

EL EFECTO CONTAGIO DE LA CRISIS FINANCIERA EN EL MERCADO BURSÁTIL PERUANO

THE EFFECT CONTAGION OF THE FINANCIAL CRISIS IN THE PERUVIAN STOCK MARKET

Jenny Luz Espinoza Poves¹
Victor Manuel Chung Alva²



Fecha de recepción : 19 enero 2019
Fecha de aceptación : 15 marzo 2019
DOI : <https://doi.org/10.26495/rtzh1911.130107>

Resumen

El estudio tiene como objetivo probar el efecto contagio de la crisis hipotecaria de alto riesgo de los Estados Unidos en el mercado bursátil peruano empleando un enfoque de correlación condicional dinámica. Enmarcamos el estudio en el período de enero de 2002 a diciembre de 2017, dividido en tres categorías, a saber, período anterior a la crisis (2002 – 2007), período de crisis (2008 – 2011) y período posterior a la crisis (2012 – 2017), para examinar el cambio repentino en la correlación condicional promedio de un período a otro e identificar el efecto de contagio. Después de contralar la volatilidad relacionada a la crisis, nuestros hallazgos hacen dos interesantes contribuciones al campo. Primero, las correlaciones del mercado peruano y el mercado de los EE. UU. varían con el tiempo, y éste último tiene un efecto de adelanto. Segundo, destacamos un aumento significativo ($p < 0.01$) en las correlaciones dinámicas corregidas entre los dos mercados en el periodo de crisis de alto riesgo (0.3238) en comparación con el obtenido en el periodo de precrisis (0.1384), lo que demuestra la existencia de un efecto contagio entre los mercados de Estados Unidos y Perú.

Palabras clave: Bolsa de Valores, crisis subprime, contagio, Modelo GARCH-DCC,

Abstract

The purpose of the study is to test the contagious effect of the subprime mortgage crisis in the United States on the Peruvian stock market using a dynamic conditional correlation approach. We framed the study in the period from January 2002 to December 2017, divided into three categories, a saber, pre-crisis period (2002 - 2007), crisis period (2008 - 2011) and post-crisis period (2012 - 2017), to examine the repentant change in the average conditional correlation from one period to another and identify the effect of contagion. After contrasting the volatility related to the crisis, our findings make them interesting in the field. First, the correlations of the Peruvian market and the US market. UU It has an advance effect. Second, it highlighted a significant increase ($p < 0.01$) in corrected dynamic correlations between the two markets in the high-risk crisis period (0.3238) in relation to the result in the pre-crisis period (0.1384), which demonstrates the existence of a contagion effect between the markets of the United States and Peru.

Keywords: Stock Market, subprime crisis, contagion, GARCH-DCC Model

¹ Adscrito a la Dirección de Investigación, Doctor en Gestión Educativa, Universidad Señor de Sipán, Lambayeque, Perú, espinozajl@crece.uss.edu.pe, <https://orcid.org/0000-0002-3761-0721>.

² Adscrito a la Facultad Ciencias Contables Económicas y Financieras - USMP, Doctor en Gestión Educativa, Universidad San Martín de Porres, Lima, Perú, vchunga@usmp.pe, <https://orcid.org/0000-0002-8358-3939>.

I. Introducción

La ocurrencia de algún cambio estructural en el grado de conocimiento entre los mercados de acciones de América del Norte y América Latina y el tiempo del período de transición son de gran importancia para los inversores y los legisladores. Para los inversores, el diseño de una cartera bien diversificada requiere una comprensión clara de cómo se correlacionan las rentabilidades de las acciones internacionales y cómo estas correlaciones cambian con el tiempo. Los responsables de la formulación de políticas están preocupados por las correlaciones entre el rendimiento de las acciones y la evolución de estas correlaciones a lo largo del tiempo debido a su papel en la estabilidad del sistema financiero en la región (Lahrech y Sylwester, 2011).

La actividad bursátil es una de las principales actividades en el mundo corporativo dentro de la cadena de actividades que se vio afectada por la crisis financiera. El interés de los economistas en el "contagio" aumentó durante la segunda mitad de la década de 1990, cuando las crisis financieras se extendieron por los países emergentes, afectando naciones con fundamentos aparentemente saludables y cuyas políticas fueron elogiadas por los analistas de mercado y las instituciones multilaterales (Masson, 1998).

El estudio del comovimiento del mercado de acciones internacional se ha convertido rápidamente en uno de los temas de investigación más importantes en economía financiera (Naoui, Khemiri y Liouane, 2010; Guesmi, Kaabia y Kazi, 2013; Mighri y Mansouri, 2013; Selmi et al., 2013; Dimitriou y Simos, 2014; La Juárez, Daza y González, 2015; Bejarano-Bejarano, Gomez-Gonzalez, Melo-Velandia y Torres-Gorrón, 2015; Bala y Takimoto, 2017; Chittedi, 2015; Shen, Li, Wang y Su, 2015). Hay muchas explicaciones teóricas del contagio financiero. Estas sugieren, por ejemplo, que, dado que una crisis en un país puede reducir la liquidez de los participantes del mercado, los inversores pueden verse obligados a vender activos en otro mercado para reequilibrar sus carteras con el fin de satisfacer las demandas de margen o cumplir los requisitos reglamentarios (Valdés, 2000). Por otro lado, se afirma que los inversores recuerdan imperfectamente eventos pasados, por lo que una crisis en un país podría desencadenar recuerdos de crisis pasadas, provocando que los inversores vuelvan a calcular sus prioridades sobre variables como el incumplimiento de la deuda y asignen mayores probabilidades a estados malos. Demostrando que el reequilibrio entre mercados y la asimetría de la información pueden ser la raíz del contagio financiero (Mullainathan, 2001).

La crisis de las hipotecas subprime de EE. UU. aumentó el interés de los investigadores por examinar el impacto de la crisis específica del país en otras partes del mundo. Después de la Gran Depresión, la crisis subprime ha sido etiquetada como la peor crisis financiera; Bekaert, Ehrmann, Fratzscher y Mehl, 2014) (Karolyi y Fisher, 2012; Kilic, Chelikani y Coe, 2014; Luchtenberg y Vu, 2015; Rajwani y Kumar, 2016; Jin y An, 2016). La crisis no solo ha afectado a los mercados financieros de los EE. UU. Sino que también afectó a otros mercados financieros en todo el mundo (Majid y Kassim, 2009; Rachdi, 2013; Singhal y Ghosh, 2016) . Whalen (2008) sostiene que la principal raíz del problema fue la asociación de política pública, generada en Washington, la cual comprende cientos de compañías, asociaciones y agencias gubernamentales, para mejorar la Disponibilidad de viviendas asequibles mediante el uso de técnicas creativas de financiación.

Luchtenberg y Vu (2015), concluyeron que a diferencia de las crisis anteriores, el contagio después de la crisis financiera mundial de 2008 no se limita a los mercados emergentes. Los Estados Unidos y otros mercados financieros maduros en la muestra de estudio transmiten y reciben contagio. Los mercados nacionales están menos influenciados por las regiones que por los mercados de otros países. Encontraron que tanto los fundamentos económicos como la estructura comercial, las tasas de interés, las tasas de inflación, la producción industrial y los efectos regionales, y la aversión al riesgo de los inversionistas contribuyen al contagio internacional.

Dungey (2008) al examinar el contagio entre EE.UU., Reino Unido, Europa, Mercados de dinero japoneses y australianos y mercados bursátiles durante el período de crisis crediticia, encontró que la volatilidad en los shocks globales se transmite a todos los mercados de la misma manera que durante el período sin crisis, donde el mercado de acciones de EE. UU. parece tener un rol en la absorción de las conmociones del mercado monetario de EE. UU. y actúa como distribuidor de estos shocks en otros mercados. Nekaa y Samout (2016) encontraron un aumento significativo del coeficiente de correlación entre los mercados bursátiles: Estados Unidos, Francia, Alemania y Gran Bretaña durante el período de la crisis, lo cual interpretaron como una prueba de contagio.

Por otro en América Latina, a pesar de que se predicaba se encontraba preparada para enfrentar una gran crisis, esta causó efectos directos sobre los países latinoamericanos (Quitral, 2012). El Hedi Arouri, Bellalah y Nguyen (2010) analiza las variaciones de tiempo en los mercados de valores de Latinoamérica. Empleando correlaciones que varían en el tiempo de un modelo multivariado DCC-GARCH, estiman las correlaciones condicionales. Sus resultados indican que los avances están sujetos a varios cambios de régimen, esencialmente debido a importantes eventos económicos. Afirman que los mercados de valores se mueven mucho más en forma conjunta en tiempos de crisis. Aloui (2011) examina los efectos de la volatilidad en los mercados de valores emergentes de Latinoamérica, a saber, Argentina, Brasil, Chile y México para el período (enero de 1995 a septiembre de 2009). Utilizando un modelo ARCH de potencia asimétrica multivariable y fraccionalmente integrado con correlaciones condicionales dinámicas de Engle (2002) con una distribución de t-student, proporciona pruebas sólidas de memoria larga y asimetría en las dinámicas del mercado bursátil emergente que ofrece una visión de la transmisión de los choques de volatilidad. Celik (2012) encontró evidencia de contagio durante la crisis de las hipotecas de alto riesgo de los Estados Unidos para la mayoría de los países desarrollados y emergentes. Por lo tanto, se siente la necesidad de examinar el impacto de la crisis subprime estadounidense en el mercado latino, especialmente en el peruano.

Bejarano-Bejarano et al. (2015) utilizan un enfoque de GARCH multivariado de correlación condicional dinámica para probar el contagio entre los mercados financieros de América Latina y los choques originados en los Estados Unidos y Europa. Utilizando datos diarios sobre los rendimientos del mercado de valores para el período comprendido entre el 4 de julio de 2001 y el 30 de diciembre de 2013, encontraron algunas pruebas que sugieren dos episodios de contagio. El primero corresponde al momento de la crisis de las hipotecas de alto riesgo en los EE. UU., Mientras que el segundo corresponde al período de turbulencia de los bonos soberanos en Europa.

Güloğlu, Kaya y Aydemir (2016) investigan los efectos de la volatilidad en cinco de los principales mercados bursátiles de América Latina (LA) ante la presencia de rupturas estructurales en la variación. Emplearon un modelo de correlación condicional dinámica multivariable (GARCH-DCC) que permite interrupciones estructurales en la varianza. Las correlaciones dinámicas muestran que los efectos de la volatilidad de los mercados no son fuertes. La causalidad en las pruebas medias indica la causalidad de una vía desde BOVESPA a todos los mercados, mientras que la causalidad en la varianza indica la causalidad de una sola vía desde BOVESPA hasta IPSA. Estos hallazgos sugieren que, si bien los mercados en la muestra son interdependientes, no hay suficiente evidencia estadística para inferir los efectos de contagio entre los mercados.

En este documento, llamaremos contagio al aumento significativo en la correlación entre mercados durante un período de crisis (Dornbusch, Park y Claessens, 2000; Forbes y Rigobon, 2001; Pericoli y Sbracia, 2003; Hsiao, 2016). Por lo tanto, es de esperar que si dos mercados tienen una correlación moderada durante los períodos de estabilidad y un shock en un mercado conduce a un aumento significativo en el co-movimiento del mercado, esto generaría un contagio. Por otro lado, si dos mercados tradicionalmente están altamente correlacionados, incluso si continúan altamente correlacionados después de un shock en un mercado, esto puede no generar un contagio. Es decir, es solo contagio si la correlación entre mercados aumenta significativamente en el período de crisis. Si la correlación no aumenta significativamente, este movimiento conjunto entre mercados financieros se denomina interdependencia, que se refiere a fuertes vínculos reales entre dos economías (Forbes y Rigobon, 2001).

Se han utilizado muchos modelos empíricos de contagio que están en conformidad con la definición dada por Forbes y Rigobon (2001), donde se denomina un aumento de la correlación entre países durante el período de crisis como contagio. La literatura proporciona varias técnicas econométricas para modelar el contagio entre los mercados financieros y éstas incluyen cambios en los coeficientes de correlación entre los mercados (Calvo y Reinhart, 1996); otros enfoques que utilizan el análisis de correlación (Karolyi y Stulz, 1996); Modelos ARCH y GARCH (Choe, Choi, Nam y Vahid, 2012; Dimitriou y Simos, 2013; Jaworski y Pitera, 2014; Boubaker, Jouini y Lahiani, 2016) ; vector autorregresión (VAR) o vector error-correction model (VECM) (Apergis y Miller, 2009).

La literatura también muestra problemas al estudiar el contagio financiero. La presencia de heterocedasticidad es uno de ellos al medir las correlaciones, ya que durante el período de crisis aumentan los problemas de volatilidad. Además, los resultados de casi todas las pruebas se ven afectados por la elección del período de estudio y las fechas de interrupción (Pragidis, Aielli, Chionis y Schizas, 2015). A esto agregamos que

un aumento significativo en la correlación muestral entre los mercados es contagioso, por lo que para decir que existe un "contagio" entre mercados, tiene que haber un incremento dinámico en las correlaciones (Forbes y Rigobon, 2001). Una manera de superar los problemas mencionados anteriormente, el modelo DCC-GARCH es utilizado para examinar el contagio financiero.

Nos enfocamos en estudiar la propagación de los shocks originados en los mercados bursátiles de la economía de Estados Unidos a los mercados bursátiles del Perú, buscando identificar episodios de contagio.

Esta investigación contribuye a la literatura existente en que además de examinar los periodos pre-crisis y crisis, examinamos el periodo post-crisis. Otros estudios no toman en cuenta el periodo post-crisis. Por lo tanto, comparamos la correlación entre dos mercados financieros durante dos períodos relativamente estables (pre-crisis y post-crisis) y durante un período de crisis.

II. Material y métodos

Examinamos el efecto contagio entre el mercado de activos del Perú y de EE. UU., analizando el precio de cierre de S&P500 y IGBVL para los Estados Unidos y Perú, respectivamente. El período de muestra se extiende de 01/01/2002 al 31/12/2017.

Calculamos los retornos como $r_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right)$ donde P_t es el precio de cierre de los mercados en estudio en el tiempo t .

La crisis hipotecaria de alto riesgo en Estados Unidos actúa como una ruptura estructural. Hemos considerado enero de 2002 a diciembre de 2007 como el período anterior a la crisis, enero de 2008 a diciembre de 2011 como el período de crisis y enero de 2012 a diciembre de 2017 como el período posterior a la crisis.

Comenzamos el análisis evaluando la presencia de heterocedasticidad condicional entre los retornos de los activos. A partir de ello se estimó el modelo GARCH-DCC que explica el comportamiento dinámico de las correlaciones para luego evaluar el efecto contagio. Ante el posible sesgo que podría surgir de la heterocedasticidad propia de los mercados, proveniente de factores no considerados, verificamos la hipótesis del contagio "puro" utilizando la prueba diseñada por Forbes y Rigobon (2001), quienes sugirieron ajustar el coeficiente de correlación para corregirlo de un mayor sesgo originado por la heterocedasticidad.

Modelos GARCH Multivariados

Los modelos GARCH multivariados son definidos como:

$$r_t = \mu_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\varepsilon_t = H_t^{1/2} z_t \quad (2)$$

donde r_t es un vector $n \times 1$ de los retornos de n activos en el tiempo t ; ε_t es un vector $n \times 1$ de los retornos corregidos por la media de n activos en el tiempo t , es decir, $E[\varepsilon_t] = 0$. $Cov([\varepsilon_t]) = H_t$; μ_t es un vector $n \times 1$ de valores esperados de r_t condicional; H_t es una matriz $n \times n$ de varianzas condicionales de ε_t en el tiempo t ; z_t es un vector $n \times 1$ de errores iid tales que $E[z_t] = 0$ y $E[z_t z_t'] = I$.

μ_t en (1) se puede modelar como un vector constante o un modelo de serie temporal. Como en el caso univariado, ε_t no está correlacionado en el tiempo. Sin embargo, esto no significa que no haya dependencia en la serie, sino que la dependencia no es lineal.

GARCH-DCC

GARCH de Correlación Condicional Dinámica (DCC) fue introducido por Engle y Sheppard en 2001. La idea de esta clase de modelos es que la matriz de covarianza, H_t , se puede descomponer en desviaciones estándar condicional, D_t , y una matriz de correlación, R_t . En el modelo GARCH-DCC, tanto D_t como R_t están diseñados para ser variantes en el tiempo.

Supongamos que tenemos retornos, ε_t , de n activos con valor esperado 0 y la matriz de covarianza H_t . Entonces, el modelo GARCH-DCC se define como:

$$r_t = \mu_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\varepsilon_t = H_t^{1/2} z_t \quad (4)$$

$$H_t = D_t R_t D_t \quad (4)$$

donde D_t es una matriz diagonal nxn de desviaciones estándar condicional de ε_t en el tiempo t; R_t es una matriz nxn de correlación condicional de ε_t en el tiempo t.

Los elementos de la matriz diagonal D_t son desviaciones estándar de modelos GARCH univariados.

$$D_t = \begin{pmatrix} \sqrt{h_{1t}} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{2t}} & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \sqrt{h_{nt}} \end{pmatrix}$$

donde cada h_{it} se toma de acuerdo al modelo GARCH univariado de la forma

$$h_{it} = \alpha_{i0} + \sum_{q=1}^{Q_i} \alpha_{iq} \varepsilon_{i,t-q}^2 + \sum_{p=1}^{P_i} \beta_{ip} \sigma_{i,t-p}^2 \quad (6)$$

R_t es la matriz de correlación condicional de disturbios estandarizados e_t , es decir

$$e_t = D_t^{-1} \varepsilon_t \sim N(0, R_t) \quad (7)$$

Como R_t es una matriz de correlación, es simétrica

$$R_t = \begin{pmatrix} 1 & \rho_{12,t} & \cdots & \rho_{1n,t} \\ \rho_{12,t} & 1 & \cdots & \rho_{2n,t} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \rho_{1n,t} & \rho_{2n,t} & \cdots & 1 \end{pmatrix}$$

los elementos de $H_t = D_t R_t D_t$ son:

$$[H_t]_{ij} = \sqrt{h_{it} h_{jt}} \rho_{ij} \quad (8)$$

donde $\rho_{ii} = 1$.

Existen diferentes formas de R_t . Al especificar una forma de R_t , se deben considerar dos requisitos:

- Tiene que ser definida positiva porque es una matriz de covarianza. Para asegurar que H_t sea definida positiva, R_t tiene que ser definida positiva (D_t es definida positiva ya que todos los elementos diagonales son positivos).
- Todos los elementos en la matriz de correlación R_t tienen que ser por definición iguales o menores a uno.

Para garantizar ambos requisitos en el modelo GARCH-DCC, R_t se descompone en:

$$R_t = Q_t^{*-1} Q_t Q_t^{*-1} \quad (9)$$

$$Q_t = (1 - \lambda_1 - \lambda_2) \bar{Q} + \lambda_1 e_{t-1} e'_{t-1} + \lambda_2 Q_{t-1} \quad (10)$$

donde $\bar{Q} = Cov[e_t e'_t] = E[e_t e'_t]$ es la matriz de covarianzas no condicionales de los errores estandarizados e_t . \bar{Q} puede ser estimado como:

$$\bar{Q} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T e_t e_t'$$

Los parámetros λ_1 y λ_2 son escalares, Q_t^* es una matriz diagonal con la raíz cuadrada de los elementos diagonales de Q_t en la diagonal:

$$Q_t^* = \begin{pmatrix} \sqrt{q_{11t}} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sqrt{q_{22t}} & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \sqrt{q_{nnt}} \end{pmatrix}$$

Se imponen algunas condiciones sobre los parámetros λ_1 y λ_2 para garantizar que H_t sea definida positiva. Además de las condiciones para que el modelo GARCH univariado asegure las varianzas incondicionales positivas, los escalares λ_1 y λ_2 deben satisfacer:

$$\lambda_1 \geq 0, \lambda_2 \geq 0 \text{ y } \lambda_1 + \lambda_2 < 1$$

Además Q_0 , el valor inicial de Q_t , debe ser definido positivo para garantizar que H_t sea definida positiva.

Test de Contagio

Esta prueba consiste en verificar los aumentos de correlación a lo largo del tiempo utilizando la matriz de correlación condicional dinámica ya que, para identificar un contagio puro a partir de una interdependencia simple, es necesario verificar que el aumento de la correlación durante una crisis dada es estadísticamente significativo. Además, Forbes y Rigobon (2001) demostraron que un aumento de correlación puede estar sesgado por variaciones adicionales de volatilidad, lo que implica un problema de heterocedasticidad. En consecuencia, los autores recomiendan hacer un ajuste para corregir este sesgo.

El coeficiente de correlación ajustado propuesto por Forbes y Rigobon (2001) se puede definir de la siguiente manera:

$$\rho^* = \frac{\rho}{\sqrt{1 + \delta(1 - \rho^2)}} \quad (11)$$

donde

$$\delta = \frac{\sigma_{Alta}^2}{\sigma_{Baja}^2} - 1$$

que mide el cambio en la volatilidad del período alto frente a la volatilidad del período bajo. Para calcular los coeficientes de correlación ajustados, el período de crisis se usa como el período de alta volatilidad y el período tranquilo como el período de baja volatilidad. La siguiente hipótesis es luego probada

$$H_0: \rho_{alta} - \rho_{baja} = 0 \text{ versus } H_1: \rho_{alta} - \rho_{baja} > 0$$

Collins y Biekpe (2003) demostraron que, bajo la hipótesis nula, el estadístico de prueba de la ecuación 12 sigue una distribución t de student con $(n_{alta} + n_{baja} - 4)$ grados de libertad.

$$t = (\rho_{alta} - \rho_{baja}) \sqrt{\frac{n_{alta} + n_{baja} - 4}{1 - (\rho_{alta} - \rho_{baja})^2}} \quad (12)$$

III. Resultados

3.1. Análisis estadístico previo

La figura 1 refleja claramente el decrecimiento de los precios de IGBVL y S&P500 en el periodo de crisis. Se aprecia una recuperación constante del S&P500 en el periodo de post crisis. Por el contrario, los valores de IGBVL, se recuperan, pero con mayores fluctuaciones y periodos de caída.

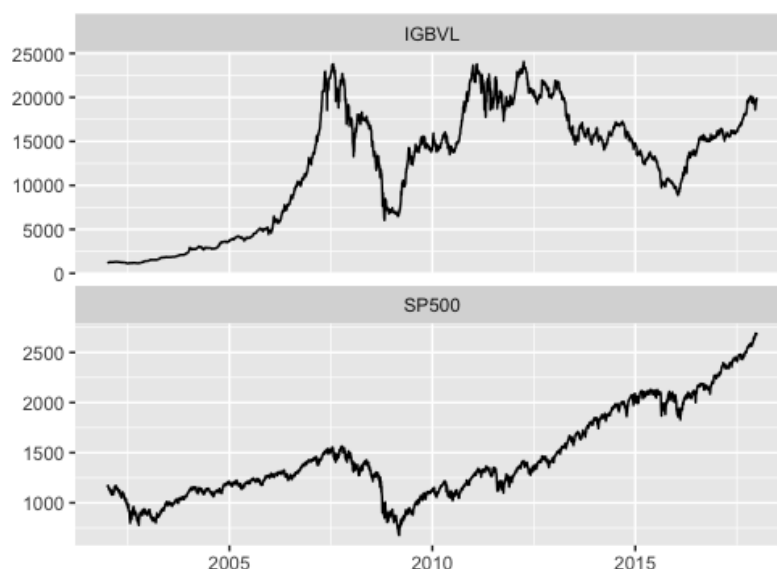


Figura 1. Evolución de los valores de IGBVL y S&P500

Las estadísticas de resumen para los retornos de S&P500 y del IGBVL se muestran en la Tabla 1. En el periodo pre-crisis, los dos retornos presentan asimetría opuesta. Mientras que el retorno del mercado peruano esta sesgada hacia la izquierda, la de EE. UU. está sesgada hacia la derecha. En el periodo de crisis los dos mercados presentan asimetría negativa; y, por último, en el periodo post-crisis, la asimetría es negativa y positiva para los mercados de EE. UU. y Perú, respectivamente. Además, los retornos del mercado peruano exhiben un exceso de curtosis ($k > 5$), indicando presencia de colas gruesas; y, por otro lado, los retornos del mercado de EE. UU. tienen un comportamiento más mesocúrtico, aumentando su apuntamiento en el periodo de crisis. El estadístico Jarque-Bera rechaza la normalidad al nivel del 1% para todos los periodos. Finalmente, todas las correlaciones incondicionales son estadísticamente significativas, con el valor más alto (0.5102) en el periodo de crisis.

Tabla 1

Estadísticas Descriptivas de los retornos diarios

Medida	Medida							
	Mínimo	Máximo	Media	Desv. Estándar	Asimetría	Curtosis	Jarque-Bera	Corr. Incod.
Pre-Crisis								
EE.UU. (S&P500)	-0.0443	0.0666	0.0002	0.0100	0.21	3.35	696.86	0.2137
Perú (IGBVL)	-0.0789	0.0821	0.0019	0.0100	-0.36	6.33	2473.6	
Crisis								
EE.UU. (S&P500)	-0.0947	0.1096	-0.0002	0.0200	-0.26	5.81	1388.7	0.5102
Perú (IGBVL)	-0.1329	0.1282	0.0001	0.0200	-0.38	6.53	1763.2	
Post-Crisis								
EE.UU. (S&P500)	-0.0402	0.0382	0.0005	0.0100	-0.32	2.59	436.08	0.3802
Perú (IGBVL)	-0.0539	0.0826	0.0174	0.0100	0.10	5.90	2127	

Fuente: Elaboración propia

3.2. Resultados empíricos

Comenzamos el modelado de volatilidad mediante el análisis de dos pruebas simples para verificar la presencia de heterocedasticidad condicional. Un estadístico de prueba obvio a usar en esta situación es la conocida estadística Ljung-Box, la cual es asintóticamente equivalente a la generalización multivalente de la prueba del multiplicador de Lagrange de Engle para la heterocedasticidad condicional.

Por otro lado, los rendimientos de activos tienden a tener colas pesadas. Algunos rendimientos extremos pueden tener efectos marcados en el rendimiento del estadístico de Ljung-Box. Para superar esta debilidad potencial, Dufour y Roy (1985, 1986) consideran los rangos de las series estandarizadas e_t .

Las dos pruebas confirman la presencia de heterocedasticidad condicional en las dos series de retornos en los tres periodos de estudio.

Tabla 2

Test de Heterocedasticidad

Test	Periodo		
	Pre-Crisis	Crisis	Post-Crisis
Test Ljung-Box	537.48	1240.56	192.80
Test Basada en Rangos	378.48	826.66	213.53

Fuente: Elaboración propia

La Tabla 3 presenta los coeficientes del modelo DCC de Engle (2002), para los diferentes periodos de estudio. Esta especificación garantiza que las matrices de correlación condicional sean definidas positivas cada punto de tiempo. Los parámetros ARCH y GARCH (α y β) son estadísticamente significativos y no negativos, lo que justifica la solidez de nuestros resultados y demuestra claramente que la volatilidad es capturada por el modelo de GARCH. El parámetro de error de GARCH, α , mide la reacción de la volatilidad condicional a las perturbaciones del mercado. Cuando α es relativamente grande (por ejemplo, por encima de 0.1), la volatilidad es muy sensible a los eventos del mercado (Alexander, 2008). En nuestro caso, α está por encima de 0.1 para Perú, en el periodo de crisis. El parámetro de retraso GARCH, β , mide la persistencia en la volatilidad condicional, independientemente de lo que suceda en el mercado. Cuando β es relativamente grande (por ejemplo, por encima de 0.9), la volatilidad tarda mucho tiempo en desaparecer luego de una crisis en el mercado (Alexander, 2008). En nuestro caso, β es equivalente o muy cercano a 0.9 en Perú y menor en EE.UU., indicando que en el mercado peruano el nivel de volatilidad alto demoró en desaparecer, lo que no sucedió en el mercado estadounidense.

La suma de los coeficientes estimados de ARCH y GARCH ($\alpha + \beta$) en la ecuación de varianza, para los tres periodos, es cercana a la unidad, lo que implica que la volatilidad muestra un alto grado de persistencia.

En cuanto a las estimaciones de DCC, obtuvimos λ_1 y λ_2 , y ambos estimadores son estadísticamente significativos en el periodo de crisis al nivel de 1% y satisfacen la condición $\lambda_1 + \lambda_2 < 1$, sugiriendo que la varianza condicional está revertiendo hacia su nivel de equilibrio.

Tabla 3

Modelos GARCH - DCC para los mercados de EE. UU. y Perú

Mercado	Parámetros	Periodo		
		Pre-Crisis	Crisis	Post-Crisis
EE.UU. (S&P500)	μ_1	0.0004*	0.0006*	0.0007*
		(0.0002)	(0.0003)	(0.0002)
	ω_1	1E-05**	3E-06**	5E-06**
		(2E-06)	(1E-06)	(1E-06)
	α_1	0.2506**	0.1064**	0.1784**
		(0.0369)	(0.0165)	(0.0295)
	β_1	0.6959**	0.8873**	0.7359**
		(0.0429)	(0.0154)	(0.0391)
	Persistencia	0.9465	0.9937	0.9143

Perú (IGBVL)	μ_1	0.0017** (0.0002)	0.0007 (0.0005)	0.0003 (0.0002)
	ω_1	1E-06** (1E-07)	1E-05** (4E-06)	2E-06** (1E-06)
	α_1	0.0543** (0.0102)	0.1978** (0.0362)	0.0652** (0.0145)
	β_1	0.9352** (0.0122)	0.7871** (0.0361)	0.9122** (0.0208)
	Persistencia	0.9895	0.9849	0.9774
Escalares	λ_1	0.9731** (0.0178)	0.9641** (0.0078)	0.9728** (0.0408)
	λ_2	0.0076 (0.0059)	0.0336** (0.0065)	0.0115 (0.0136)

Fuente: Elaboración propia

Calculamos la correlación condicional dinámica (DCC) entre los dos mercados, cuya evolución se traza en la Figura 2, la cual también muestra el comportamiento de los retornos de los mercados. Observamos que la volatilidad de los retornos aumenta en el periodo de crisis; por el contrario, presenta una baja volatilidad en los periodos de no crisis. En cuanto a las correlaciones condicionales entre Estados Unidos y Perú, encontramos que, en el periodo de pre-crisis, se mueven en torno al valor 0.2380 con baja volatilidad. Estas experimentan cambios repentinos significativos en los valores, en el periodo de crisis, moviéndose alrededor de 0.5146 y con un mayor nivel de dispersión. Si observamos cuidadosamente el eje y, veríamos que los valores de correlación tienden a caer al inicio del periodo para luego crecer significativamente hasta valores cercanos a 0.8. La correlación condicional vuelve a caer significativamente para moverse en torno a un valor medio (0.3612) en el periodo post-crisis, pero con una mayor volatilidad que en el periodo pre-crisis (Tabla 4). Esto debido tal vez a una mayor fluctuación en el precio de IGBVL después de la crisis y una tendencia creciente en el mercado norteamericano representado por el precio de S&P500, tal como se refleja en la figura 1.

En general, las DCC muestran fluctuaciones durante todo el periodo de la muestra, lo que sugiere que las suposiciones de correlaciones constantes no son apropiadas. De acuerdo con esto, encontramos las DCC varían significativamente a lo largo del tiempo, aumentando durante el periodo de crisis, y luego disminuyendo en el periodo de post-crisis.

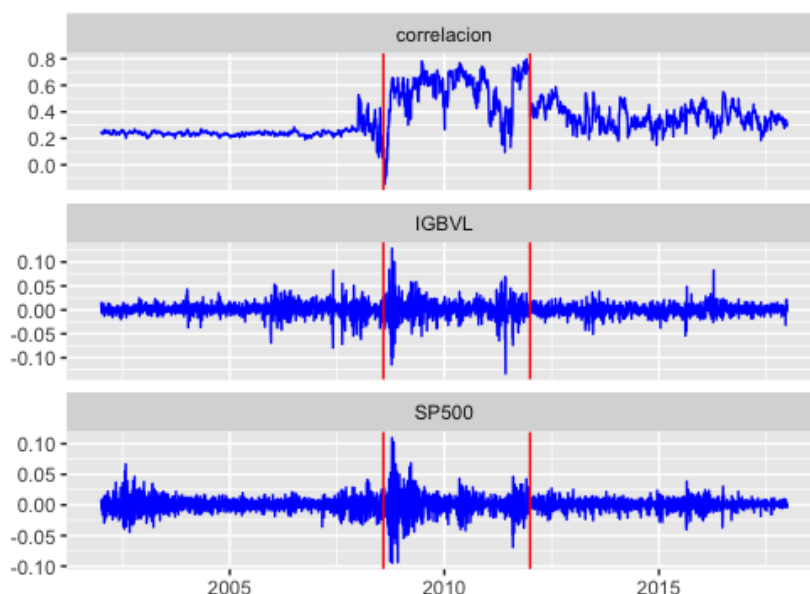


Figura 2. Correlaciones DCC estimadas y retornos de IGBVL y S&P500

Finalmente, los resultados del modelo DCC-GARCH (1.1) indican que durante el período 2008-2011, la crisis de alto riesgo tuvo un impacto visible significativo en la correlación condicional entre el mercado peruano y el mercado estadounidense. En consecuencia, podemos concluir que los choques que afectan al mercado de valores de los Estados Unidos tuvieron un efecto significativo en los precios de las acciones del mercado peruano. Este resultado es coherente con el análisis de Forbes y Rigobon (2002) que estipula que el aumento de las correlaciones durante un período de crisis se debe a un aumento en la volatilidad de los mercados bursátiles internacionales, que se vio afectado por la crisis.

Test de contagio

Verificamos la hipótesis del contagio "puro" utilizando la prueba diseñada por Forbes y Rigobon (2001), quienes sugirieron ajustar el coeficiente de correlación para corregirlo de un mayor sesgo de heterocedasticidad propia de los mercados. Según esta prueba, solo un cambio significativo en la correlación del mercado entre el período anterior a la crisis y el período de crisis debería llevar a una conclusión de contagio puro.

Los resultados son mostrados en la Tabla 4. La correlación corregida antes de la crisis fue 0.1384, incrementando a 0.3238 en el periodo de crisis. Este incremento tiene una t-student 9.28, el cual es significativo al nivel del 1%. Este resultado apoya la hipótesis de contagio puro después del shock del mercado estadounidense. Estas conclusiones son consistentes con los resultados de Forbes y Rigobon (2002) que favorecen el contagio a través de mecanismos contingentes a la crisis.

Comparamos, además, la correlación corregida en los periodos de crisis (0.3238) y el post-crisis (0.1627). Se obtuvo un valor t-student, significativo al 1%, igual a 8.0434. Este resultado indica una disminución significativa de la correlación ajustada en el periodo posterior a la crisis.

Tabla 4
Test de contagio

Indicador	Periodo		
	Pre-Crisis	Crisis	Post-Crisis
Correlación No ajustada	0.2380	0.5146	0.3612
Correlación ajustada	0.1384	0.3238	0.1627
Δ		0.1854**	-0.1611**

IV. Discusión

Utilizando el modelo GARCH-DCC(1,1) pudimos examinar el fenómeno de contagio. Además, consideramos que la volatilidad no se contagia, sino que sólo permite describir el comportamiento de los mercados. Es por esto que adoptamos una definición de contagio puro como el aumento significativo de los vínculos entre los mercados durante un período de crisis (Forbes y Rigobon, 2001), pudimos verificar a través de coeficientes de correlación ajustados la presencia de contagio puro entre el mercado estadounidense y el mercado peruano.

Los resultados nos permiten concluir que los shocks que afectaron al mercado de valores de EE. UU. tuvieron un efecto significativo en los precios de las acciones del mercado emergente peruano. Es decir, hay evidencia de contagio durante la crisis. Este resultado es coherente con el análisis de Forbes y Rigobon (2001) que estipula que el aumento de las correlaciones durante un período de crisis se debe a un aumento en la volatilidad de los mercados bursátiles internacionales, que se vio afectado por la crisis. Esto es también apoyado por El Hedi Aroui et al. (2010) y Aloui (2011) quienes encuentran evidencia de contagio financiero en mercados emergentes latinoamericanos. Además, la evidencia empírica presenta una integración financiera al mostrar una volatilidad persistentemente mayor durante el período de crisis, lo cual es también mencionado por Hwang, Dimkpah y Ogwu (2014), indicando que la mayoría de los mercados de valores de América del Sur se vieron gravemente afectados por la crisis financiera de Estados Unidos.

Nuestro resultados concuerdan con los encontrados por Bejarano-Bejarano et al. (2015) quienes analizaron el efecto contagio de la crisis de las hipotecas de alto riesgo en los EE. UU., y el período de turbulencia de los bonos soberanos en Europa. Encontraron evidencia de contagio provocado por el hecho de que las correlaciones dinámicas entre los mercados en América Latina y el S&P500 aumentaron significativamente. Las crisis recientes experimentadas por las economías desarrolladas se transmiten principalmente a través de canales financieros a economías de mercados emergentes, incluidas las consideradas en su estudio. Sin embargo, los efectos de estas dos crisis financieras en los países latinoamericanos fueron parcialmente diferentes. La crisis suprimió afectó más a Perú y México. Mientras tanto, la crisis europea afectó principalmente a Colombia y Perú.

Debido a un adecuado manejo de la economía, Perú resistió los embates de la crisis, pero no dejó de verse afectado por la reducción de la inversión privada y por el descenso de las exportaciones. Esto produjo una fuerte desaceleración en el crecimiento del PBI. Además, mercado bursátil mostró una negociación considerablemente menor a los niveles alcanzados en periodos anteriores (BCR, 2009).

V. Conclusiones

Aunque importante, definir el contagio sigue siendo controvertido. La mayoría de los estudios que prueban empíricamente el contagio están interesados en el progreso de los vínculos existentes antes y en los que surgieron después de la crisis. El estudio que realizamos para probar empíricamente el contagio se resume en dos pruebas: Un modelo DCC-GARCH (1.1) y pruebas de correlación ajustadas.

De hecho, la aplicación de un modelo DCC-GARCH (1.1) de los rendimientos de los mercados bursátiles nos permitió detectar un aumento significativo en las correlaciones dinámicas de los retornos del mercado bursátil peruano con el mercado estadounidense durante la crisis del 2008. Luego, utilizando este modelo, pudimos examinar el fenómeno de contagio. Por otra parte, al adoptar una definición de contagio puro como el aumento significativo de los vínculos entre los mercados durante un período de crisis, pudimos verificar a través de los coeficientes de correlación ajustados la presencia de contagio puro entre el mercado estadounidense y el mercado peruano.

Finalmente, nuestro estudio revela la importancia de la intervención de las autoridades monetarias y financieras para absorber los choques resultantes de las crisis financieras, así como la necesidad de la instalación de métodos de supervisión más satisfactorios para limitar los riesgos financieros de la inestabilidad de los mercados. Especialmente en países emergentes.

VI. Referencias

- Alexander, C. (2008). *Market Risk Analysis*. (Wiley, Ed.).
- Aloui, C. (2011). Latin American stock markets' volatility spillovers during the financial crises: A multivariate FIAPARCH-DCC framework. *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*, 4(2), 289–326. <https://doi.org/10.1080/17520843.2011.590597>
- Apergis, N. y Miller, S. M. (2009). Do structural oil-market shocks affect stock prices? *Energy Economics*, 31(4), 569–575. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2009.03.001>
- Bala, D. A. y Takimoto, T. (2017). Stock markets volatility spillovers during financial crises: A DCC-MGARCH with skewed-t density approach. *Borsa Istanbul Review*. <https://doi.org/10.1016/j.bir.2017.02.002>
- BCR. (2009). Informe Bursátil 2009. Recuperado de https://www.bvl.com.pe/pubdif/infmen/M2009_12.pdf
- Bejarano-Bejarano, L. V., Gomez-Gonzalez, J. E., Melo-Velandia, L. F. y Torres-Gorron, J. E. (2015). *Financial Contagion in Latin America 1*.
- Bekaert, G., Ehrmann, M., Fratzscher, M. y Mehl, A. (2014). The Global Crisis and Equity Market Contagion. *The Journal of Finance*, 69(6), 2597–2649. <https://doi.org/10.1111/jofi.12203>
- Boubaker, S., Jouini, J. y Lahiani, A. (2016). Financial contagion between the US and selected developed and emerging countries: The case of the subprime crisis. *Quarterly Review of Economics and Finance*. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2015.11.001>
- Calvo, S. y Reinhart, C. (1996). Capital flows to Latin America : Is there evidence of contagion effects? *Research working paper*, (1619). Recuperado de

- <http://documents.worldbank.org/curated/en/300461468753000150/Capital-flows-to-Latin-America-Is-there-evidence-of-contagion-effects>
- Celik, S. (2012). The more contagion effect on emerging markets: The evidence of DCC-GARCH model. *Economic Modelling*. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.06.011>
- Chittedi, K. R. (2015). Financial Crisis and Contagion Effects to Indian Stock Market: 'DCC-GARCH' Analysis. *Global Business Review*. <https://doi.org/10.1177/0972150914553507>
- Choe, K.-i., Choi, P., Nam, K. y Vahid, F. (2012). Testing financial contagion on heteroskedastic asset returns in time-varying conditional correlation. *Pacific-Basin Finance Journal*, 20(2), 271–291. <https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2011.09.003>
- Collins, D. y Biekpe, N. (2003). Contagion: A fear for African equity markets? *Journal of Economics and Business*. [https://doi.org/10.1016/S0148-6195\(03\)00020-1](https://doi.org/10.1016/S0148-6195(03)00020-1)
- Dimitriou, D. y Simos, T. (2013). Contagion channels of the USA subprime financial crisis. *Journal of Financial Economic Policy*. <https://doi.org/10.1108/17576381311317781>
- Dimitriou, D. I. y Simos, T. M. (2014). Contagion effects on stock and FX markets: A DCC analysis among USA and EMU. *Studies in Economics and Finance*. <https://doi.org/10.1108/SEF-07-2012-0075>
- Dornbusch, R., Park, Y. C. y Claessens, S. (2000). Contagion: understanding how it spreads (English). *The World Bank research observe*, 15(2), 177–197. Recuperado de <http://documents.worldbank.org/curated/en/769291468180276956/Contagion-understanding-how-it-spreads>
- Dufour, J.-M. y Roy, R. (1985). Some robust exact results on sample autocorrelations and tests of randomness. *Journal of Econometrics*, 29(3), 257–273. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(85\)90155-1](https://doi.org/10.1016/0304-4076(85)90155-1)
- Dufour, J.-M. y Roy, R. (1986). Generalized portmanteau statistics and tests of randomness. *Communications in Statistics - Theory and Methods*, 15(10), 2953–2972. <https://doi.org/10.1080/03610928608829288>
- Dungey, M. (2008). The Tsunami: Measures of Contagion in the 20072008 Credit Crunch. *CESifo Forum*, 09(4), 33–43. Recuperado de <http://hdl.handle.net/10419/166338>
- El Hedi Aroui, M., Bellalah, M. y Nguyen, D. K. (2010). The comovements in international stock markets: New evidence from Latin American emerging countries. *Applied Economics Letters*, 17(13), 1323–1328. <https://doi.org/10.1080/13504850902967449>
- Engle, R. (2002). Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models. *Journal of Business and Economic Statistics*. <https://doi.org/10.1198/073500102288618487>
- Forbes, K. y Rigobon, R. (2001). Measuring Contagion: Conceptual and Empirical Issues. En S. Claessens y K. Forbes (Eds.). *International financial contagion* (pp. 43–66). New York, London: Springer. https://doi.org/10.1007/978-1-4757-3314-3_3
- Guesmi, K., Kaabia, O. y Kazi, I. (2013). Does shift contagion exist between OECD stock markets during the financial crisis? *Journal of Applied Business Research*,
- Güloğlu, B., Kaya, P. y Aydemir, R. (2016). Volatility transmission among Latin American stock markets under structural breaks. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2016.06.093>
- Hsiao, Y. L. (2016). Test for Contagion with Applications to Equity Markets. En *Proceedings of the 2016 International Conference on Politics, Economics and Law (ICPEL 2016)*. Paris, France: Atlantis Press.
- Hwang, I., In, F. H. y Kim, T. S. (2010). Contagion Effects of the U.S. Subprime Crisis on International Stock Markets. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1536349>
- Hwang, J.-K., Dimkpah, Y. y Ogwu, A. I. (2014). Impacts Of The 2008 Financial Crisis On South American Equity Markets. *International Business & Economics Research Journal (IBER)*, 13(3), 573. <https://doi.org/10.19030/iber.v13i3.8594>
- Jaworski, P. y Pitera, M. (2014). On spatial contagion and multivariate GARCH models. *Applied Stochastic Models in Business and Industry*. <https://doi.org/10.1002/asmb.1977>

- Jin, X. y An, X. (2016). Global financial crisis and emerging stock market contagion: A volatility impulse response function approach. *Research in International Business and Finance*. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2015.09.019>
- Karolyi, G. A. y Fisher, M. M. (2012). A Multivariate GARCH Model of International Transmissions of Stock Returns and Volatility: The Case of the United States and Canada. <https://doi.org/10.1080/07350015.1995.10524575>
- Karolyi, G. A. y Stulz, R. M. (1996). Why Do Markets Move Together?: An Investigation of U.S.-Japan Stock Return Comovements. *The Journal of Finance*, 51(3), 951. <https://doi.org/10.2307/2329228>
- Kilic, O., Chelikani, S. y Coe, T. (2014). *Financial Crisis and Contagion: The Effects of the 2008 Financial Crisis on the Turkish Financial Sector* (núm. 2).
- La Juárez, G. d. L., Daza, A. S. y González, J. Z. (2015). La crisis financiera internacional de 2008 y algunos de sus efectos económicos sobre México. *Contaduría y Administración*. <https://doi.org/10.1016/j.cya.2015.09.011>
- Lahrech, A. y Sylwester, K. (2011). U.S. and Latin American stock market linkages. *Journal of International Money and Finance*, 30(7), 1341–1357. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2011.07.004>
- Luchtenberg, K. F. y Vu, Q. V. (2015). The 2008 financial crisis: Stock market contagion and its determinants. *Research in International Business and Finance*. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2014.09.007>
- Majid, M. S. A. y Kassim, S. (2009). Impact of the 2007 US financial crisis on the emerging equity markets. *International Journal of Emerging Markets*, 4(4), 341–357. <https://doi.org/10.1108/17468800910991241>
- Masson, P. R. (1998). Contagion: Monsoonal Effects, Spillovers, and Jumps Between Multiple Equilibria. *IMF Working Papers*, 98(142), 1. <https://doi.org/10.5089/9781451856224.001>
- Mighri, Z. y Mansouri, F. (2013). Dynamic Conditional Correlation Analysis of Stock Market Contagion: Evidence from the 2007-2010 Financial Crises. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 3(3), 637–661. Recuperado de www.econjournals.com
- Mullainathan, S. (2001). A Memory Based Model of Bounded Rationality. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.277357>
- Naoui, K., Khemiri, S. y Liouane, N. (2010). Crises and Financial Contagion: The Subprime Crisis. *Journal of Business Studies Quarterly*, 2(1), 15–28.
- Nekaa, N. y Samout, A. (2016). Crisis in the Subprime and Contagion of Financial Markets. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2744629>
- Pericoli, M. y Sbracia, M. (2003). A Primer on Financial Contagion. *Journal of Economic Surveys*, 17(4), 571–608. <https://doi.org/10.1111/1467-6419.00205>
- Pragidis, I. C., Aielli, G. P., Chionis, D. y Schizas, P. (2015). Contagion effects during financial crisis: Evidence from the Greek sovereign bonds market. *Journal of Financial Stability*. <https://doi.org/10.1016/j.jfs.2015.04.001>
- Quitral, M. (2012). La crisis subprime y los Objetivos del Milenio en América Latina. *Política y cultura*, 11–33. Recuperado de http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0188-77422012000100002&nrm=iso
- Rachdi, H. (2013). *The Impact of the International Financial Crisis on the Stock Market Return: The Case of Tunisian Stock Exchange* (núm. 2). Recuperado de <http://www.rassweb.com>
- Rajwani, S. y Kumar, D. (2016). Asymmetric Dynamic Conditional Correlation Approach to Financial Contagion: A Study of Asian Markets. *Global Business Review*, 17(6), 1339–1356. <https://doi.org/10.1177/0972150916660400>
- Selmi, N., Chihi-Bouaziz, M., Hachicha, N., Boujelbène, Y., Bazin, D., Testing, D. B., ... Boujelbene, Y. (2013). *Testing for Contagion of the Subprime Financial Crisis under Asymmetric Dynamics* (núm. 1). Recuperado de <https://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-01070751>
- Shen, P. L., Li, W., Wang, X. T. y Su, C. W. (2015). Contagion effect of the European financial crisis on China's stock markets: Interdependence and pure contagion. *Economic Modelling*. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2015.06.017>

Singhal, S. y Ghosh, S. (2016). Returns and volatility linkages between international crude oil price, metal and other stock indices in India: Evidence from VAR-DCC-GARCH models. *Resources Policy*. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2016.10.001>

Valdés, R. O. (2000). Emerging Markets Contagion: Evidence and Theory. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.69093>

Whalen, R. C. (2008). The Subprime Crisis: Cause, Effect and Consequences. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1113888>