



Revista mexicana de economía y finanzas

ISSN: 1665-5346

ISSN: 2448-6795

Instituto Mexicano de Ejecutivos de Finanzas, A. C.

Rodríguez Benavides, Domingo; Perrotini Hernández, Ignacio
Las correlaciones dinámicas de contagio financiero: Estados Unidos y América Latina
Revista mexicana de economía y finanzas, vol. 14, núm. 2, 2019, pp. 151-168
Instituto Mexicano de Ejecutivos de Finanzas, A. C.

DOI: <https://doi.org/10.21919/remef.v14i2.316>

Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=423759823003>

- ▶ [Cómo citar el artículo](#)
- ▶ [Número completo](#)
- ▶ [Más información del artículo](#)
- ▶ [Página de la revista en redalyc.org](#)



Sistema de Información Científica Redalyc

Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso
abierto

Las correlaciones dinámicas de contagio financiero: Estados Unidos y América Latina

Domingo Rodríguez Benavides¹

Universidad Autónoma Metropolitana Azcapotzalco, México

Ignacio Perrotini Hernández²

Universidad Nacional Autónoma de México, México

(Recepción: 19/julio/2018, aceptado: 29/noviembre/2018)

Resumen

El objetivo principal del trabajo es proveer evidencia de contagio financiero entre el mercado accionario más representativo de los Estados Unidos y los principales mercados accionarios de América Latina: Argentina, Brasil, Chile y México en el periodo de 2002 a 2009. Con este fin estimamos las correlaciones dinámicas condicionales a través del modelo DCC a partir de la modelación de los rendimientos diarios de estos mercados. Una vez estimado el DCC, exploramos la posibilidad de contagio financiero del mercado accionario de Estados Unidos a los de América Latina. Para explicar los cambios repentinos en las correlaciones dinámicas entre el mercado accionario de Estados Unidos y los de América Latina estimamos un modelo cambio de régimen Markoviano de acuerdo a lo sugerido por Boffelli y Urga (2016). El análisis estadístico de las correlaciones dinámicas revela que el contagio financiero tuvo lugar en estos países mucho antes de la quiebra de Lehman Brothers.

Clasificación JEL: F30, G15

Palabras clave: Contagio financiero, Crisis subprime, correlaciones dinámicas condicionales, Modelos Markov-Switching

The Dynamic Correlations of Financial Contagion: the United States and Latin América

Abstract

The main objective of this work is to provide evidence of financial contagion between the most representative stock market of the United States and the main stock markets of Latin America: Argentina, Brazil, Chile, and Mexico, for the period of 2002-2009. To this end, the conditional dynamic correlations through the DCC model, based on the modeling of the daily yields of these markets, is estimated. Once the DCC is estimated, the possibility of financial contagion from the U.S. stock market to Latin American stock markets is considered. In order to explain the sudden changes in the dynamic correlations between the U.S. and Latin American stock markets, a Markovian regime change model was estimated, as suggested by Boffelli and Urga (2016). Statistical analysis of dynamic correlations reveals that financial contagion took place in these countries long before the collapse of Lehman Brothers.

JEL Classification: F30, G15

Keywords: Financial contagion, Subprime crisis, Dynamic conditional correlations, Markov-Switching models

¹Profesor de la UAM Azcapotzalco. Correo electrónico: domr@economia.unam

²Profesor de la División de Estudios de Posgrado de la UNAM. Correo electrónico: iph@unam.mx

1. Introducción

Hasta principios de la década de los años ochenta, las crisis financieras eran consideradas eventos aislados que ocurrían en mercados individuales sin una naturaleza sistémica, razón por la cual la literatura económica y financiera sobre el mecanismo de transmisión de los choques recibió poca atención hasta la década de los años noventa, Boffelli y Urga (2016). Como consecuencia de diversas reformas implementadas en los años noventa en muchas economías emergentes, las cuales promovían una mayor apertura comercial y la eliminación de controles de capitales, se registró una creciente interdependencia económica y financiera. En esta misma década se presentaron diversas crisis financieras —las crisis de los tipos de cambio europeos en 1992, mexicana de 1994-95, asiática de 1997-98, rusa de 1998 y brasileña de 1999. Las consecuencias negativas asociadas con los periodos de inestabilidad no se limitaron a los países de origen, se transmitieron rápidamente a varios mercados internacionales en todo el mundo.

Es en este contexto que la literatura sobre el contagio financiero comienza a desarrollarse. No hay una definición exacta de contagio financiero. No obstante, una de las más aceptadas es la propuesta por Forbes y Rigobon (2002), quienes definen contagio como un incremento significativo en los vínculos entre los mercados después de un choque a un país o a un grupo de países, otra forma de concebirlo es como un aumento anómalo en la intensidad de las relaciones causales, Gómez y Sosvilla (2016).

El estudio de la transmisión de choques es importante porque tiene diversas implicaciones: i) incide en la administración de portafolios, particularmente en la diversificación del riesgo internacional; ii) adquiere mayor relevancia dada la creciente interdependencia de los mercados financieros internacionales y iii) es crucial para una mejor comprensión de la efectividad de las intervenciones de las instituciones financieras en el contexto de crisis, Boffelli y Urga (2016).

El contagio se ha abordado básicamente desde dos enfoques. El primero de ellos denominado “contagio basado en los factores fundamentales”, el cual tiene lugar si dicho incremento anormal puede explicarse por fundamentos macroeconómicos, vínculos financieros o choques regionales o globales. Mientras que el segundo, “contagio puro” se activa únicamente por un cambio en los sentimientos idiosincrásicos del mercado, Gómez y Sosvilla (2016).

En 2008-2009, Estados Unidos experimentó la peor crisis financiera desde la Gran Depresión. Esta crisis comenzó en Estados Unidos con el estallido del mercado hipotecario *subprime* y el desvelamiento del proceso de bursatilización en el verano de 2007 que se había construido para financiar esas hipotecas. Pronto quedó claro que esta crisis no solo habría tenido profundas consecuencias en los Estados Unidos, sino que también habría influido en cada región del globo.

En el período previo a la crisis financiera *subprime* estadounidense, los bancos de los países afectados invirtieron en bonos que ofrecían altos rendimientos pero estaban respaldados por hipotecas de baja calidad. Cuando la crisis comenzó en el país de origen, estos bancos perdieron automáticamente sus inversiones a través de la reducción de precios de los activos, Ueda (2012). Al enfrentar el riesgo de liquidez cubriéndose en un mercado interbancario mundial, la transferencia del riesgo de crédito puede desembocar en una crisis de mayores proporciones, Allen y Carletti (2006).

Tras la crisis de alto riesgo (2007), la crisis financiera mundial (2008-2009) y la gran depresión económica (2009), se observó que varias pérdidas de mercado y quiebras bancarias conllevan un considerable riesgo sistémico, un grave riesgo soberano y grandes crisis de deuda y confianza para varias economías desarrolladas y emergentes. Para limitar los efectos de tales crisis, salvar el sistema bancario y los mercados financieros, mejorar la gestión de riesgos y controlar el crédito y los mercados financieros, Basilea III y la Comisión Europea introdujeron nuevas reformas y medidas de regulación financiera, Hemche,

Jawadi, Maliki y Cheffou (2016).

Con el propósito de determinar si la crisis de las hipotecas *subprime* contagió a los principales mercados accionarios de América Latina: Argentina, Brasil, México y Chile a través del mercado accionario más representativo de los Estados Unidos, empleamos un modelo GARCH multivariado para los residuos de la dinámica de los rendimientos de los mercados accionarios de Argentina (MERVAL), México (IPyC), Brasil (IBOVESPA) y Chile (IPSA) y de Estados Unidos (SP500). Este modelo es apropiado para medir correlaciones condicionales variables en el tiempo siguiendo la propuesta de Chiang, Jeon y Li (2007). Esta metodología tiene la ventaja de que nos permitirá abordar el problema de heterocedasticidad planteado por Forbes y Rigobon (2002) sin dividir arbitrariamente la muestra en dos subperíodos. Además de esta introducción, el artículo contiene una revisión sucinta del estado del arte en lo que concierne al escrutinio empírico, la metodología econométrica utilizada, el análisis de los resultados empíricos y la conclusión a la que nos inducen nuestros hallazgos.

2. Revisión de la literatura empirica

Diversos estudios han empleado el modelo GARCH multivariado con correlaciones dinámicas condicionales (DCC) propuesto por Engle (2002). Por ejemplo, Chiang, Jeon y Li (2007) aplican el modelo de correlaciones dinámicas a los rendimientos diarios de nueve mercados accionarios de 1990 a 2003. Sus resultados muestran evidencia de contagio del mercado accionario de Estados Unidos a los mercados accionarios de Asia (Tailandia, Malasia, Indonesia, Filipinas, Corea del Sur, Taiwan, Hong Kong y Hong Kong). Todos los índices accionarios están medidos en moneda local. Con el análisis de los coeficientes de correlación identifican dos fases de la crisis asiática. La primera muestra un incremento en la correlación (contagio), mientras que la segunda muestra una continua alta correlación (conducta de rebaño). El análisis estadístico de los coeficientes de correlación también encuentra un cambio en la varianza durante el periodo de crisis, lo cual, a decir de los autores, pone en duda los beneficios de la diversificación internacional de portafolios. La evidencia encontrada por estos autores muestra que las agencias calificadoras juegan un papel importante en la configuración de la estructura de las correlaciones dinámicas en los mercados asiáticos.

De igual forma, Syllignakis y Kouretas (2011) analizan el contagio entre los mercados bursátiles de Estados Unidos, Alemania, Rusia y un grupo de países de Europa Central y Oriental. Uno de los principales resultados de su estudio es que encuentran un aumento estadísticamente significativo en las correlaciones condicionales entre los rendimientos accionarios de Estados Unidos y de Alemania y los rendimientos de los países de Europa Central y Oriental, en particular durante la crisis financiera de 2007-2009, lo que implica que estos mercados emergentes están expuestos a los choques externos con un cambio sustancial de régimen en sus correlaciones condicionales.

Kenourgios y Samitas (2011) aplican el modelo DCC-GARCH asimétrico generalizado (AG) (1,1) de Cappiello, Engle y Sheppard (2006) para confirmar el aumento de las correlaciones dinámicas entre cinco mercados de valores emergentes de los Balcanes, los Estados Unidos y tres países desarrollados europeos mercados durante la crisis financiera internacional; también consideran las asimetrías en la dinámica de las correlaciones. Ellos concluyen que la mayor interdependencia de los mercados accionarios se debe al comportamiento "de rebaño o de manada" durante el periodo de crisis. Kenourgios, Samitas y Paltalidis (2011) amplían este trabajo para investigar las correlaciones condicionales de cinco eventos de crisis financiera de 1995 a 2006 para los BRIC, Estados Unidos y el Reino Unido utilizando varios modelos DCC así como el original de Engle (2002) y el AG-DCC. Kenourgios y Padhi (2012), a su vez, estiman modelos AG-DCC para estudiar las correlaciones durante los periodos de crisis entre 1994 y 2008 en nueve mercados emergentes, Estados Unidos y dos índices globales. A través del análisis de cointegración

y de corrección de errores los autores encuentran evidencia de relaciones de corto y de largo plazos sólo entre las bolsas emergentes durante las crisis rusa y asiática, tanto para los mercados accionarios como para los de bonos durante la crisis *subprime* y no encuentran evidencia de impacto alguno de la turbulencia argentina en ninguno de los mercados examinados. El análisis posterior efectuado por los autores en un marco asimétrico multivariable proporciona evidencia sobre el impacto global del incumplimiento de Rusia, los efectos de contagio de la crisis *subprime*, el aspecto regional de la crisis asiática y de la turbulencia argentina. A partir de estos resultados concluyen que los mercados bursátiles parecen constituir un mecanismo de transmisión más fuerte durante las tres crisis más contagiosas.

Horvath y Poldauf (2012) investigan los co-movimientos de los mercados accionarios de Australia, Brasil, Canadá, China, Alemania, Hong Kong, Japón, Rusia, Sudáfrica, el Reino Unido y Estados Unidos, tanto a nivel agregado como a nivel sectorial en el periodo de 2000 a 2010, utilizando modelos GARCH multivariados. Sus resultados sugieren que la correlación entre los rendimientos accionarios durante la crisis financiera (2008-2010) se incrementó, sugiriendo que la crisis financiera internacional representó un *shock* común para todos los países. Además, encontraron que el mercado de valores de Estados Unidos es el más correlacionado con los mercados bursátiles de Brasil, Canadá y el Reino Unido. La correlación de los mercados de valores de Estados Unidos y China es en esencia igual a cero antes de la crisis, y se vuelve ligeramente positivo durante la crisis. Los índices sectoriales están menos correlacionados que los índices de mercado durante todo el período, pero, una vez más, las correlaciones aumentan durante la crisis.

Kazi, Guesmi y Kaabia (2011) investigan el efecto de contagio entre los mercados bursátiles de Estados Unidos y dieciséis países de la OCDE debido a la crisis financiera mundial (2007-2009). Para tal fin, estiman las correlaciones condicionales dinámicas a través de un modelo GARCH multivariado con los rendimientos diarios de los precios accionarios. Para identificar el contagio, prueban si la media de los coeficientes de las correlaciones dinámicas en el período de crisis difiere de la del período previo a la crisis, cuyo punto de quiebre de la crisis es identificado por la prueba de Bai-Perron (1998, 2003). Sus resultados muestran un aumento significativo en la media del coeficiente de correlación condicional dinámico entre los mercados bursátiles de Estados Unidos y la mayoría de los países de la OCDE analizados durante el período de crisis. De lo cual concluyen que hay evidencia de contagio entre los mercados bursátiles de Estados Unidos y la OCDE.

Horvath y Poldauf (2012), con datos de 50 mercados accionarios, con el modelo DCC aumentado examinan las correlaciones condicionales e incondicionales en torno a dos eventos bancarios importantes durante la crisis financiera de 2008-09, a saber, la adquisición de Bear Stearns por JP Morgan y el colapso de Lehman Brothers; concluyen que si bien la adquisición de Bear Stearns por parte de JP Morgan tuvo un impacto insignificante en las correlaciones bursátiles en todas las regiones, el efecto sobre la interdependencia del colapso de Lehman Brothers fue considerable, mientras que sus resultados de los análisis de correlación incondicional y condicional sugieren que el impacto de la crisis financiera en los mercados bursátiles es significativo para todas las regiones. Kotkatvuori-Örnberg, Nikkinen y Äijö (2013) también investigan el impacto de estos dos eventos mediante variables ficticias en la ecuación de la varianza incondicional de una GARCH (1,1) multivariado con datos de cincuenta índices bursátiles para el periodo de 2007 a 2009. Posteriormente, estiman el modelo DCC en seis especificaciones multivariadas para cada región y las correlaciones resultantes son utilizadas para estimar GARCH(1,1) multivariados con las mismas dummies para el intercepto en la media y en la varianza. Sus resultados muestran que el impacto de la crisis es significativo en los comovimientos y especialmente el efecto del colapso de Lehman Brothers es prominente en todas las regiones.

Kenourgios y Dimitriou (2015) investigan los efectos de contagio de la crisis financiera

mundial (2007-2009) analizando diez sectores en seis regiones emergentes y desarrolladas durante las diferentes fases de la crisis. De esta forma, prueban diferentes canales de contagio financiero en regiones y sectores de economía real con base en las correlaciones condicionales dinámicas del modelo multivariado Fraccionalmente Integrado Asimétrico (FIAPARCH). Sus resultados muestran la región desarrollada del Pacífico; en particular, algunos sectores de bienes de consumo, salud y tecnología en todas las regiones parecen verse menos afectados por la crisis, mientras que los sectores más vulnerables se observan en las regiones emergentes de Asia y Europa. Además, el análisis en el periodo de crisis indica que los efectos de contagio más graves ocurren después del fracaso de Lehman Brothers, lo cual, sostienen, limita la efectividad y los beneficios de la diversificación de los portafolios.

A través de un GARCH Multivariado con correlaciones dinámicas condicionales, Bejarano, Gomez, Melo y Torres (2015) investigan si los mercados accionarios de seis países de América Latina -Argentina, Brasil, Colombia, Chile, México y Perú- se contagiaron en tres periodos de crisis: (i) el de la burbuja de las .empresas punto com registrada entre el 4 de julio de 2001 y el 27 de septiembre de 2002; (ii) la crisis financiera internacional ubicada del 26 de septiembre de 2008 al 29 de septiembre de 2009 y (iii) la crisis de los bonos soberanos europeos que se presentó del 13 de julio de 2011 al 16 de enero de 2012. Con tal fin, Bejarano *et al.* (2015) estiman regresiones individuales para las correlaciones dinámicas de los mercados accionarios de cada país con respecto al de Estados Unidos y tres dummies diferentes correspondientes a cada uno de los periodos anteriormente mencionados. Sus resultados muestran evidencia de contagio financiero para Argentina, Chile, México y Perú en el caso de la crisis financiera internacional y para la totalidad de los mercados analizados en el caso de la crisis de los bonos soberanos europeos.

Romero, Bonilla, Benedetti y Serletis (2015) utilizan la prueba de Hinich (1996) de bicorrelación portmanteau para identificar eventos no lineales detectados en los mercados accionarios de América Latina. Esta prueba les permite identificar el inicio, el final, la intensidad y la persistencia de esos episodios no lineales. Los seis episodios identificados en el periodo comprendido entre enero de 1994 a noviembre de 2012 coinciden con las crisis financieras internacionales, lo que les permite especular que el contagio causado por las crisis financieras induce dependencias no lineales.

Mollah, Quoreshi y Zafirov (2016) muestran evidencia de contagio del mercado accionario de Estados Unidos a los mercados mundiales para las dos crisis mundiales registradas en el periodo 2003-2013. Los autores revelan que la transferencia de riesgo bancario entre Estados Unidos y otros países es el mecanismo de transmisión clave que explica las correlaciones entre países.

Wang, Xie, Lin y Stanley (2017) proponen un estadístico de contagio de correlación multiescala para evaluar el contagio de los mercados de valores durante la crisis financiera mundial de los Estados Unidos a seis países del G7 y de los BRICS. Sus resultados muestran que las correlaciones cruzadas entre el mercado accionario de Estados Unidos y el de los países seleccionados están condicionadas a la escala de tiempo. Uno de sus principales resultados es que el contagio de Estados Unidos a Japon, China y Brasil ocurre cuando la escala de tiempo es mayor a 50 días o más.

A partir de la metodología propuesta por Hatemi y Hacker (2005), Rodriguez (2018) somete a prueba la hipótesis de contagio financiero de los mercados accionarios más representativos de Estados Unidos a los principales mercados accionarios de América Latina. Sus resultados muestran evidencia de contagio únicamente para los mercados de Argentina y Brasil, y para el caso de México sus resultados no son concluyentes.

Polanco, Fernández y Neumann (2018) efectúan un análisis de los índices bursátiles periféricos de la Unión Europea (España, Grecia, Irlanda, Italia y Portugal) en relación con el índice SP Europe 350 (SPEURO) durante los periodos de pre-crisis (2004-2007) y de la crisis de 2008-2011. Ellos calculan una correlación espectral con ventanas móviles para

los rendimientos accionarios y aplican pruebas no lineales de causalidad de Granger a los coeficientes de la descomposición espectral de los rendimientos. Sus resultados muestran que la correlación es más fuerte para el periodo de crisis que para el periodo previo y que los índices bursátiles de Portugal, Italia y España estuvieron más interconectados entre sí durante la crisis que con el SPEURO. Las pruebas de causalidad no lineal indican que en las primeras tres escalas de onduletas (*wavelets*) (intrasemanal, semanal y quincenal) el número de causalidades unidireccionales y bidireccionales es mayor durante la crisis que en el período previo, lo cual ellos atribuyen al contagio financiero.

3. Metodología Econométrica

La metodología econométrica usada en este trabajo es la propuesta por Chiang, Jeon y Li (2007), quienes sugieren emplear un modelo GARCH multivariado de correlaciones dinámicas condicionales (DCC, por sus siglas en inglés). La metodología consiste en estimar la matriz de correlaciones variables en el tiempo de los residuos estandarizados de un sistema de ecuaciones para los niveles de los rendimientos de un conjunto de activos. Esta es una forma de enfrentar el problema de la heterocedasticidad planteada por Forbes y Rigobon (2002) sin dividir la muestra arbitrariamente en dos subperiodos. Otra ventaja de esta técnica es que no requiere especificar el país donde se originó la crisis debido a que se estiman todos los coeficientes de la matriz de correlación. De esta forma es posible probar contagio puro o financiero como un incremento en las correlaciones entre cada par de países y no sólo entre el país donde inició la crisis y el resto de los países. La propuesta de Chiang, Jeon y Li (2007) se basa en el siguiente sistema de ecuaciones para las trayectorias de los rendimientos de los activos:

$$R_t = \gamma_0 + \gamma_1 R_{t-1} + \gamma_2 R_{t-1}^{U.S.} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Donde R_t es el vector de rendimientos de los mercados accionarios analizados a los cuales pudo haberse transmitido la crisis a partir de algún momento en el tiempo, y $R_{t-1}^{U.S.}$ es el vector de rendimientos del país donde la crisis se originó. El vector de residuales en el tiempo t se encuentra distribuido condicionalmente como una variable normal con una media del vector de 0 y una matriz de varianza-covarianza H_t . La matriz de varianza-covarianza H_t se especifica según el modelo DCC:

$$H_t = D_t R_t D_t \quad (2)$$

donde la matriz de correlaciones condicionales R_t es dependiente del tiempo. R_t toma la siguiente forma:

$$R_t = \text{diag}(q_{11,t}^{-1/2}, q_{22,t}^{-1/2}, \dots, q_{mm,t}^{-1/2}) Q_t \text{diag}(q_{11,t}^{-1/2}, q_{22,t}^{-1/2}, \dots, q_{mm,t}^{-1/2}) \quad (3)$$

los elementos de la matriz Q_t siguen un modelo GARCH univariado; En el caso de Engle (2002) asume un GARCH(1,1) estándar:

$$Q_t = V_{ij} + \lambda_1 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right)' + \lambda_2 Q_{t-1} \quad (4)$$

Independientemente del tipo de objetivo de varianza que se elija, es posible adoptar el procedimiento de estimación en dos pasos (Boffelli y Urga, 2016). En el primer paso, se estiman m modelos GARCH univariados para obtener las desviaciones estándar condicionales que componen los elementos diagonales D_t en (2). Además del procedimiento de estimación de dos pasos, es posible efectuar la estimación conjunta de los parámetros en un sólo paso a través de la función de log-verosimilitud completa (Boffelli y Urga, 2016).

Algunos trabajos como son los de Caporin y McAleer (2013) y McAleer *et al.* (2008) han abordado las limitaciones y deficiencias del modelo DCC, o "filtro como proponen llamarlo ellos, al compararlo con otros estimadores similares, por ejemplo, el modelo

BEKK de Engle y Kroner (1995), el modelo VCC de Tse y Tsui (2002) y el GARCC de McAleer *et al.* (2008). Es importante mencionar que la principal inferencia que se extrae del modelo no recae en la estimación de los parámetros del modelo DCC, ya que a pesar de los inconvenientes que este presenta se recomienda emplearlo para estimar o pronosticar las correlaciones condicionales dinámicas de un conjunto de activos, Caporin y McAleer (2013), además de que este fue el principal propósito para el cual dicho modelo fue desarrollado por Engle (2002).

Gómez y Sosvilla (2016) argumentan que la principal limitación del modelo DCC estándar es la suposición de que las correlaciones condicionales siguen la misma estructura dinámica, lo cual podría no ser realista en el trabajo empírico. Entre otras limitaciones que presenta el modelo DCC se encuentran el hecho que representa las covarianzas condicionales dinámicas de los residuos estandarizados y de esta manera no produce correlaciones condicionales dinámicas, Caporin y McAleer (2008). Además, el modelo DCC carece de momentos; de condiciones de regularidad comprobables y propiedades asintóticas, Caporin y McAleer (2013). Sin embargo, el modelo DCC ha sido ampliamente adoptado en la literatura financiera para capturar los comovimientos de los mercados de acciones, bonos y derivados (véase, por ejemplo, Antonakakis *et al.* (2016) y Cappiello *et al.* (2006)).

A pesar de los inconvenientes que presenta el modelo DCC, Fresoli y Ruiz (2016) apuntan que no ha habido intentos en la literatura para medir la incertidumbre asociada con las correlaciones condicionales pronosticadas por los modelos DCC.

Una vez estimadas las correlaciones es necesario especificar una prueba para el contagio. Sin embargo, la inspección de la evolución en el tiempo de las correlaciones dinámicas estimadas constituye por sí misma una primera aproximación para inferir la presencia o no de contagio financiero, en virtud de que si dichas correlaciones se incrementan en el periodo identificado como de crisis sugieren la posible existencia de contagio financiero.

Una primera prueba formal que empleamos para determinar si las correlaciones dinámicas son mayores en el periodo de crisis que en el periodo previo, y de esta manera contagio financiero, es la prueba de Kolmogorov-Smirnov. Dicha prueba permite probar si las medias de dos funciones de distribución muestrales son diferentes. Específicamente estamos interesados en encontrar evidencia de que la media de las correlaciones dinámicas estimadas para el periodo de crisis es mayor que la media de dichas correlaciones correspondiente al periodo previo a la crisis, si este es el caso lo interpretamos como evidencia de contagio financiero entre los mercados accionarios analizados.

Una segunda herramienta alternativa que es posible utilizar para modelar las correlaciones dinámicas estimadas a través del GARCH Multivariado (DCC) son los modelos de cambio de régimen markovianos desarrollados para capturar cambios en la forma en que se encuentran relacionadas variables económicas o financieras (Boffelli y Urga, 2016). De acuerdo con este tipo de modelos, es posible estimar el siguiente modelo para las correlaciones dinámicas:

$$\begin{aligned}\rho_{i,j,t} &= \mu_1 + \varepsilon_t \\ \rho_{i,j,t} &= \mu_2 + \varepsilon_t\end{aligned}\quad (5)$$

donde μ_1 y μ_2 son los términos constantes en dos posibles estados.³ La cuestión clave de este tipo de modelos es que no sabemos *a priori* en qué estado se encuentra la correlación dinámica entre los mercados i y j , $\rho_{i,j,t}$, en el tiempo t . Un supuesto pertinente acerca del estado no observable es que sigue una cadena de Markov. Por lo tanto, los modelos de cambio de régimen son conocidos como modelos de cambio de régimen markovianos (*Markov-switching models*). Hamilton (1989) provee distintos filtros no lineales para la

³A diferencia de la estrategia seguida por Boffelli y Urga (2016) quienes incorporan un término autorregresivo con parámetro común en ambas ecuaciones del modelo planteado en (5) nosotros optamos por especificar el modelo con una sola constante para los dos regímenes

estimación de este tipo de modelos. De acuerdo con una cadena de Markov, la probabilidad de transición del estado i al estado j en un periodo de tiempo está dada por lo siguiente:

$$P(s_t = j, s_{t-1} = i) = p_{ij} \quad (6)$$

Todas las probabilidades así calculadas se pueden recopilar en la matriz de transición:

$$P = \begin{bmatrix} p_{ii} & p_{ij} \\ p_{ji} & p_{jj} \end{bmatrix} \quad (7)$$

La matriz de transición está diseñada de tal manera que, para cada fila, la siguiente condición es verdadera:

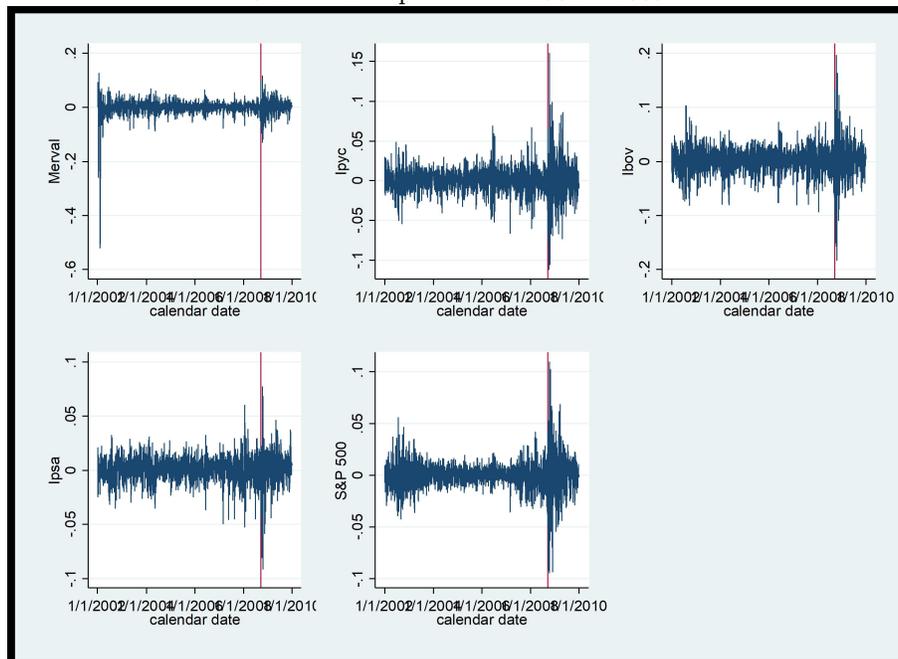
$$\sum_j p_{ij} = 1 \quad (8)$$

En este trabajo emplearemos el modelo constante dependiente del estado planteado en la ecuación (5) como una prueba de contagio financiero entre los mercados accionarios de América Latina, en el cual esperamos que la constante estimada para las correlaciones dinámicas en el tiempo del mercado i con respecto del mercado j en el periodo previo a la crisis sea menor a la constante estimada para las mismas correlaciones en el periodo correspondiente al periodo de crisis, si se encuentra evidencia de esta diferencia en las constantes estimadas y si resultan significativas para ambos regímenes entonces hay evidencia de contagio financiero.

4. Resultados econométricos

La gráfica 1 muestra los rendimientos de los principales mercados accionarios de América Latina y de Estados Unidos en el periodo comprendido entre el 1 de enero de 2002 y el 31 de diciembre de 2009 para un total de 5,828 observaciones correspondientes a los días hábiles en los cuales operaron los mercados financieros. Los rendimientos se calcularon a partir de los precios de cierre de los índices accionarios denominados en dólares obtenidos de economatica.

Gráfica 1. Rendimientos de los los mercados accionarios de América Latina y Estados Unidos en el periodo de 2002 a 2009.



Fuente: Elaboración propia

Como se puede ver en el gráfico 1, en todos los mercados, incluso en el de Estados Unidos, hay un periodo de relativa estabilidad de los rendimientos accionarios hasta mediados de septiembre de 2018, fecha en que ubicamos el inicio de la crisis, mientras que a partir de esta fecha se registra un periodo turbulencia o un *cluster* de volatilidad.

Siguiendo la propuesta de Chiang, Jeon y Li (2007) de modelar la media de los rendimientos de cada mercado en función de un término autorregresivo y de los rendimientos accionarios de Estados Unidos también desfasados un periodo, el cuadro 1 reporta las estimaciones de las ecuaciones de los rendimientos (media) y de la varianza condicional. El término AR(1) en la ecuación de la media es significativo y positivo para el IPSA, también es positivo para el IPyC pero no significativo, mientras que resultó negativo y no significativo para el Merval y el IBOVESPA, y con este mismo signo y significativo para el SP 500. Estos resultados no son consistentes con la evidencia empírica encontrada para los mercados emergentes en los que para la mayoría se ha encontrado que este término es positivo (Antoniu, Koutmos y Percli, 2005 y Chiang, Jeon y Li (2007).

Cuadro 1. Resultados de la estimación del modelo DCC-GARCH.

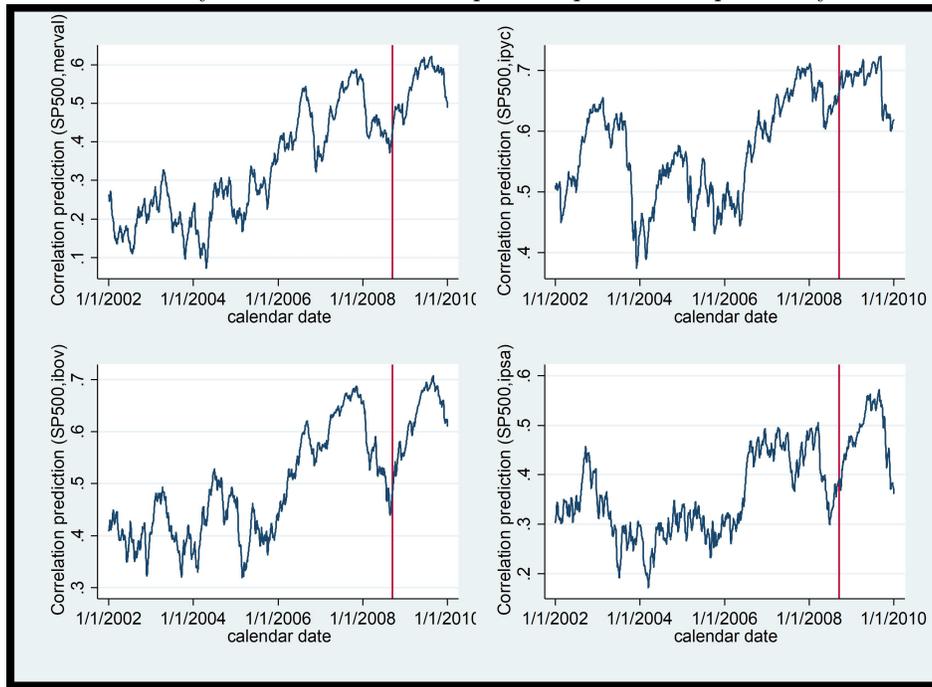
	<i>Ecuación de los rendimientos</i>			<i>Ecuación de las varianzas</i>			<i>Persistencia</i>
	γ_0	γ_1	γ_2	c	a	b	
IPyC	0.0013*** (4.6)	0.0057 (0.29)	0.1019*** (3.2)	0.0000*** (4.49)	0.9166*** (89.45)	0.0654*** (4.49)	0.9820
Merval	0.0011*** (3.15)	-0.0169 (-0.76)	0.1168*** (3.2)	0.0000*** (4.92)	0.9265*** (150.47)	0.0661*** (9.95)	0.9926
IBOV	0.0022*** (5.06)	-0.005 (-0.25)	0.117 (2.46)	0.0000*** (4.22)	0.9173*** (84.86)	0.0618*** (7.73)	0.9791
IPSA	0.001 (4.67)	0.1838*** (8.78)	0.1057*** (5.03)	0.0000*** (4.2)	0.8915*** (59.24)	0.0754*** (7.23)	0.9670
S&P 500	0.0005*** (3.04)	-0.1228*** (-5.57)		0.0000*** (4.16)	0.9308*** (116.41)	0.0617*** (8.23)	0.9925

Notas: Los números entre paréntesis son los estadísticos z de cada coeficiente. El nivel de persistencia se calcula como la suma de los coeficientes en la ecuación de la varianza ($a + b$). ***, ** y * denotan significancia estadística al nivel del 1 %, 5 % y 10 %, respectivamente. La ecuación de la varianza: $h_{ii,t} = c_i + a_i h_{ii,t-1} + b_i \varepsilon_{i,t-1}^2 \quad i = 1, 2, \dots, 5$.

Fuente: Elaboración propia.

Es preciso destacar que la suma de los coeficientes estimados de la varianza (última columna) es cercano a la unidad en todos los casos, lo cual implica que la volatilidad de los mercados analizados es altamente persistente. Después de ajustar el modelo DCC, obtenemos las correlaciones dinámicas a través del tiempo. La evolución de las correlaciones dinámicas de los mercados accionarios de América Latina con el de Estados Unidos, de los periodos previos a la crisis y posterior a la crisis, se muestran en la gráfica 2. En esa gráfica la línea vertical identifica el colapso de Lehman Brothers, en algunos casos las correlaciones dinámicas de México (IPyC) con respecto a Estados Unidos parecen incrementarse después del colapso, no obstante en algunos otros como el de Brasil (IBOVESPA) éstas parecen ser resultado de una tendencia cíclica natural, por lo que se requiere una prueba formal adicional para determinar si hay o no evidencia de contagio.

Gráfica 2. Evolución de las correlaciones dinámicas entre los mercados accionarios de América Latina y el de Estados Unidos para los periodos de precrisis y de crisis.



Fuente: Elaboración propia

Con el fin de comparar adecuadamente la distribución de las correlaciones, antes y después del colapso de Lehman Brothers, aplicamos la prueba Kolmogorov-Smirnov.

Cuadro 2. Resultados de las pruebas de Kolmogorov-Smirnov de la igualdad de las funciones de distribución.

Merval – S&P 500			IPyC – S&P 500		
	<i>Estadístico D</i>	Valor-p		<i>Estadístico D</i>	Valor-p
1.	0.7747	0.000	1.	0.689	0.000
2.	0.0000	0.999	2.	0.0000	0.999
Combinada	0.7747	0.000	Combinada	0.689	0.000
IBOVESPA – S&P 500			IPSA – S&P 500		
	<i>Estadístico D</i>	Valor-p		<i>Estadístico D</i>	Valor-p
1.	0.6507	0.000	1.	0.6478	0.000
2.	0.0000	0.999	2.	0.0000	0.999
Combinada	0.6507	0.000	Combinada	0.6478	0.000

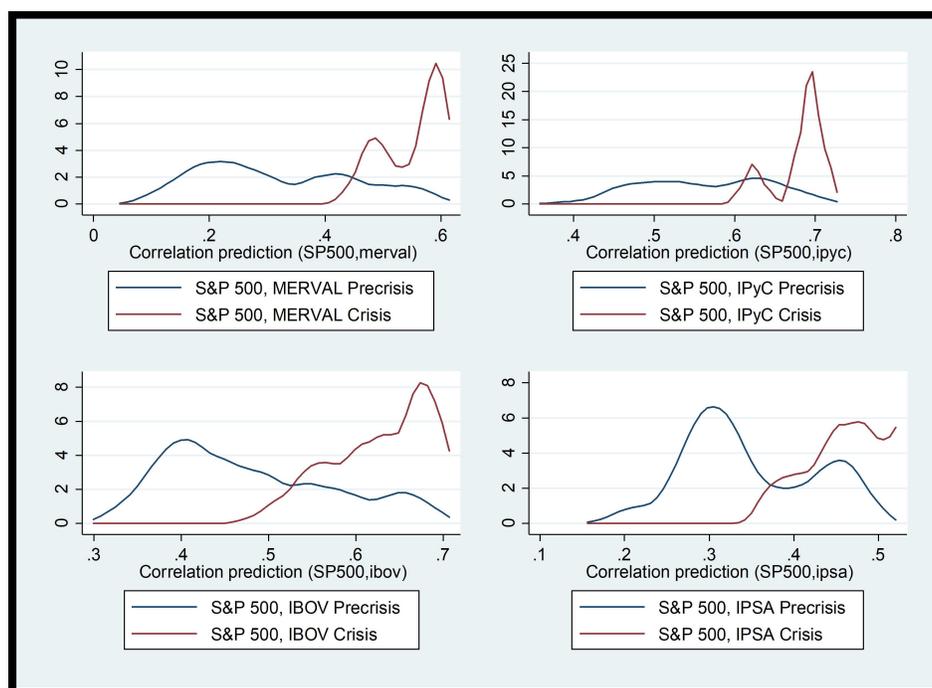
Fuente: Elaboración propia.

En cada caso, el primer renglón proporciona los resultados de la prueba de la hipótesis nula de que la distribución de las correlaciones dinámicas en el periodo de crisis es dominada estocásticamente por la distribución de las correlaciones dinámicas del periodo de precrisis, es decir, prueba la hipótesis de que la función de distribución de las correlaciones dinámicas del periodo de crisis contiene valores más pequeños que la función de distribución de las mismas del periodo de precrisis. Mientras que en el segundo renglón se prueba la hipótesis nula de que la distribución de las correlaciones dinámicas del periodo de precrisis es dominada estocásticamente por la distribución de las correlaciones dinámicas del periodo de crisis. En tanto que el renglón correspondiente a la prueba combinada de la prueba Kolmogorov-Smirnov evalúa la igualdad de las dos distribuciones. Los valores p

reportados en el cuadro 2 se basan en las distribuciones asintóticas derivadas de Smirnov (1993).

Los resultados de las pruebas revelan que en los cuatro casos considerados la distribución de las correlaciones dinámicas correspondiente al período de crisis domina de manera estocástica a la distribución de las correlaciones del periodo previo a la crisis. De igual forma, para todos los casos analizados se rechaza la hipótesis nula de la igualdad de las distribuciones de los coeficientes de correlación de los periodos previo y posterior a la crisis. De esta manera, las pruebas de Kolmogorov-Smirnov muestran evidencia de contagio del mercado accionario de Estados Unidos a los mercados accionarios de los países de América Latina analizados.

Gráfica 3. Distribuciones de las correlaciones de los periodos de precrisis y de crisis de los mercados accionarios de América Latina contra el de Estados Unidos.



Fuente: Elaboración propia

La gráfica 3 ilustra las diferentes distribuciones de las correlaciones dinámicas que caracterizan los periodos de precrisis y de crisis. Como se puede observar, para los cuatro países: Argentina, México y Brasil y Chile, las distribuciones correspondientes a las crisis se encuentran mucho más cargadas a la derecha que las correspondientes a la pre-crisis, lo cual sugiere una correlación mucho mayor con el mercado accionario de Estados Unidos que en periodos normales.

El cuadro 3 muestra los resultados de las estimaciones del modelo de cambio de régimen para la media y la varianza, con dos regímenes, de las correlaciones dinámicas estimadas a través del modelo GARCH multivariado DCC.

Cuadro 3. Resultados de las estimaciones del modelo Markov Switching para las correlaciones dinámicas con dos regímenes.

	Coefficiente	Error estándar	z	$P > z$
Correlaciones dinámicas S&P 500 – Merval				
μ_1	0.2182	0.0019	112.97	0
σ_1	0.059	0.0014		
μ_2	0.4848	0.0025	195.06	0
σ_2	0.0792	0.0018		
Probabilidades de Transición	p_{11} 0.9995	p_{12} 0.0005	p_{21} 0.0005	p_{22} 0.9995
	Régimen 1		Régimen 2	
Duración esperada	1998.85		2071.99	
Correlaciones dinámicas S&P 500 – IPyC				
μ_1	0.4865	0.0017	293.85	0
σ_1	0.0496	0.0012		
μ_2	0.6348	0.0011	601.08	0
σ_2	0.0335	0.0008		
Probabilidades de Transición	p_{11} 0.9974	p_{12} 0.0026	p_{21} 0.0023	p_{22} 0.9977
	Régimen 1		Régimen 2	
Duración esperada	385.95		427.91	
Correlaciones dinámicas S&P 500 – IBOVESPA				
μ_1	0.4147	0.0014	303.43	0
σ_1	0.043	0.001		
μ_2	0.6002	0.002	301.17	0
σ_2	0.0604	0.0014		
Probabilidades de Transición	p_{11} 0.9976	p_{12} 0.0024	p_{21} 0.0025	p_{22} 0.9975
	Régimen 1		Régimen 2	
Duración esperada	420.78		392.76	
Correlaciones dinámicas S&P 500 – IPSA				
μ_1	0.298	0.0013	233.32	0
σ_1	0.0387	0.0009		
μ_2	0.4552	0.0018	256.02	0
σ_2	0.0485	0.0012		
Probabilidades de Transición	p_{11} 0.9977	p_{12} 0.0023	p_{21} 0.0027	p_{22} 0.9973
	Régimen 1		Régimen 2	
Duración esperada	437.73		371.75	

Fuente: Elaboración propia.

Como se puede apreciar en el cuadro 3, en todos los casos analizados la media tiende a incrementarse en el régimen 2, μ_2 , con respecto a la estimada del régimen 1, μ_1 , y las estimaciones de la media de dichas correlaciones resultaron estadísticamente significativas. Estos resultados sugieren evidencia de contagio del mercado accionario de Estados Unidos a los mercados accionarios de América Latina analizados. En tanto que las desviaciones estándar estimadas se incrementaron en el régimen 2 para las correlaciones dinámicas del Merval, del IBOVESPA y del IPSA con respecto al mercado accionario SP 500 y ésta se redujo en el caso del IPyC. Este último resultado revela que un incremento en las correlaciones dinámicas no necesariamente está acompañado de un incremento en su volatilidad, resultado que contradice lo encontrado por Chiang *et al.* (2007), quienes encuentran que la varianza de las correlaciones dinámicas tiende a incrementarse en el

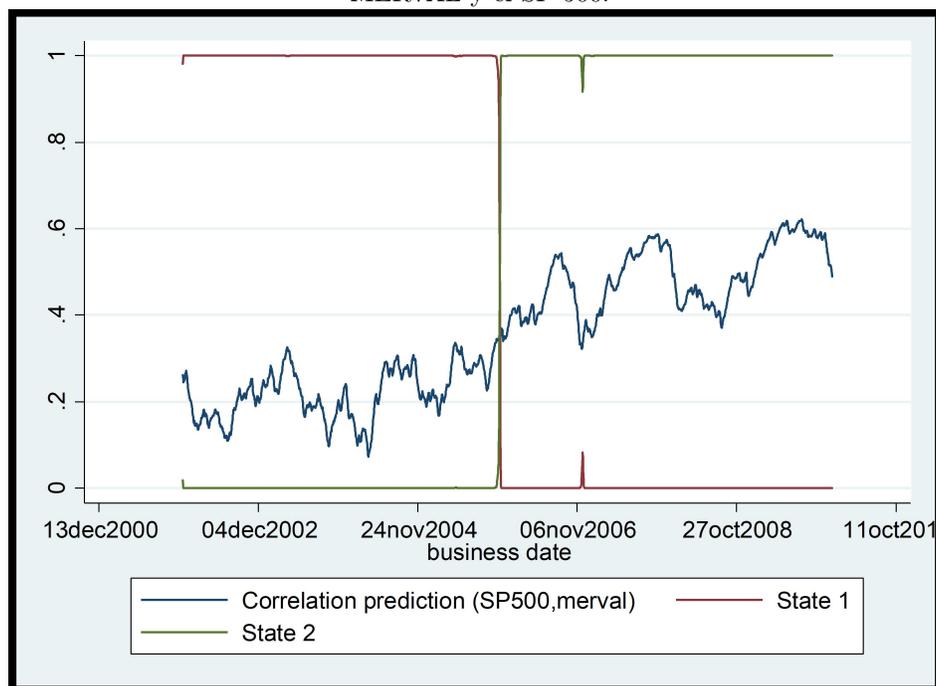
periodo posterior a la crisis para todos los mercados analizados por ellos, aunque calculan las varianzas por otro método.

De igual forma, también es posible inferir que el régimen 1 es muy persistente con p_{11} mayor a 0.99 en todos los casos, lo cual es posible interpretar de la siguiente forma: la probabilidad de que la correlación permanezca en el estado o régimen 1 mañana, dado que se encuentra en el estado o régimen 1 el día de hoy, es igual a 99 %. En forma análoga, p_{21} es la probabilidad de que la correlación se encuentre en el estado 1 el día de mañana, dado que se encuentra en el estado o régimen 2 el día de hoy. De esta manera, es posible estimar la probabilidad de permanecer en el estado 2 es $1 - p_{21} = p_{22}$.

Otro dato relevante que también se reporta en las estimaciones es la duración de los estados o regímenes. De las cuales destaca la duración estimada de los regímenes de las correlaciones dinámicas del SP 500 y el Merval, la cual divide la muestra analizada en prácticamente dos periodos, razón por la cual las estimaciones de la duración de ambos regímenes son muy elevadas en relación con los otros tres países analizados. Para los otros tres mercados, la duración estimada de los regímenes es más o menos similar, oscilando alrededor de 400 días en ambos casos.

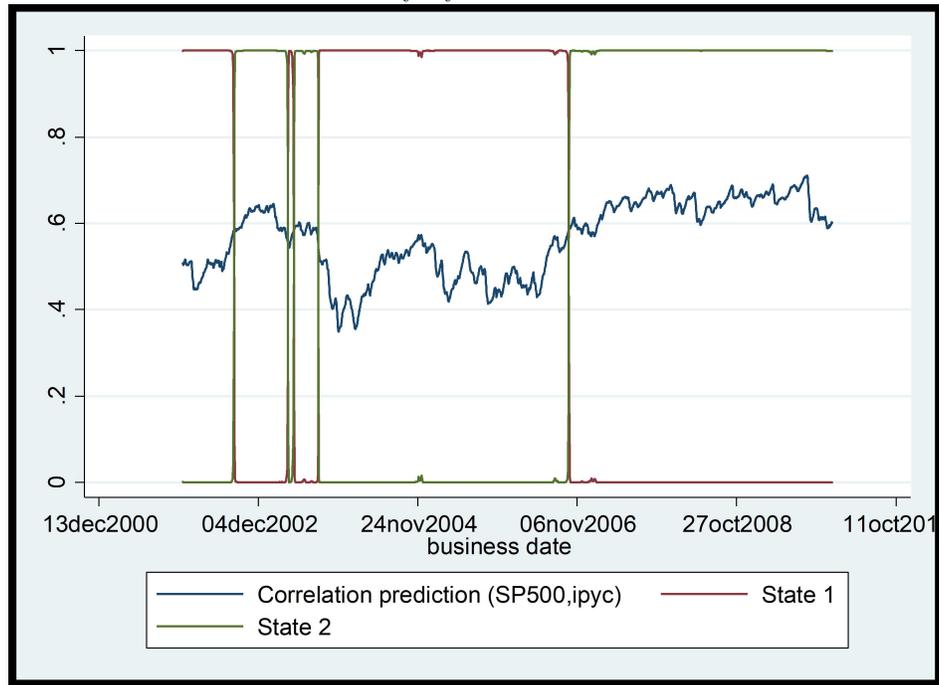
Las gráficas 4 a 7 muestran las probabilidades filtradas de los estados o regímenes para las correlaciones dinámicas del Merval, del IPyC, del IBOVESPA y del IPSA, de forma respectiva. En el caso de las probabilidades filtradas de las correlaciones dinámicas del Merval y del SP 500 que se presentan en la gráfica 4, muestran que el patrón de las correlaciones se mueve entre dos regímenes, pasando de un régimen de baja correlación a otro de mayor correlación, que comienza a finales de 2005 y sigue hasta el final de la muestra. Un patrón de comportamiento distinto presentan las probabilidades filtradas de los estados o regímenes para el resto de las correlaciones dinámicas analizadas en los cuales hay periodos en los que alternan ambos regímenes a lo largo de todo el periodo analizado.

Gráfica 4. Probabilidades filtradas de los estados para la correlaciones dinámicas del Merval y el SP 500.



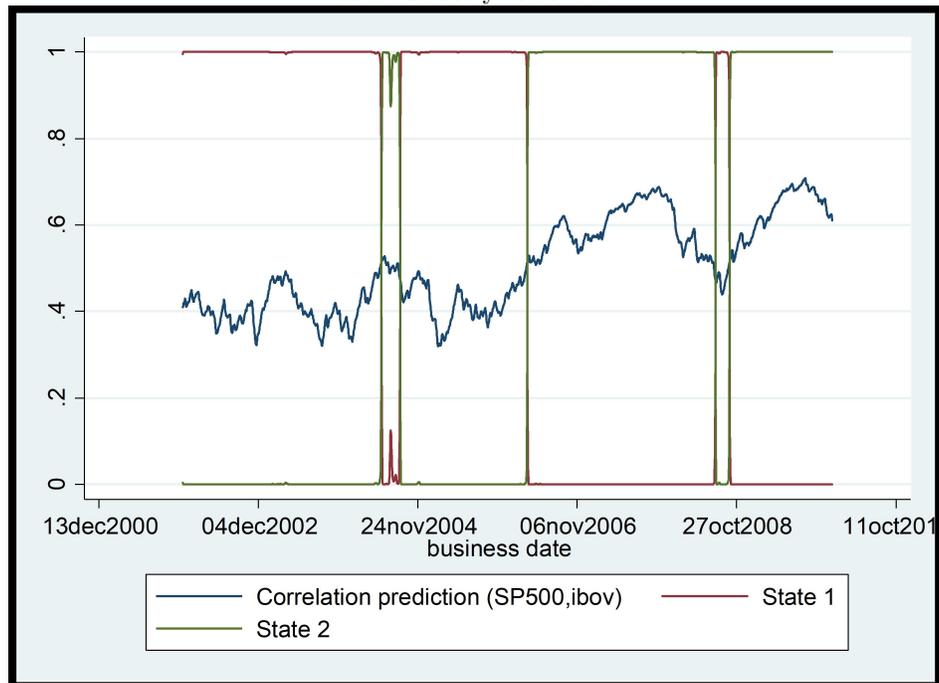
Fuente: Elaboración propia

Gráfica 5. Probabilidades filtradas de los estados para la correlaciones dinámicas del IPyC y el SP 500.



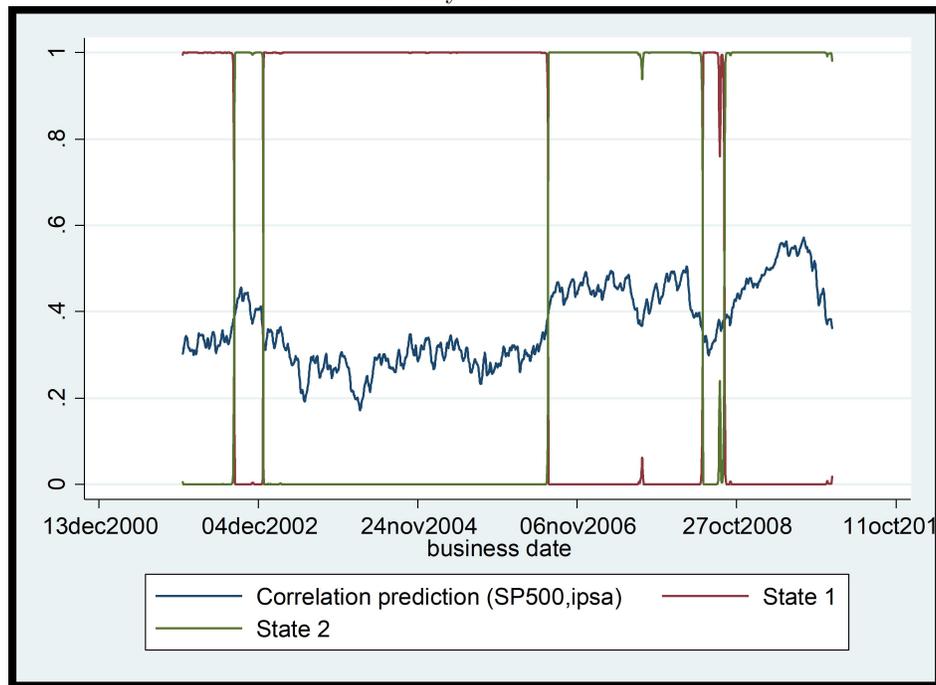
Fuente: Elaboración propia

Gráfica 6. Probabilidades filtradas de los estados para la correlaciones dinámicas del IBOVESPA y el SP 500.



Fuente: Elaboración propia

Gráfica 7. Probabilidades filtradas de los estados para la correlaciones dinámicas del IPSA y el SP 500.



Fuente: Elaboración propia

Otro resultado importante a destacar es el hecho de que el estado o régimen 2, correspondiente al patrón de mayor correlación, se registra casi a principios de 2006 para el IPyC, el IBOVESPA y el IPSA, sugiriendo de esta manera que el contagio de la crisis financiera internacional comenzó a registrarse mucho antes de la fecha de inicio en la que suele ubicarse, es decir, a mediados de septiembre de 2008. Quizá por esta razón, diversos estudios y analistas tienden a ubicar en fechas diferentes el inicio de la crisis financiera internacional. Por último, el estimar los patrones de menor y mayor correlación a través de este método estocástico a diferencia del determinista comúnmente empleado, a través de dummies, en los estudios que emplean las correlaciones dinámicas obtenidas a través del GARCH multivariado, permite identificar otros periodos en los que se registra un incremento de las correlaciones dinámicas (contagio financiero) a lo largo del periodo analizado. Por ejemplo, a finales de 2002 y a lo largo de 2003 para México, en 2004 para el IBOVESPA y a finales de 2002 para el IPSA.

Conclusión

En este trabajo empleamos las correlaciones dinámicas condicionales (DCC) estimadas a través de un modelo GARCH multivariado para evaluar el efecto de contagio del mercado accionario de Estados Unidos (SP 500) hacia cuatro de los principales mercados accionarios de América Latina.

El análisis gráfico de las correlaciones dinámicas estimadas sugiere que estas tienden a incrementarse en el periodo posterior a la crisis en comparación con las obtenidas en el periodo previo a la crisis. No obstante, esto no deja de ser una apreciación subjetiva, por lo que es preciso realizar una prueba formal para determinar si las correlaciones dinámicas se incrementan o no en los periodos de crisis comparados con los periodos previos.

Los resultados del modelo GARCH multivariado muestran que la volatilidad estimada de los mercados accionarios de América Latina es persistente. Por otro lado, las pruebas de

dominancia estocástica de Kolmogorov-Smirnov aplicadas a las correlaciones dinámicas de las distribuciones de los periodos previo y posterior a las crisis sugieren que la distribución de las correlaciones del periodo de crisis domina a la distribución de las correlaciones del periodo previo a la crisis en todos los casos analizados. De lo cual, se deduce que hay evidencia de contagio financiero del mercado accionario de Estados Unidos (SP 500) hacia los mercados accionarios de América Latina analizados: Argentina (MERVAL), México (IPyC), Brasil (IBOVESPA) y Chile (IPSA).

La mayoría de los estudios que utilizan las correlaciones dinámicas condicionales estimadas con un modelo GARCH multivariado para probar contagio financiero en algunos periodos específicos de tiempo recurren a incorporar variables dummies en el análisis de regresión y a verificar de esta manera si las correlaciones dinámicas se incrementaron. A diferencia de este procedimiento empleado con frecuencia, en este trabajo procedimos de una manera distinta, ya que el análisis de las correlaciones lo efectuamos con modelos Markov-switching. El empleo de esta metodología confirma la existencia de dos regímenes para las correlaciones dinámicas entre el mercado accionario de Estados Unidos y los principales mercados accionarios de América Latina, lo cual es más evidente para el de Argentina (MERVAL), cuyos periodos de precrisis se caracterizan por ser relativamente estables mientras que el segundo, de crisis, se asocia a un mayor nivel de turbulencia y grado de interdependencia entre los mercados accionarios de Latinoamérica y el de Estados Unidos. Una de las principales ventajas de emplear este modelo para analizar las correlaciones dinámicas es que, además de revelar la naturaleza de las fluctuaciones temporales de las correlaciones, también permite identificar los periodos en donde se incrementan la correlaciones dinámicas y no es necesario especificar *a priori* los periodos en donde se sospecha que éstas se incrementan como en algunos estudios se ha tendido a proceder en la literatura sobre el tema. De esta manera, el análisis de dichas correlaciones puede reflejar las condiciones dinámicas de los mercados. No obstante, es preciso tener en cuenta que nuestros resultados pueden sufrir de algún sesgo debido al modelo GARCH Multivariado empleado para obtener las correlaciones dinámicas a partir de las cuales efectuamos las pruebas de contagio financiero, de acuerdo a lo planteado por Caporin y McAleer (2013), por lo que se requiere una mayor investigación sobre el tema que refuerce o cuestione los anteriores resultados.

Referencias

- Agosin, M. y French-Davis, R. (1993). La liberalización comercial en América Latina. *Revista de la CEPAL*, 50, 41-62.
- Allen, F., Carletti, E. (2006). Credit risk transfer and contagion. *Journal of Monetary Economics*, 53, 89-111.
- Antonakakis, N., Floros, C., Kizys, R. (2016). Dynamic spillover effects in futures markets:UK and US evidence. *Int. Rev. Financ. Anal.* 48, 406-418.
- Antoniou, A., Koutmos, G., Percli, A. (2005). Index futures and positive feedback trading: evidence from major stock exchanges. *Journal of Empirical Finance* 12 (2), 219-238.
- Bekaert, G., Harvey, C.R. Lumsdaine, R.L. (2002). Dating the integration of world equity markets. *Journal of Financial Economics*, 65,203-247.
- Bekaert G., Harvey, C. y Lundblad C. (2005). Does financial liberalisation spur growth? *Journal of Financial Economics*, 77(1), pp. 3-55.
- Bejarano-Bejarano, L. V., Gómez-González, J. E., Melo-Velandia, L. F. Torres-Gorron, J. E. (2015). Financial Contagion in Latin América (No. 884). *Borradores de Economía*. Banco de la República.
- Bodart, V., Candelon, B. (2009). Evidence of interdependence and contagion using a frequency domain

- framework. *Emerging Markets Review*, 10, 140–150.
- Boffelli, S. y Urga, G. (2016). *Financial Econometrics Using Stata*, University of Bergamo, Centre of Analysis at Cass Business School, Stata Press.
- Breitung, J., Candelon, B. (2006). Testing for short and long-run causality: a frequency domain approach. *Journal of Econometrics*, 12, 363–378.
- Calvo, S. y Reinhart, C. M. (1996). Capital flows to Latin América: is there evidence of contagion effects?, en *Private Capital Flows to Emerging Markets After the Mexican Crisis*. (Eds) G. A. Calvo, M. Goldstein y E. Hochreiter, Institute for International Economics, Washington, DC.
- Caporin, M., McAleer, M. (2008). Scalar BEKK and indirect DCC. *J. Forecast.* 27, 537–549. <http://dx.doi.org/10.1002/for.1074>.
- Caporin, M. y McAleer, M. (2013). Ten things you should know about the dynamic conditional correlation representation. *Econometrics* 1, 115–126.
- Cappiello, L., Engle, R. F. Sheppard, K. (2006). Asymmetric dynamics in the correlations of global equity and bond returns. *Journal of Financial Econometrics*, 4, 537–572.
- Chiang, T.C., Jeon, B.N., Li, H. (2007). Dynamic correlation analysis of financial contagion: Evidence from Asian markets. *Journal of International Money and Finance* 26, pp. 1206–1228.
- Collins D. y Biekpe N. (2003). Contagion: a fear for African equity markets? *Journal of Economics Business*, 55(5), pp. 405-426.
- Chirinos G., M. (2013). Medición de contagio e interdependencia financieros mediante cópulas y eventos extremos en los países de la América Latina. *El Trimestre Económico*. Vol. LXXX (1), núm. 317, pp. 169-206
- Dimitriou, D., Kenourgios, D., Simos, T. (2013). Global financial crisis and emerging stock market contagion: A multivariate FIAPARCH–DCC approach. *International Review of Financial Analysis*, 30, 46–56.
- Dooley, M. y Hutchison, M. (2009). Transmission of the U.S. subprime crisis to emerging markets: Evidence on the decoupling–recoupling hypothesis. *Journal of International Money and Finance*, 28, 1331–1349.
- Engle, R.F. y Kroner, K.F. (1995). Multivariate simultaneous generalized ARCH. *Econ. Theory*, 11, 122–150. 2.
- Engle, Robert (2002). Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models. *J. Bus. Econ. Stat.*, 20, 339–350.
- Erdal, F. y L. Gunduz (2001). An Empirical Investigation of the Interdependence of Istanbul Stock Exchange with Selected Stock Markets. An International Conference: Economies and Business in Transition, Global Business and Technology Association, Istanbul.
- Fedderke, J. W. y Marinkov, M. (2016). Diagnosing the Source of Financial Market Shocks: An Application to the Asian, Subprime and European Financial Crises. *Pacific Economic Review*, doi: 10.1111/1468-0106.12162.
- Forbes, K. y Rigobon, R. (2000). Contagion in Latin América: definitions, measurement, and policy implications. NBER Working Paper, p. 7885.
- Forbes, K. J. y Rigobon, R. (2002). No contagion, only interdependence: measuring stock market comovements. *Journal of Finance*, LVII, pp. 2223–61.
- Fresoli, D. E., y Ruiz, E. (2016). The uncertainty of conditional returns, volatilities and correlations in DCC models. *Computational Statistics Data Analysis*. Volume 100, August, pp. 170-185.
- Fuchun, L. (2009). Testing for financial contagion with applications to the Canadian banking system. Bank of Canada, Working papers 09-14
- Glick, R. y Rose, A.K. (1999). Contagion and crisis. Why are currency crises regional? *Journal of International Money and Finance* 18, 603–617.
- Gómez-Puig M., Sosvilla-Rivero S. (2016). Causes and hazards of the euro area sovereign debt crisis: pure and fundamentals-based contagion. *Economic Modelling*, 56, pp. 133-147.
- Hacker, R.S. y Hatemi-J, A. (2009). ContagT: GAUSS module to implement a pairwise bootstrap test for contagion. Statistical Software Components, G00007. Boston College Department of Economics (Available online).
- Hamilton, J. D. (1989). A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica*, 57(2), 357–384.
- Hatemi-J, A. y Hacker, R.S. (2005). An alternative method to test for contagion with an application to the Asian financial crisis. *Appl. Financ. Econ. Lett.*, 1 (6), 343–347.
- Hatemi-J, A., Roca, E. Al-Shayeb, A. (2014). How Integrated are Real Estate Markets with the World Market? Evidence from Case-Wise Bootstrap Analysis. *Economic Modelling*, Volume 37, pp. 137-142.
- Hemche, O., Jawadi, F., Maliki, S. B., Cheffou, A. I. (2016). On the study of contagion in the context of the subprime crisis: A dynamic conditional correlation– multivariate GARCH approach. *Economic Modelling*, 52, 292-299.
- Hon, M. T., Strauss, J. y Yong, S. K. (2004). Contagion in financial markets after September 11: myth or reality? *Journal of Financial Research*, 27, pp. 95–114.

- Horta P., Mendes C. y Vieira I. (2008). Contagion effects of the US subprime crisis on developed countries. CEFAGE-UE Working Paper 2008/08.
- Kaminsky, G., Reinhart, C. (2000). On crises, contagion, and confusion. *Journal of International Economics*, 51, 145–168.
- Kazi, I. A., Guesmi, K., Kaabia, O. (2011). Contagion effect of financial crisis on OECD stock markets. Kiel Institute for the World Economy, economics discussion papers, no. 2011–15.
- Kenourgios, D. Samitas, A. (2011). Equity market integration in emerging Balkan markets. *Research in International Business and Finance*, 25, 296–307.
- Kenourgios, D., Samitas, A. Paltalidis, N. (2011). Financial crises and stock market contagion in multivariate time-varying asymmetric framework. *Journal of International Financial Markets Institutions and Money*, 21, 92–106.
- Kenourgios, D. Padhi, P. (2012). Emerging markets and financial crises: Regional, global or isolated shocks? *Journal of Multinational Financial Management*, 22, 24–38.
- Kenourgios, D. y Dimitriou, D. (2015). Contagion of the global financial crisis and the real economy: a regional analysis. *Econ. Model.*, 44, pp. 283-293
- Khallouli, Wajih y René Sandretto (2012). Testing for Contagion of the Subprime Crisis on the Middle East and North African Stock Markets: A Markov Switching EGARCH Approach. *Journal of Economic Integration*. Vol. 27, No. 1, pp. 134-166.
- King, M. A. y Wadhvani, S. (1990). Transmission of volatility between stock markets. *Review of Financial Studies*, 3, 5–33.
- Kotkatvuori-Örnberg, J., Nikkinen, J. Äijö, J. (2013). Stock market correlations during the financial crisis of 2008–2009: Evidence from 50 equity markets. *International Review of Financial Analysis*, 28, 70–78.
- Lee, S. B. y Kim, J. K. (1993). Does the October 1987 crash strengthen the co-movements among national stock markets? *Review of Financial Economics*, 3, 89–102.
- Lee, H.Y. (2012). Contagion in international stock markets during the subprime mortgage crisis. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 2: 41–53
- Longstaff, F.A. (2010). The subprime credit crisis and contagion in financial markets. *Journal of Financial Economics*, 97 (3), 436–450.
- McAleer, M., Chan, F., Hoti, S. y Lieberman, O. (2008). Generalized autoregressive conditional correlation. *Econ. Theory*, 24, 1554–1583. 12.
- Mollah, S., Quoreshi, A.M. M.S., Zafirov, G. (2016). Equity market contagion during global financial and eurozone crises: evidence from a dynamic correlation analysis. *J. Int. Financ. Markets Inst. Money* 41, 151–167.
- Naoui, K., Liouane, N. y Brahim, S. (2010). A dynamic conditional correlation analysis of financial contagion: the case of the subprime credit crisis. *International Journal of Economics and Finance* 2 (3), 85–96.
- Neaime, S. (2002). Liberalization and Financial Integration of MENA Stock Markets. Paper presented at the 9th Economic Research Forum Meeting, American University in Sharjah, United Arab Emirates.
- Polanco J., Fernández-Macho J., Neumann M., Faria S. (2018). A pre-crisis vs. crisis analysis of peripheral EU stock markets by means of wavelet transform and a nonlinear causality test. *Physica A*, pp. 1211-1227.
- Pretorius, A. y Beer, J. (2004). Contagion in Africa: South Africa and a troubled neighbour, Zimbabwe. *Economic Modelling*, 27, 95–114.
- Romero-Meza, R., Bonilla, C., Benedetti, H., y Serletis, A. (2015). Nonlinearities and Financial Contagion in Latin American Stock Markets. *Economic Modelling*, 51, 653-656.
- Rodríguez B. D. (2018). Contagio entre las Bolsas de Estados Unidos y las de América Latina: El caso de la crisis financiera de 2008. Por aparecer en *Contaduría y Administración*.
- Smirnov, N. V. (1933). Estimate of deviation between empirical distribution functions in two independent samples. *Bulletin Moscow University* 2: 3–16.
- Syllignakis, M. N., y Kouretas, G. P. (2011). Dynamic correlation analysis of financial contagion: Evidence from the Central and Eastern European markets. *International Review of Economics Finance*, 20(4), 717-732.
- Ueda, K. (2012). Banking globalization and international business cycles: cross-border chained credit contracts and financial accelerators. *Journal of International Economics*, 86, 1–16.
- Tse, Y.K., Tsui, A.K.C. (2002). A multivariate generalized autoregressive conditional heteroscedasticity model with time-varying correlations. *J. Bus. Econ. Stat.* 20(3), 351–362. July.
- Wang, G.-J., Xie, C., Lin, M., y Stanley, H. E. (2017). Stock market contagion during the global financial crisis: A multiscale approach. *Finance Research Letters*, 22, pp. 163-168.