineal (por ejemplo, NGARCH), la expresión del lado derecho es apenas una aproximación de primer orden a la verdadera FIRV. Esto implica que para poder calcular las FIRV, necesitamos eliminar los términos de asimetría del modelo.

Las FIRV tienen diferentes aplicaciones, pero la más importante de ellas es calcular la respuesta de la volatilidad condicional a diferentes shocks “históricos”, utilizando como vector inicial a los residuos del modelo en el momento del shock, y utilizando el estado de volatilidad condicional también histórico. Por esta razón, consideramos que el cálculo de las mismas mediante esta metodología constituye una buena herramienta analítica para evaluar con mayor profundidad los mecanismos de transmisión de la inestabilidad financiera entre los mercados de capitales, pudiendo además identificar en qué momento se produce el mayor incremento en los niveles de volatilidad, cual es el grado de persistencia de la misma, y con qué demora se produce el efecto contagio entre las distintas plazas financieras.

Sin embargo, para poder aplicar correctamente la metodología FIRV, el modelo original debe ser modificado en algunos aspectos. La primera cuestión, ya anteriormente mencionada, es que es necesario eliminar los términos de asimetría en la varianza, porque sino la versión analítica de la FIRV derivada por (Christian M Hafner and Helmut Herwartz, 2006) es inválida. Consideramos que esto no es demasiado grave teniendo en cuenta que solo 1 de los 4 términos de asimetría es significativo en los modelos previamente estimados.

La segunda cuestión, es que el cálculo de las FIRV se realiza a partir de una representación de la estructura de varianzas y covarianzas de tipo VEC, y los modelos previamente estimados en el presente trabajo tienen una estructura del tipo BEKK. Afortunadamente, esto no es un problema, ya que el modelo BEKK es un caso especial del modelo VEC, y toda estimación del primero tiene una representación equivalente del segundo y viceversa, tal como muestran (Robert F Engle and Kenneth F Kroner, 1995), por lo que se puede seguir utilizando la especificación BEKK.³

La tercera cuestión, quizá la más importante, concierne a la identificación de los shocks. Los elementos del vector de residuos del modelo multivariado, ε_t , tienen correlación temporal entre sí, y es necesario ortogonalizarlos de alguna manera para poder tener innovaciones independientes e idénticamente distribuidas. La solución típica es utilizar la descomposición de Cholesky sobre la matriz de varianzas y covarianzas, de tal manera que $\Sigma_t = P_t P_t'$, e inferir a partir de allí un vector aleatorio $\xi_t = P_t^{-1} \varepsilon_t$ con componentes independientes, media cero, y matriz de covarianzas identidad. El problema de esto es que el vector de residuos transformados depende del ordenamiento de ε_t . Imponer restricciones a priori basadas en teoría económica también es posible, pero dado que el objetivo del presente trabajo es determinar dichas relaciones de causalidad, tal tipo de restricciones es un contrasentido.

³ La conversión de un modelo a otro se realiza mediante el procedimiento @MVGARCH to VEC del programa RATS®

La solución que aportan (Christian M Hafner and Helmut Herwartz, 2006) para no tener que depender de criterios económicos para identificar los shock, es aplicar una descomposición de Jordan a Σ_t . Se establece $\Sigma_t^{1/2} = \Gamma_t \Lambda_t^{1/2} \Gamma_t'$, donde Λ_t es la matriz diagonal con los autovalores de Σ_t , mientras que Γ_t es la matriz con los autovectores correspondientes. El vector de shocks independientes queda definido como $\xi_t = \Sigma_t^{-1/2} \varepsilon_t$. Sin embargo, los autores muestran que si los errores del modelo son normales multivariados, el vector ξ_t no será único, ya que cualquier transformación ortogonal del mismo mantendrá la propiedad de independencia de los elementos, tal como muestran (Alan Stuart and J Keith Ord, 1994). Por lo tanto, los autores proponen utilizar errores con distribución del tipo T de Student, ya que en dicho caso se considera como requisito suficiente que los elementos del vector de residuos estandarizados sean leptocúrticos (con colas pesadas), para que las transformaciones ortogonales no mantengan la propiedad de independencia, haciendo el vector único e identificable⁴.

3. ANÁLISIS DE CONTAGIOS FINANCIEROS ENTRE MERCADOS DURANTE DISTINTOS MOMENTOS DE LA CRISIS SUB-PRIME A PARTIR DEL CÁLCULO DE LAS FUNCIONES DE IMPULSO-RESPUESTA⁵

Una vez calculada la representación VEC asociada al modelo BEKK estimado para errores tipo T-Student, en base a la misma se procedió a calcular las funciones de impulso-respuesta para analizar los mecanismos de transmisión de la inestabilidad financiera entre los mercados de capitales, ante situaciones de stress ocurridas en diferentes momentos del tiempo. Para ello se seleccionaron cuatro eventos ocurridos en diferentes instancias temporales, durante la vigencia de la crisis de hipotecas sub-prime en Estados Unidos. A continuación, se exponen en detalle cada uno de ellos y se analiza el impacto de dichos anuncios en los rendimientos del SP_500 y su efecto contagio sobre los cuatro mercados latinoamericanos a través del cálculo de las FIRV de las varianzas y covarianzas condicionales asociadas a los rendimientos de las plazas seleccionadas. En otras palabras, las FIRV⁶ reflejan la contribución marginal del shock asociado con una mala noticia a una fecha determinada (expresada como porcentaje de la volatilidad observada en el periodo inmediato anterior a la ocurrencia de dicho shock), sobre los niveles de volatilidad registrados en el escenario base, para un mercado en particular, o para una covarianza entre un par de mercados dado.

3.1 Inicio de la crisis de hipoteca sub-prime: El primer shock seleccionado corresponde al 26 de julio de 2007. Por aquel entonces se registró una importante desaceleración de las ventas en el mercado de vivienda de EEUU al tiempo que las entidades financieras y los fondos de inversión especializados en hipotecas de alto riesgo comenzaron a presentar problemas de liquidez y solvencia. La noticia acontecida en la fecha seleccionada corresponde con la solicitud de protección de bancarrota efectuada por Bear Stearns, uno de los bancos de inversiones más grandes de Estados Unidos, quien comienza a sentir los impactos de la crisis de hipotecas

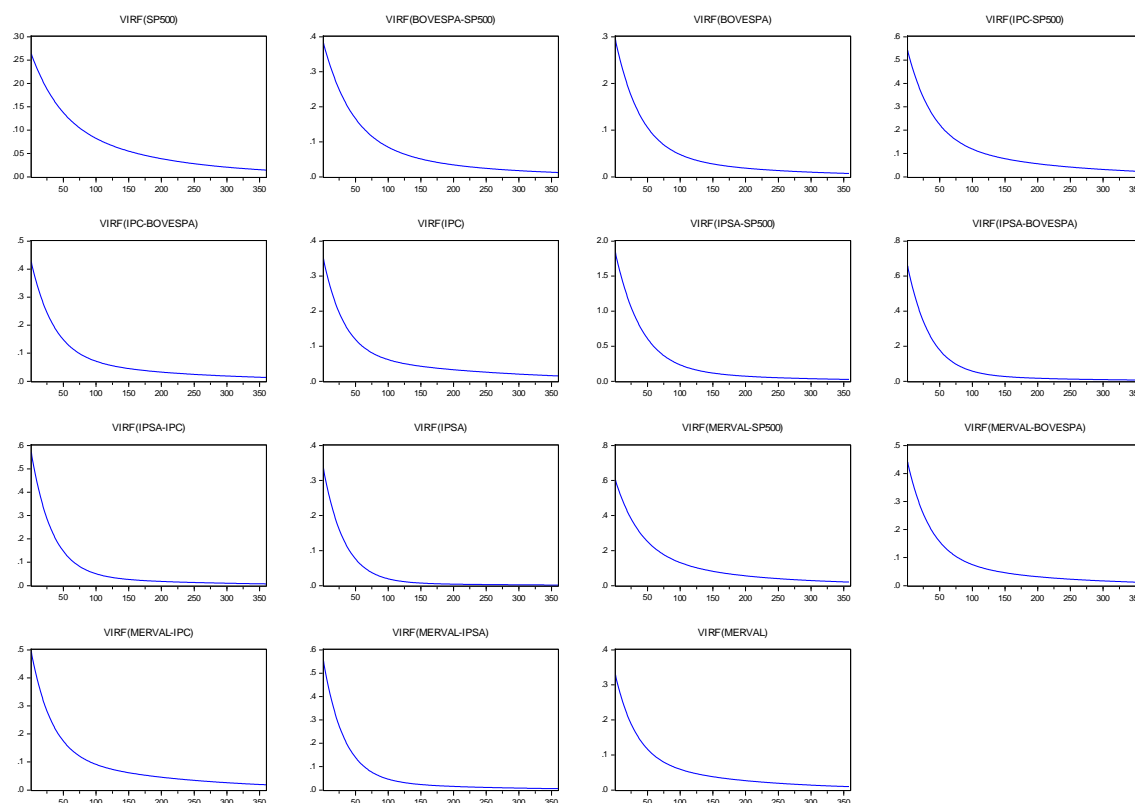
⁴ La identificación de los shocks usando la descomposición de Jordan se detalla en el Apéndice Metodológico.

⁵ Las FIRV fueron calculadas para un horizonte temporal de 360 días a partir del momento en el cual ocurrió el shock histórico. Este horizonte temporal puede ser modificado a interés del investigador.

⁶ $VIRF_{(ij)} =$ Respuesta de la varianza condicional del mercado "i" ante un shock ocurrido en una fecha determinada. $VIRF_{(ij)} =$ Respuesta de la covarianza condicional o efecto contagio en el mercado "i" y mercado "j" ante un shock ocurrido en una fecha determinada.

subprime impidiendo que sus clientes retiren sus depósitos de la entidad. Estos hechos provocaron un aumento considerable en los niveles de volatilidad e inestabilidad financiera en las principales plazas bursátiles de Estados Unidos, afectando particularmente los rendimientos del Índice Standard & Poor que refleja la evolución del precio de las acciones de las 500 empresas de mayor envergadura en la economía estadounidense. A continuación, se exponen las gráficas que revelan la contribución de dicho shock sobre los niveles de volatilidad de los rendimientos del SP 500 a la vez que se evalúa el efecto contagio de dicha noticia sobre las cotizaciones de los cuatro mercados latinoamericanos.

Gráfico N° 1: Respuestas de las varianzas y covarianzas condicionales ante la noticia relacionada con la caída en las ventas inmobiliarias



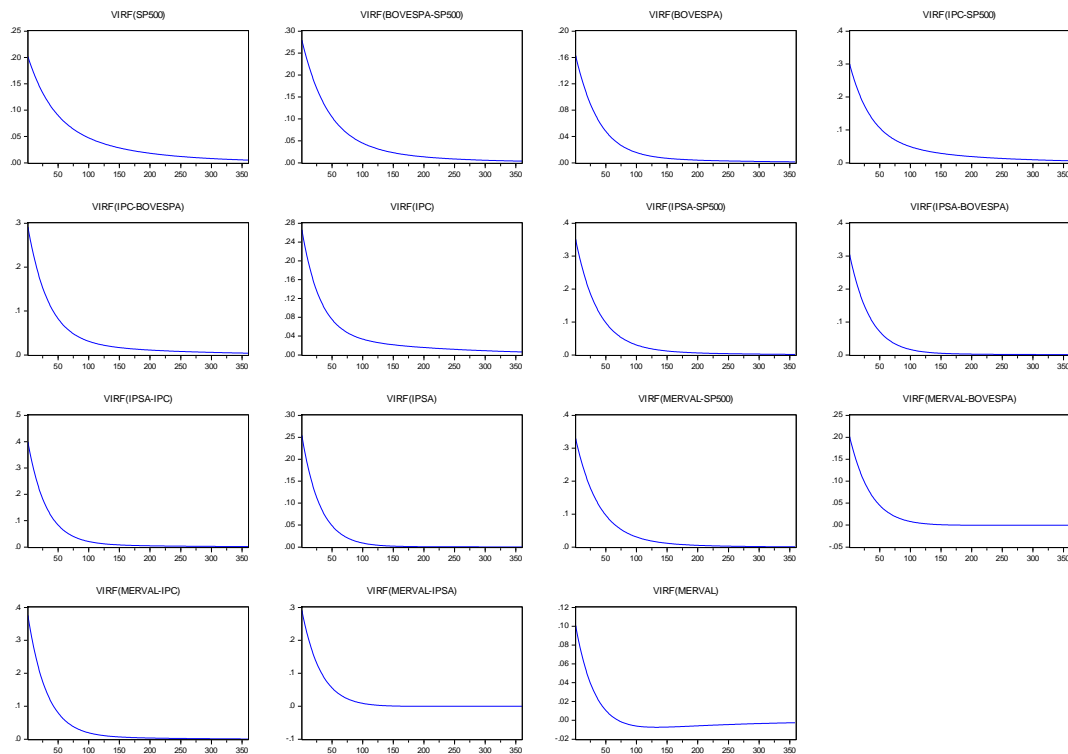
Fuente: Elaboración propia.

El análisis de las FIRV para el shock ocurrido en la fecha en cuestión, indica que las mayores contribuciones marginales se observan en los mercados ICP e IPSA en los cuales se registraron incrementos en sus varianzas condicionales del 35% (en ambos casos), respecto de los niveles de volatilidad previos a la ocurrencia del mismo. Asimismo, las FIRV de las diez covarianzas condicionales bilaterales simuladas, muestra un contagio positivo, inmediato y significativo en todos los casos. Sin embargo, en términos relativos, el contagio es mayor para IPSA-SP500, donde se registra un incremento en la covarianza condicional equivalente a 1.8 veces la volatilidad previa. También se registran importantes contagios entre los índices IPSA-BOVESPA y Merval-SP500 con incrementos en las covarianzas condicionales del 65% y 60% respectivamente.

3.2 Profundización de los efectos recesivos en la economía estadounidense: Se refiere a los eventos ocurridos el 29 de febrero de 2008, durante el cual las acciones de Wall Street sufrieron las peores pérdidas en casi un año, tras conocerse la caída en los niveles de actividad económica en el sector de los servicios de EEUU. Asimismo, los ministros de Finanzas y los presidentes de los Bancos Centrales del G-7 advertían el comienzo de una fase recesiva para la economía mundial.

Este shock seleccionado corresponde a una de las etapas más dinámicas de la crisis, el primer trimestre de 2008, donde una serie de eventos muy variados aumentaron la volatilidad de los mercados globales y regionales de acciones. Al comienzo del trimestre, en enero de 2008, dos grandes bancos de inversión (Morgan Stanley y Merrill Lynch), y uno de los principales bancos comerciales americanos (Citigroup) anuncian pérdidas importantes durante 2007, concentradas particularmente en el último trimestre de dicho año, en todos los casos relacionadas con la crisis en el sector inmobiliario, y en particular con las hipotecas de alto riesgo. Al mismo tiempo, salen a la luz estadísticas sobre el comportamiento del mercado laboral, con desempleo en alza y lenta creación de puestos de trabajo. Todo esto combinado, da inicio a una etapa de corrección en las principales bolsas globales. Durante febrero de 2008, la Reserva Federal Americana comienza un agresivo proceso de baja de tasas de interés de corto plazo, con el objetivo de detener el pánico bursátil. Los problemas comienzan a extenderse a otros sectores de la economía americana (servicios) y bancos extranjeros (fundamentalmente japoneses).

Gráfico N° 2: Respuesta de las varianzas y covarianzas condicionales ante la noticia de la profundización de la crisis sub-prime



Fuente: Elaboración propia

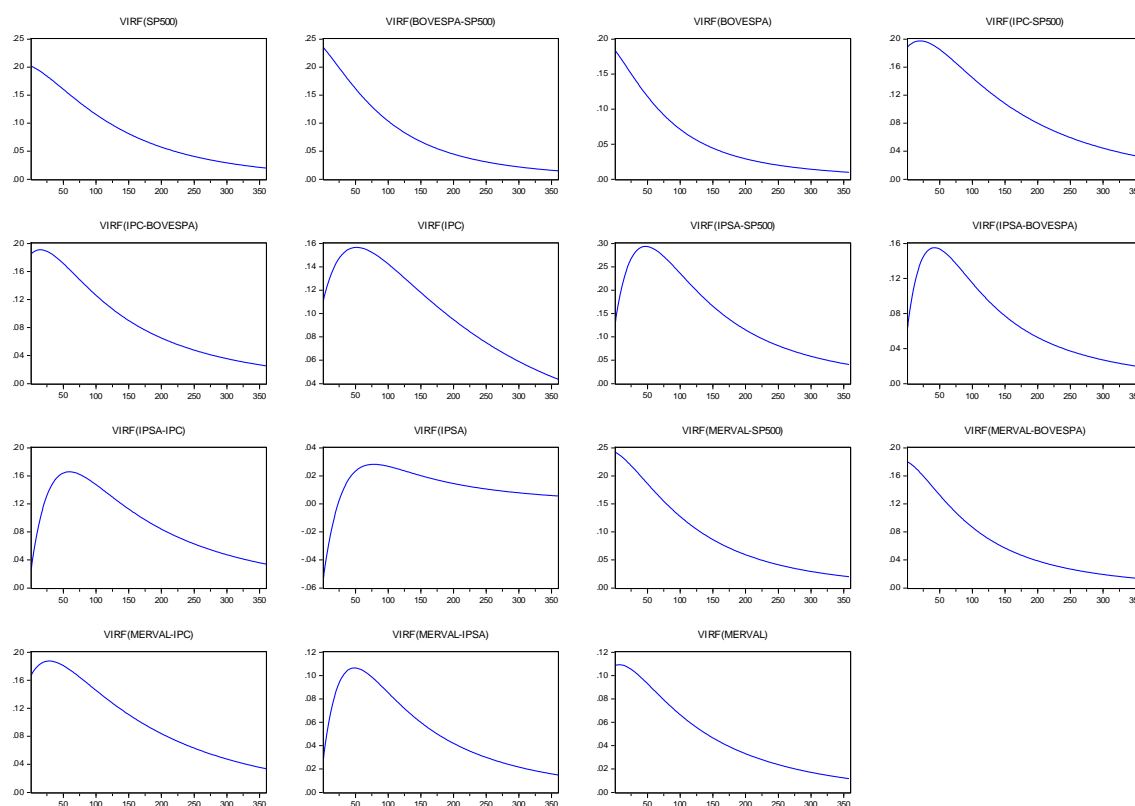
Previo al análisis de las FIRV para el shock en cuestión, es menester aclarar que durante dicho día se registra una caída al barrer en todos los mercados analizados, lideradas por un retroceso del 4% del índice IPC mexicano, por lo que tenemos un shock múltiple. En línea con este último argumento, el análisis de las FIRV para el shock ocurrido en la fecha en cuestión, indica que las mayores contribuciones marginales se observan en los mercados IPC e IPSA, en los cuales la ocurrencia de dicho shock adiciona un incremento en sus varianzas condicionales de casi el 28% y 25% respectivamente. El estudio de las 10 covarianzas condicionales bilaterales simuladas, muestra un contagio positivo, inmediato y significativo en todos los casos. Sin embargo, en

términos relativos, el contagio es mayor entre los índices SP500-IPSA, IPC-Merval e IPC-IPSA, con un incremento de la covarianza condicional mayor al 35% en todos los casos. Por otro lado, el contagio más débil se observa para el par Bovespa-Merval, con un incremento de la covarianza condicional del 20%.

3.3 Caída de Lehman Brothers y “lunes negro” en Wall Street: Este shock fue elegido para representar uno de los periodos más turbulentos de la crisis, concretamente el día cuando el banco de inversión estadounidense Lehman Brothers anuncia formalmente su bancarrota. Previamente a la quiebra de dicho banco, a inicios de septiembre el gobierno estadounidense asume el control de Fannie Mae y Freddie Mac, dos bancos hipotecarios altamente expuestos a la crisis inmobiliaria. Luego de la quiebra de Lehman Brothers, los sucesos se desencadenan en forma vertiginosa, ya que el gobierno americano responde a la crisis mediante el anuncio de un plan de rescate de 700 mil millones de dólares, los bancos de inversión Goldman Sachs y Morgan Stanley se reconvierten a banca comercial, y la mayor caja de ahorros norteamericana, Washington Mutual, quiebra y es adquirida por el banco de inversión JP Morgan Chase. El shock del lunes negro del 15 de septiembre de 2008 se caracteriza por una muy fuerte caída diaria del índice estadounidense SP500 (-4.7%), acompañado de retrocesos también muy cuantiosos en IPC (-3.8%), BOVESPA (-7.6%) y Merval (-5.2%). En cambio, el IPSA también cae, aunque relativamente poco (-0.7%). En consecuencia, se trata de un shock aparentemente muy significativo en 4 de los 5 mercados.

La respuesta de las FIRV a dicho shock arroja resultados muy interesantes. En primer lugar, las respuestas de las covarianzas condicionales indican presencia de contagio en todos los casos, aunque en promedio este es más débil que para otros shocks. El contagio más significativo en términos relativos, es el aumento inmediato del 24% de covarianza condicional para SP500-Bovespa y SP500-Merval. El aporte relativamente menor del shock del 15 de septiembre a las covarianzas condicionales entre los distintos mercados, en gran parte está explicado por el estado previo a la ocurrencia del shock, caracterizado por volatilidad y contagios entre mercados ya muy elevados, a consecuencia de varios meses con sucesión de noticias negativas constantes. En tal contexto, una nueva noticia, por importante que sea, no tiene el mismo impacto que cuando dicha noticia ocurre en un escenario de baja volatilidad previa.

Gráfico N° 3: respuesta de las varianzas y covarianzas condicionales ante la noticia de la quiebra de Lehman Brothers



Fuente: Elaboración propia.

Otro elemento muy interesante para el análisis es que en las cuatro covarianzas condicionales donde está incluido el índice IPSA, la respuesta inicial de la misma al shock es pequeña. Sin embargo, esta se eleva progresivamente hasta alcanzar un pico a los 40-50 días, y luego comenzar a descender nuevamente. Este comportamiento particular solo se observa en dichas covarianzas, y dado que el factor común denominador a las mismas es el IPSA, esto sugiere que existe un patrón diferente en la respuesta de dicho mercado bursátil ante ciertos shocks. Existe diversa literatura que indaga sobre las particulares características del mercado de capitales chileno (Allan Rodríguez Aguilar, 1998, Patricio Arrau and SA Socio de Gerens, 2001) particularmente en lo que respecta a cuestiones regulatorias introducidas a mediados de la década del 90, para “aislar” este mercado de factores de volatilidad internacional. Análisis económicos más recientes, motivados por la pobre performance del IPSA desde la década del 2000 en adelante, muestran que en los últimos años el mercado es básicamente operado por inversores institucionales internos – las AFP –, aunque cada vez diversifican más su inversión a otros mercados – con prácticamente nula participación de inversores externos, o inversores minoristas domésticos. Esta situación persiste a pesar de que se introdujeron sucesivas reformas al mercado accionario chileno durante las décadas del 2000 y 2010, para fomentar la participación de inversores extranjeros, tanto institucionales como minoristas, mediante incentivos impositivos, y eliminación de restricciones mínimas de permanencia (Pablo Calderón Torres, 2012).

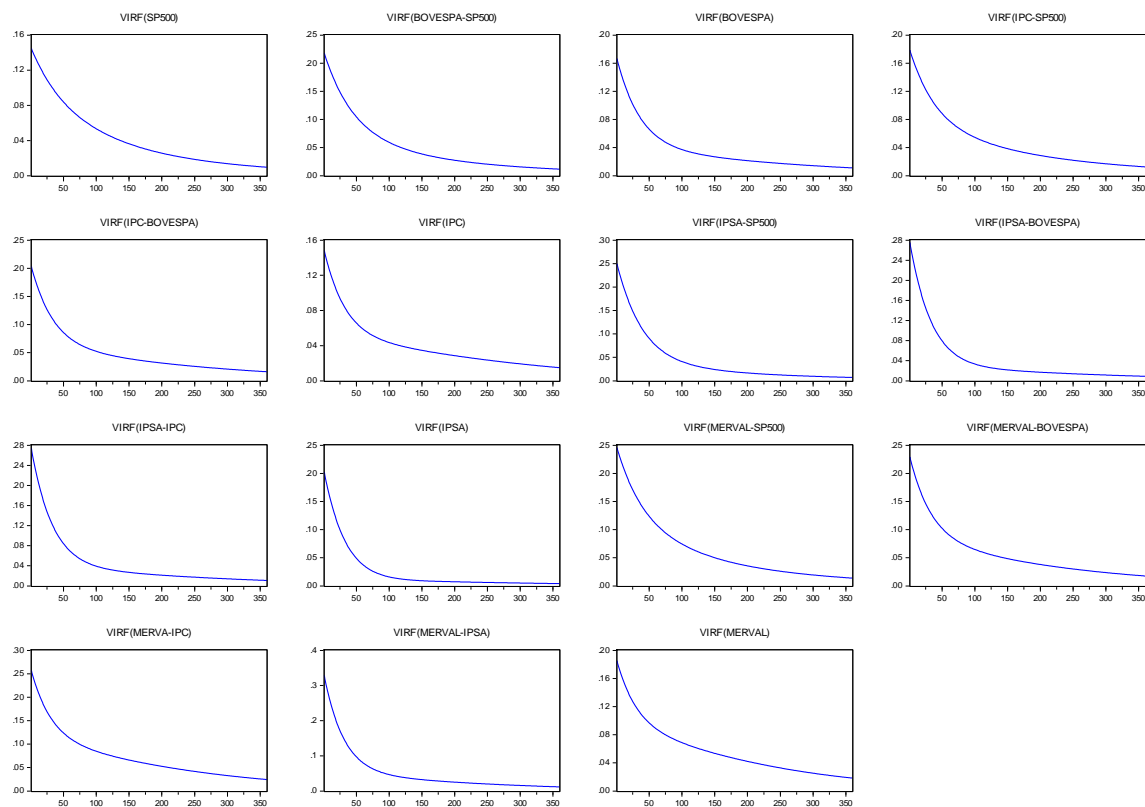
La evidencia encontrada en la presente investigación indicaría que, a pesar de sucesivas reformas, el mercado IPSA – desde el año 2005 en adelante – se ha mantenido relativamente “al margen” de la región, experimentando un contagio tardío en uno de los cuatro shocks analizados, patrón que no se observa en ningún otro caso. No es menester de la presente investigación indagar en

profundidad sobre las causas detrás de dicho aislamiento aparente, aunque consideramos que la evidencia empírica aportada será de utilidad para futuros análisis e investigaciones académicas de la banca central regional

3.4 Inicio de la recesión económica en Estados Unidos: Finalmente se analiza el impacto de la comunicación oficial por parte del Bureau Nacional de Investigaciones Económicas del inicio de la recesión económica en Estados Unidos a principios de 2009. La Reserva Federal anuncia la reducción en la tasa de interés de 75 puntos básicos siendo esta la más baja en la historia, al tiempo que el gobierno americano anuncia que otorgará U\$S 17.400 millones de los U\$S 700.000 millones del paquete financiero destinado a ayudar a tres empresas automotrices estadounidenses: General Motors, Ford y Chrysler. Las caídas en las exportaciones de Estados Unidos convalidan los efectos recesivos de la crisis incrementando la tasa de desempleo al 7,2%. La conjunción de todos estos acontecimientos provocó las caídas en las Bolsas de Valores de Estados Unidos y de los países europeos incrementando los niveles de inestabilidad financiera y volatilidad en los rendimientos de sus principales activos.

El análisis de las FIRV para el shock ocurrido en la fecha en cuestión, indica que las mayores contribuciones marginales se observan en los mercados IPSA y Merval, en los cuales se registraron incrementos en sus varianzas condicionales del 20% y 18%, respecto de los niveles de volatilidad previos a la ocurrencia del mismo. Asimismo, las FIRV de las diez covarianzas condicionales bilaterales simuladas, muestra un contagio positivo, inmediato y significativo en todos los casos. Sin embargo, en términos relativos, el contagio es mayor entre los índices IPSA-BOVESPA y IPSA-IPC, con incrementos en las covarianzas condicionales de casi el 30%. Este hecho estaría indicando que este shock en particular habría impactado con mayor severidad en los dos mercados latinoamericanos con menor profundidad financiera.

Gráfico N° 4: respuesta de las varianzas y covarianzas condicionales ante la noticia del inicio de la recesión económica en Estados Unidos



Fuente: Elaboración propia.

REFLEXIONES FINALES

En la presente investigación se analizaron los mecanismos de transmisión del fenómeno de la “inestabilidad financiera” por efecto contagio entre las principales bolsas latinoamericanas a raíz de distintos acontecimientos ocurridos durante la vigencia de la crisis de hipotecas sub-prime en Estados Unidos. Para ello se analizaron los niveles de riesgo en los rendimientos de los índices SP_500 (EEUU), IPC (México), BOVESPA (Brasil), IPSA (Chile) y Merval (Argentina) en diferentes momentos de la crisis sub-prime, a partir del cálculo de las funciones de varianzas condicionales de los mismos, evaluando a la vez el efecto contagio entre estas plazas financieras a partir de las funciones de covarianzas condicionales. Ambos tipo de funciones surgen de la estimación de un modelo GARCH (1,1) multivariado BEKK sin restricciones siguiendo la metodología propuesta por (Robert F Engle and Kenneth F Kroner, 1995).

Para el análisis de sensibilidad de la volatilidad registrada en un mercado en particular, respecto de los choques estructurales provocados por distintos anuncios económicos y por el efecto contagio como consecuencia de la integración financiera entre los cinco mercados, se calcularon las funciones de reacción respectivas siguiendo la metodología propuesta por (Christian M Hafner and Helmut Herwartz, 2006). Esta metodología introduce un nuevo concepto de funciones de

impulso – respuesta (FIRV) analíticas, que permiten describir las trayectorias temporales de los efectos de shocks independientes, sobre los niveles de volatilidad en cada mercado replicando shocks históricos ocurridos en el tiempo, evitando problemas típicos de ortogonalización y de ordenamiento de las variables. Para ello se estimó previamente la representación VECH asociada al modelo GARCH (1,1) MV-BEKK para luego a partir de la misma proceder al cálculo de las FIRV que permiten trazar las trayectorias temporales de las funciones de varianza y covarianza condicional para cada uno de los cinco mercados.

Del análisis de las FIRV respectivas para distintos hechos ocurridos durante la vigencia de la crisis sub-prime, se concluye que los choques estructurales causados por el anuncio de los distintos acontecimientos y los niveles de inestabilidad financiera preexistentes afectan las volatilidades de los rendimientos de cada mercado de manera asimétrica, siendo esta última explicada en función del tamaño del shock particular que se trate y en función de los niveles de volatilidad previos al mismo, explicados por la memoria del proceso. Para los distintos shocks evaluados, se observa una fuerte contribución de los mismos a la volatilidad de los cuatro mercados latinoamericanos. En términos del contagio financiero, para el shock del 29 de febrero de 2008, los mayores efectos se observan entre el IPC-IPSA e IPC-Merval, en tanto que para el shock asociado con la caída de Lehman Brothers (15 de septiembre de 2008), los mayores contagios se observan entre SP500-Bovespa y SP500-Merval. Esto aporta evidencia que el contagio de shocks en el mercado de mayor profundidad financiera (SP500) a los mercados sudamericanos, puede ser transmitido tanto de manera directa – como en el caso del 15 de septiembre de 2008 – o de manera indirecta, a través de un aumento de volatilidad del IPC, en el shock del 29 de febrero de 2008. Por otra parte, los resultados estarían indicando una menor integración financiera del mercado IPSA en relación a los otros cuatro mercados de la región. En algunos casos evaluados, se evidencia una menor contribución marginal de los shocks al nivel de volatilidad del mercado chileno, como así también se observa un contagio diferido en el tiempo con respecto a los otros mercados.

Por estas razones, se considera que el cálculo de las FIRV para shocks históricos es una buena manera para evaluar en mayor profundidad los mecanismos de transmisión de la inestabilidad financiera entre los mercados de capitales, de manera tal de poder evaluar en qué momento se produce el mayor incremento en los niveles de volatilidad, cual es el grado de persistencia de la misma, y con qué diferimiento se produce el efecto contagio entre las distintas plazas financieras.

BIBLIOGRAFÍA CONSULTADA

- Aguilar, Rodríguez A. 1998. "El Mercado De Capitales En Chile Y El Papel De Los Fondos De Pensiones," Julio, 1998. Disponible en:
<http://x.incae.edu/EN/clacds/publicaciones/pdf/cen110.pdf>
- Arrau, P. and SA Socio de Gerens. 2001. "El Mercado De Capitales Chileno: Un Necesario Big-Bang Para El Crecimiento." *Qué hacer ahora: propuestas para el desarrollo. Centro de Estudios Públicos, Santiago.*
- Becerra, Ó. Fernando Melo Velandia Reinaldo and Luis. 2009. "Transmisión De Tasas De Interés Bajo El Esquema De Metas De Inflación: Evidencia Para Colombia." *Cuadernos de economía*, 46(133), 103-34.
- Engle, R. F. and Kroner K. 1995. "Multivariate Simultaneous Generalized Arch." *Econometric theory*, 11(01), 122-50.

- Fama, E. F. 1970. "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work." *The Journal of Finance*, 25(2), 383-417.
- Hafner, C. M and Herwartz H. 2006. "Volatility Impulse Responses for Multivariate Garch Models: An Exchange Rate Illustration." *Journal of International Money and Finance*, 25(5), 719-40.
- Hosking, J. RM. 1980. "The Multivariate Portmanteau Statistic." *Journal of the american Statistical association*, 75(371), 602-08.
- Le Pen, Y. and Sévi B. 2010. "Volatility Transmission and Volatility Impulse Response Functions in European Electricity Forward Markets." *Energy Economics*, 32(4), 758-70.
- Panopoulou, E., & Pantelidis, T. (2009). Integration at a cost: evidence from volatility impulse response functions. *Applied Financial Economics*, 19(11), 917-933.
- Rahman, S. and Apostolos S. 2011. "The Asymmetric Effects of Oil Price Shocks." *Macroeconomic Dynamics*, 15(S3), 437-71.
- Stuart, A. and Keith J. Ord. 1994. "Kendall's Advanced Theory of Statistics. Vol. I. Distribution Theory." *Arnold, London*.
- Torres, P. C.** 2012. "Mercado De Capitales. Una Mirada En Retrospectiva." *Revista de Estudios Tributarios*, (6), pág. 35-92.

Apéndice Metodológico: Identificación de shocks para las FIRV

En esta sección anexa se discutirá el tema de identificación de noticias en múltiples series de tiempo. El problema general es que el vector de errores exhibe correlación temporal, y por lo tanto, el componente de errores no puede ser tratado como noticias que vienen de fuentes independientes. Sea ε_t un vector aleatorio de N dimensiones tal que $\varepsilon_t = P_t \xi_t$ (Anexo 3.a), donde $P_t P_t' = \Sigma_t$ y ξ_t denota un vector aleatorio independiente e idénticamente distribuido de dimensión N , con componentes independientes, media cero, y matriz de covarianza identidad. Asumiendo que Σ_t es medible con respecto al conjunto de información en el tiempo $t-1, F_{t-1}$, la ecuación (Anexo 2.a) implica que $E[\varepsilon_t | F_{t-1}] = 0$ y $Var[\varepsilon_t | F_{t-1}] = \Sigma_t$. Por ejemplo, ε_t puede ser el vector de errores de un modelo VAR, o de un modelo GARCH multivariado, y Σ_t es la varianza condicional de dicho error.

Dados estos 2 elementos, la identificación de las innovaciones subyacentes ξ_t se volvió un tema crucial en el análisis de vectores autoregresivos. Una solución prominente para identificar ξ_t es asumir que P_t es una matriz triangular inferior, o sea utilizar una descomposición de Cholesky de Σ_t . En este caso, los elementos de $\xi_t = P_t^{-1} \varepsilon_t$ dependen recursivamente de los elementos del vector observado ε_t . Con este tipo de ortogonalización, ξ_t dependerá del orden de las variables de ε_t , que muchas veces es difícil justificar económicamente. Las noticias independientes también pueden ser identificadas con una descomposición de Jordan de Σ_t . Sea λ_i , con $i=1, \dots, N$, los autovalores de Σ_t con sus correspondientes autovectores γ_{ti} . La matriz simétrica $\Sigma_t^{1/2}$ se define como:

$$\Sigma_t^{1/2} = \Gamma_t \Lambda_t^{1/2} \Gamma_t'$$

Con $\Gamma_t = (\gamma_{t1}, \dots, \gamma_{tN})$ y $\Lambda_t = \text{diag}(\lambda_{t1}, \dots, \lambda_{tN})$. Obviamente $\Sigma_t^{1/2} \Sigma_t^{1/2} = \Sigma_t$. Dado que definir a $P_t = \Sigma_t^{1/2}$ evita imponer restricciones de ceros para identificar el vector $\xi_t = \Sigma_t^{-1/2} \varepsilon_t$, el último enfoque es puramente teórico. Sin embargo, bajo normalidad condicional de ε_t , el vector ξ_t no es único. Para ver esto, consideremos las cuasi innovaciones ξ_t^* , obtenidas después de una transformación ortogonal;

$$\xi_t^* = R \xi_t, \quad R R' = I_N \quad (\text{Anexo 3.b})$$

Debido a la ortogonalidad de R , ξ_t^* es un vector aleatorio con media cero y covarianza igual a la matriz identidad. De hecho, si ξ_t es un vector de variables aleatorias gaussianas, las propiedades distribucionales de ξ_t^* y ξ_t no pueden ser distinguidas. En cambio, si ξ_t no tiene una distribución normal, entonces los componentes de ξ_t^* son dependientes y no cumplen con la definición de noticias. Esta es de hecho una caracterización de la distribución normal multivariada, y un importante argumento para nuestro enfoque: Si ξ_t es un vector de variables estandarizadas independientes con cumulantes finitos, y la transformación no trivial da un vector de variables estandarizadas independientes, entonces cada componente de ξ_t^* es normal (y por lo tanto cada componente de ξ_t también lo es). En consiguiente, las noticias se pueden considerar identificadas si el vector de innovaciones no se distribuye normalmente.

Para ver un ejemplo del caso bivariado, consideremos las cuasi innovaciones ξ_{1t}^* y ξ_{2t}^* , generadas por la matriz ortogonal R dada por

$$R = \begin{pmatrix} r & \sqrt{1-r^2} \\ \sqrt{1-r^2} & -r \end{pmatrix}$$

Tal como se requiere, la matriz de covarianzas de ξ_t^* es $RR' = I_2$. Sin embargo, esto no implica que los componentes de ξ_t^* son independientes. Una condición que se tiene que cumplir bajo independencia es que la cokurtosis dada por $E[\xi_1^2 \xi_2^2]$ es igual a $E[\xi_1^2]E[\xi_2^2]=1$. Podemos chequear esta condición escribiendo la cokurtosis de las cuasi-innovaciones para obtener,

$$E[\xi_1^{*2} \xi_2^{*2}] = r^2(1-r^2)E[\xi_{1t}^4] + (1-r^2)r^2E[\xi_{2t}^4] + (r^4 + (1-r^2)^2 - 4r^2(1-r^2))E[\xi_{1t}^2 \xi_{2t}^2] + 2r(1-2r^2)\sqrt{1-r^2}(E[\xi_{1t}^3 \xi_{2t}] - E[\xi_{1t} \xi_{2t}^3])$$

(Anexo 3.c)

Esta expresión debe ser igual a 1 si las cuasi innovaciones son independientes. Por la propiedad de ξ_t , $E[\xi_{1t}^2 \xi_{2t}^2]=1$ y $E[\xi_{1t}^3 \xi_{2t}] = E[\xi_{1t} \xi_{2t}^3]=0$. Denotando la kurtosis de ξ_{1t} y ξ_{2t} con k_1 y k_2 respectivamente, obtenemos de la ecuación 3 la siguiente expresión:

$$1 = r^2(1-r^2)k_1 + (1-r^2)r^2k_2 + r^4 + (1-r^2)^2 - 4r^2(1-r^2)$$

Que luego de reacomodar los términos, se puede escribir como

$$r^2(1-r^2)(k_1+k_2-6)=0 \quad \text{(Anexo 3.d)}$$

Hay 3 maneras de que la ecuación 4 se cumpla. Las primeras 2 son triviales: $r=1$ implica que $R=I_2$, o sea que las cuasi innovaciones son idénticas a las innovaciones, y $r=0$ implica que las cuasi innovaciones se obtienen intercambiando las innovaciones originales. El tercer caso es no trivial: $k_1+k_2=6$. Si tenemos entonces que ξ_t tiene una distribución del tipo t multivariada, entonces todas las distribuciones marginales son leptocúrticas, lo que implica que la condición 4 se viola, y por lo tanto las innovaciones no son más independientes luego de una transformación ortogonal, lo que permite que estas sean correctamente identificadas.