

**PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATÓLICA DEL PERÚ
FACULTAD DE CIENCIAS SOCIALES**



**Analizando el efecto contagio hacia economías latinoamericanas
durante crisis financieras: un análisis empírico de pruebas
conjuntas de contagio**

**TRABAJO DE INVESTIGACIÓN PARA OBTENER EL GRADO DE
BACHILLER EN CIENCIAS SOCIALES CON MENCIÓN EN ECONOMÍA**

AUTORES

Gonzales Gutierrez, Rodrigo Alejandro
Cornejo Simbala, Rodrigo Alonso

ASESOR

Rodríguez Briones, Gabriel Hender

RESUMEN

El presente documento analiza los canales de transmisión del efecto contagio hacia las economías latinoamericanas durante crisis financieras. Para ello, se emplean pruebas individuales y conjuntas de contagio que capturan el efecto contagio en co-momentos estadísticos de mayor orden, como la co-asimetría, co-kurtosis y co-volatilidad. Estas pruebas fueron desarrolladas por Fry-McKibbin et al. (2010), Fry-McKibbin et al. (2016) y Fry-McKibbin et al. (2018) con la finalidad de detectar el efecto contagio a través de canales de transmisión poco estudiados. Con el conjunto de pruebas que desarrollan no solo aporta evidencia empírica de contagio financiero, logran además hacer explícita la interrelación entre estos canales. Los resultados evidencian: (i) efecto contagio en la Crisis Financiera Global (GFC por sus siglas en inglés), tanto en retornos de activos como materias primas, y en la Crisis Asiática/Rusa con comportamientos heterogéneos entre los canales de transmisión evaluados; (ii) luego de evaluar el efecto contagio durante la Crisis Argentina y Turca, no se encuentra evidencia empírica que nos permita evidenciar el efecto contagio; y (iii) los canales de co-co-kurtosis y co-volatilidad son los que mejor capturan el efecto contagio entre el retorno de dos activos y son los que más aportan a la significancia de las pruebas conjuntas.

Palabras claves: contagio, VAR, co-volatilidad, co-asimetría, co-kurtosis, crisis financiera, mercado de valores.

ÍNDICE

1. INTRODUCCIÓN.....	4
2. REVISIÓN DE LITERATURA	6
3. METODOLOGÍA	13
3.1. ASUNTOS PRELIMINARES.....	13
3.2. PRUEBAS DE CONTAGIO MEDIANTE CANALES ESPECÍFICOS	14
3.3. PRUEBAS CONJUNTAS DE CONTAGIO	16
4. ANÁLISIS DE RESULTADOS	20
4.1. CRISIS FINANCIERA DEL 2008.....	20
5. CONCLUSIONES	55
Bibliografía	58



1. INTRODUCCIÓN

Contemporáneamente, es cada vez más elevado el nivel de interconexión económica tanto entre países desarrollados como emergentes. Esta interconexión ocurre mediante los canales de intercambio comercial directo, alianzas comerciales y aplicación de políticas; y deviene en cambios y alteraciones de las principales variables macroeconómicas en conjunto. En este marco, el manejo de las finanzas es significativo para entender la relación entre economías emergentes e industrializadas a través de la movilidad de flujos de capitales, restricciones crediticias, préstamos, seguros, garantías y preferencias por liquidez. Por ello, el intercambio comercial y financiero es estudiado para garantizar que no existan fluctuaciones económicas en detrimento de las economías locales. En particular, uno de los grandes perjuicios que pueden enfrentar las economías, producto del elevado nivel de intercambio comercial y financiero (o aun cuando no hay vínculo económico aparente), es el efecto contagio en la propagación de crisis económicas.

El concepto de contagio, teóricamente, surge debido a la mayor capacidad de intercambio comercial entre países que ocurre, únicamente, bajo la condición de mayor vulnerabilidad externa. En particular, la exacerbación de esta condición de vulnerabilidad ha sido ampliamente discutida y estudiada por la literatura empírica que ha desarrollado diferentes metodologías para estimar el efecto contagio entre las economías y medir su significancia estadística.

El presente documento analiza el efecto contagio entre las principales economías latinoamericanas en escenarios de crisis financieras utilizando pruebas conjuntas de contagio sugeridas por Fry-Mckibbin et al. (2018), quienes aplican estas pruebas para los mercados de activos de la Eurozona. Se evaluarán la Crisis Asiática de 1997, la Crisis Rusa de 1998, la Crisis Financiera del 2008-2009, tanto en materias primas como en retornos, y los efectos contemporáneos de la Crisis Argentina y Turca con la finalidad de encontrar evidencia de contagio a través de las pruebas propuestas.

En la segunda sección se realiza una revisión de la literatura empírica, en la cual se detallan las metodologías concernientes al efecto contagio. En la sección tres se presenta la estructura teórica y las metodologías a usar.

Posteriormente, la sección cuatro presenta los datos y el análisis de los resultados obtenidos. Finalmente, la quinta sección presenta las conclusiones de la investigación.



2. REVISIÓN DE LITERATURA

El análisis del efecto contagio internacional surge a mediados de la década de 1990. Modelos teóricos como los de Gerlarch y Smets (1994), Masson (1998), Calvo (1996), Chari and Kehoe (1999) entre otros, identifican que, en el contexto de crisis financieras, aun cuando la interconexión económica entre países no era evidente, existía una propagación de los efectos asociados a las crisis. Estos efectos, divergentes entre episodios de recesión y regiones, han sido estimados mediante diferentes metodologías. Entre las principales técnicas econométricas figuran las pruebas de cambios en coeficientes de correlación (King et al. (1990), Corsetti et al. (1999), Rigobon (2001)), modelos ARCH y GARCH (Hamao et al. (1990), Dungey et al. (2012), Billio y Caporin (2006)), modelos Probit/Logit (Eichengreen et al. (1996), Kaminsky et al. (2000), Caramazza et al. (2000)), regímenes cambiantes (Gallo y Otranto (2008), Gravelle et al. (2007), Rotta y Pereira (2015)), y, contemporáneamente, los análisis de ondas (Gallegati (2010), Fiti et al. (2014)) y las cópulas dinámicas (Rodriguez (2007), Aloui et al. (2009), Zorgati et al. (2019)).

Bajo estas estructuras se han desarrollado múltiples pruebas empíricas de contagio financiero. En particular, revisiones metodológicas como las de Dungey et al. (2005), Kenourgios et al. (2012) y Le et al. (2014) sugieren divisiones teóricas de acuerdo con la definición de contagio utilizada. Por ello, la presente sección revisa las principales pruebas y estructuras teóricas usadas, para la estimación del efecto contagio, esquematizadas de la siguiente manera: pruebas basadas en la probabilidad condicional de una crisis, pruebas de análisis de correlaciones, pruebas que miden los cambios en volatilidad y spillovers, pruebas de equilibrio múltiple con regímenes cambiantes y pruebas que detectan cambios en momentos estadísticos de mayor orden.

Las primeras pruebas estiman la probabilidad de transmisión de los efectos de una crisis hacia un país extranjero; además, miden los mecanismos de transmisión y su significancia. Las técnicas mayormente usadas para estimar el efecto contagio, bajo este concepto, son las regresiones probabilísticas y logísticas. Las principales investigaciones de esta metodología son las Eichengreen et al. (1996), Caramazza et al. (2000), Kaminsky et al. (2000) y Bae

et al. (2003) quienes desarrollan modelos Probit-Logit para estudiar los canales de contagio. Estos análisis permiten estimar el efecto contagio mientras se analizan la existencia movimientos significativos e interrelación con los fundamentos de otros países para identificar mecanismos de transmisión o canales de contagio. Para este estudio, los autores definen índices financieros, calculan el Quadratic Probability Score, que evalúa la cercanía de la predicción y lo acontecido; e incluyen variables dicotómicas, como Drazen (1998), para capturar decisiones político/económicas o ruido político. Se destaca que han sido ampliamente utilizados para identificar contagio como resultado de ataques especulativos o crisis depreciatorias. Recientemente, son los modelos espaciales los usados para la estimación del efecto contagio bajo esta estructura. Novo (2003) y Abreu et al. (2010) usan modelos Probit espaciales para estimar el efecto contagio entre economías europeas producto de crisis de monedas y bancarias en países extranjeros. En ambos documentos destacan la importancia de los modelos Probit espaciales para garantizar estimadores consistentes y eficientes a diferencia de los modelos previos a la fecha. Sin embargo, autores como Dungey et al. (2005) y Le et al. (2014) señalan deficiencias de selección ad hoc de variables fundamentales, tamaño de la muestra y reducción de potencia de las pruebas asociada a la construcción de variables dicotómicas.

El segundo bloque abarca el método más usado para detectar contagio. Estas pruebas estiman los coeficientes de correlación en el periodo de pre-crisis y post-crisis para probar por cambios significativos que capturen la volatilidad asociada al segundo periodo, por ello esta metodología no estudia el efecto contagio asociado a variaciones específicas en los fundamentos de las economías a diferencia del modelo anterior. Los documentos pioneros y más relevantes de esta metodología son los de King y Wadhvani (1990), Lee et al. (1993), Calvo et al. (1996), Corsetti et al. (1999) y Baig y Goldfajn (1998). Como parte de las técnicas econométricas que prueban cambios en los coeficientes de correlación también es aplicado el análisis de principales componentes, entre los cuales destacan Calvo et al. (1996) y Kamisky y Reinhart (2000) quienes miden el co-movimiento en variables financieras economías latinoamericanas, europeas y asiáticas. Esta metodología ha sido aplicada constantemente porque

sus estimadores son consistentes aún frente a los problemas de ecuaciones simultáneas y variable omitida, pero falla ante la presencia de heterocedasticidad. Otra técnica propuesta es la de los modelos de factores. El documento principal de esta metodología es el de Corsetti et al. (2001)¹ y también se encuentran investigaciones como la de Aguilar y West (2000), quienes desarrollan modelos de factores dinámicos para series de tiempo financieras multivariadas. Los principales problemas de este enfoque son abordados por Rigobon (2001): variable omitida, heterocedasticidad y endogeneidad de las variables. En particular, se enfocan en la heterocedasticidad, asociada a las características intrínsecas de las variables financieras, dadas las fluctuaciones de una crisis a las que estas se encuentran sujetas. En base a ello, Forbes y Rigobon (2001) argumentan que las conclusiones de los análisis de correlaciones hasta la fecha podían ser desorientadoras debido a la naturaleza simultánea de las interacciones financieras y la presencia de heterocedasticidad en los retornos de activos. Por ello, desarrollan un estadístico para detectar contagio entre países que logra corregir el problema de heterocedasticidad y será retomado por Dungey et al. (2005) quienes proponen una versión multivariada de la prueba, por Fry-Mckibbin et al. (2010) para la estimación del efecto contagio en 9 escenarios de crisis financieras y Fry-Mckibbin et al. (2018) que usará el ajuste de heterocedasticidad para la construcción de pruebas conjuntas de contagio. Adicionalmente, existen metodologías alternativas bajo este enfoque como Holanda et al. (2003) que implementan análisis de correlaciones, un análisis del comportamiento de los residuos de las regresiones estimadas y la aplicación del filtro de Kalman para extraer el componente de contagio y Filetti et al. (2018) que

¹ Los autores desarrollan este modelo para probar quiebres estructurales. Definen el efecto contagio como el crecimiento de la correlación producto de cambio estructurales en la economía internacional. Modelan un factor η , presente en un solo país durante los periodos pre-crisis, pero que toma valores positivos en las crisis. La hipótesis nula será que el multiplicador de este factor es 0, indicando interdependencia, no contagio, entre los países. Y será positivo cuando el factor local específico η se convierta en uno global. Asimismo, discuten sobre la necesidad de implementar un modelo de factores múltiples que no usen las pruebas de correlación para probar el contagio.

usan el suavizamiento exponencial para la estimación de la varianza y covarianza entre series de tiempo de manera recursiva.

En el tercer grupo las pruebas analizan la varianza condicional entre los retornos de activos e indicadores financieros. Bajo este enfoque, las principales estructuras teóricas son los modelos ARCH y GARCH. Inicialmente, Hamao et al. (1990) usan modelos ARCH, GARCH y GARCH-M para estudiar la interdependencia y mecanismos de transmisión, en los dos primeros momentos condicionales, de precios y su volatilidad entre los mercados financieros de Londres, Tokio y Nueva York en el año 1987, evidenciando asimetrías en el efecto contagio. Simultáneamente, comienzan a desarrollarse metodologías, como la de Bollerslev (1990), quien desarrolla modelos multivariados GARCH de correlación condicional constante, el modelo BEKK de Engle y Kroner (1995), que reproduce la correlación variante en el tiempo y el modelo de correlación condicional dinámica de Engle (2002). Asimismo, opuesto al estudio de contagio como quiebre estructural de correlaciones, Baur (2003) crítica las pruebas basadas en coeficientes de correlación constantes² y propone alternativas basadas en estimaciones capaces de diferenciar entre contagio por la media y contagio por volatilidad³, característica que, junto a la posibilidad de enfrentar el problema de heterocedasticidad y dinámicas autorregresivas y de acuerdo con Le et al. (2014), este es el principal aporte de esta metodología.

Esta literatura tiene como referentes las extensiones del modelo DCC de Engle (2002) como el propuesto por Billio y Caporin (2006), Syllignakis et al. (2011) quienes proponen un modelo DDC-GARCH multivariado, Cappiello et al. (2006) quienes usan un modelo AG-DDC-GARCH, entre otros. Asimismo, se destaca el documento de Dungey et al. (2012) quienes desarrollan una

² Se afirma que pruebas como las propuestas por Forbes y Rigobon (2002) pueden ser engañosas dado que fallan en presencia de correlaciones variantes en el tiempo, la heterocedasticidad como una fuente de contagio y periodos de crisis reducidos, las pruebas no tienen poder suficiente para detectar el contagio.

³ Estiman el modelo de Corsetti et al. (2001) mediante máxima verosimilitud, donde las varianzas cambiantes en el tiempo son capturadas por un modelo GARCH, y evalúan el co-movimiento de las variables. Para el de volatilidad, extienden el test de Edwards (1998) añadiendo un regresor que abarque cualquier variable que afecte la varianza. Si el regresor tiene efectos significativos en la volatilidad, hay efecto de contagio o spillover. Posteriormente, Baur (2003) replica el modelo con un regresor adicional que revela un cambio por encima del nivel normal de volatilidad.

metodología capaz de detectar endógenamente los periodos de crisis y el efecto contagio en ellas con una aproximación GARCH estructural con funciones de transición suavizada. Afirma la importancia de evitar supuestos incorrectos sobre la homogeneidad de la data en periodos establecidos exógenamente y los riesgos de sub y sobrestimación de los puntos de corte de las crisis. Por otro lado, Kenourgios et al. (2012) aplica pruebas de cointegración y modelos de corrección de errores de vectores, técnicas también utilizadas por la literatura para estimar el efecto contagio en las economías (las pruebas de cointegración se basan en Johansen (1991) y Johansen et al. (1990); para el modelo de errores de vectores consultar Sheng y Tu (2000)). Más adelante, usan el modelo AG-DDC-GARCH, que permite examinar respuestas asimétricas a shocks negativos, para determinar si la dinámica de correlación entre los mercados es generada por movimientos en los fundamentales o criterios de comportamiento. Contemporáneamente, Maliki et al. (2014), mediante modelos GARCH detectan que el mayor efecto contagio proviene de Estados Unidos y la zona europea, aunque este efecto es variable de acuerdo con el régimen de tipo de cambio (flotante o flotante administrado) que posea una economía, siendo la volatilidad más persistente en países con un tipo de cambio sin ningún tipo de intervención por parte de entidades locales. Posteriormente, Kenourgios y Dimitriou (2015) prueban el efecto contagio durante la GFC usando el modelo DDC en un modelo multivariado ARCH junto a un régimen markoviano usado para determinar los puntos de corte de las crisis estudiadas.

El penúltimo bloque abarca los ya mencionados regímenes markovianos que permiten analizar equilibrios múltiples. La principal referencia es Gallo y Otranto (2008), quienes analizan los mecanismos de transmisión entre las economías en presencia de regímenes de volatilidad cambiante. Para ello proponen el modelo Multi-Chain Markov Switching (MCMS en adelante). Lo innovador del modelo MCMS es que considera la probabilidad de transición de un régimen a otro como dependiente del estado de los otros mercados. Es decir, se estructura un proceso multivariado en el que el mecanismo de cambio entre regímenes hace que el estado de una variable sea dependiente en los estados rezagados de otras variables. Por otro lado, Gravelle et al. (2007) estudian la interdependencia entre

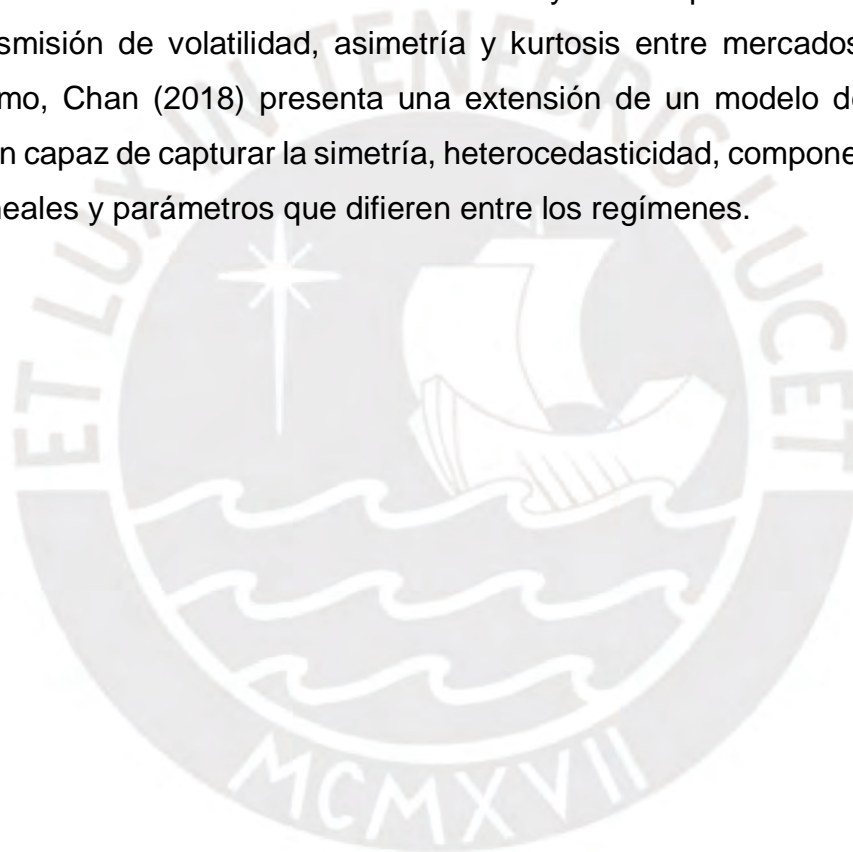
activos financieros mediante shocks que operan a través de conexiones y cambios en la estructura de transmisión entre países. Se asume que los errores cambian entre regímenes markovianos de alta y baja volatilidad. Bajo estas especificaciones, el cambio en volatilidad es endógenamente estimado en lugar de ser asignado posteriormente ante un cambio en la desviación estándar sobre el promedio. Reafirman la importancia de que la heterocedasticidad sea modelada adecuadamente y se considera la correlación dinámica que permita analizar la dinámica del contagio y el régimen como objeto capaz de permitir una definición endógena de los periodos de crisis⁴. Para más literatura sobre regímenes markovianos consultar Pelletier (2006), Kenourgios y Dimitriou (2015), Rotta y Pereira (2015) y Chan (2018).

Por último, el enfoque de esta investigación se relaciona con la aproximación contemporánea de pruebas basadas en momentos estadísticos de mayor orden y su interacción⁵. Se han desarrollado modelos empíricos de contagio cuyo aporte principal, a diferencia de los anteriores bloques, es que permite estimar el efecto contagio reconociendo múltiples canales en simultáneo. Destacan los documentos de trabajo de Fry-Mckibbin et al. (2010) quienes mediante pruebas de quiebre estructural establecen puntos de corte para el inicio de las crisis y, usando y complementando la prueba de Forbes y Rigobon (2002), desarrollan pruebas que estimen el contagio mediante canales de co-asimetría (CS), Martin et al. (2011) con una aproximación de copulas condicionales y Wang (2012) quien estudia las propiedades en muestras finitas de pruebas de contagios, incluyendo las de Forbes y Rigobon (2002) y Favero et al. (2002), usando experimentos de Monte Carlo. Posteriormente, Fry-McKibbin et al. (2016)

⁴ Billio y Caporin (2006) depuran la base, removiendo los feriados comunes mientras que los no comunes son reemplazados por un retorno de 0. Afirman que esta limpieza tienen la ventaja de no introducir correlación espuria en la data y preservan todos los puntos disponibles en el tiempo. Posteriormente, siguen a Forbes y Rigobon (2002) tomando un promedio móvil de dos días para estos retornos.

⁵ Existe literatura teórica de contagio bajo este esquema que generalizan el International Capital Asset Pricing Model (ICAPM), permitiendo que las preferencias de los inversionistas dependan de los cuatro primeros momentos bajo un régimen cambiante que captura las variaciones en el tiempo en la covarianza, co-asimetría, co-kurtosis. Documentos como los Guidolin y Timmermann (2008) y Zambrano (2017) estudian el efecto contagio en variables financieras en momentos de mayor orden.

desarrollan pruebas de contagio que estimen la co-volatilidad (CV) y co-kurtosis (CK). Concluyen que el canal de transmisión más prevalente es el de correlación, seguido por la co-volatilidad y, en escenarios específicos, la co-asimetría. Posteriormente, Hsiao (2015) y Hsiao (2016) quien hace uso de las pruebas mencionadas para probar el efecto contagio durante la Crisis Subprime y la GFC, y define índices de severidad durante la crisis en base a la cantidad de países afectados bajo las pruebas propuestas. Por el mismo año Del Brio et al. (2016) combina el modelo DCC con momentos de mayor orden para estimar en conjunto la transmisión de volatilidad, asimetría y kurtosis entre mercados de activos. Asimismo, Chan (2018) presenta una extensión de un modelo de cambio de régimen capaz de capturar la simetría, heterocedasticidad, componentes lineales y no lineales y parámetros que difieren entre los regímenes.



3. METODOLOGÍA

La metodología de estimación sigue la estructura propuesta por Fry-McKibbin et al. (2018): primero, se abordará la estructura teórica, en la cual se detalla la función de densidad de los retornos bursátiles de 2 países (el país afectado y el que se considera fuente de contagio) y la estimación de los parámetros que miden los movimientos de los momentos de hasta tercer orden y sus respectivos co-momentos. Posteriormente, se revisan las pruebas de contagio conjuntas e individuales elaboradas a partir de la estructura teórica.

3.1. ASUNTOS PRELIMINARES

La estructura para el desarrollo de las pruebas conjuntas de contagio parte de la distribución exponencial generalizada bivariada propuesta por Fry-McKibbin et al. (2010) para las variables aleatorias r_i y r_j , las cuales representan los retornos de un portafolio doméstico y extranjero respectivamente, la misma se define de la siguiente manera:

$$f(r_{it}, r_{jt}) = \exp(h_t - \eta_t), \quad (1)$$

Donde h_t es especificado como:

$$h_t = -\frac{1}{2} \left(\frac{1}{1-\rho^2} \right) \left(\left(\frac{r_{it} - \mu_i}{\sigma_i} \right)^2 + \left(\frac{r_{jt} - \mu_j}{\sigma_j} \right)^2 - 2\rho \left(\frac{r_{it} - \mu_i}{\sigma_i} \right) \left(\frac{r_{jt} - \mu_j}{\sigma_j} \right) \right) \quad (2)$$

$$+ \theta_4 \left(\frac{r_{it} - \mu_i}{\sigma_i} \right) \left(\frac{r_{jt} - \mu_j}{\sigma_j} \right)^2 + \theta_5 \left(\frac{r_{it} - \mu_i}{\sigma_i} \right)^2 \left(\frac{r_{jt} - \mu_j}{\sigma_j} \right)$$

$$+ \theta_6 \left(\frac{r_{it} - \mu_i}{\sigma_i} \right) \left(\frac{r_{jt} - \mu_j}{\sigma_j} \right)^3 + \theta_7 \left(\frac{r_{it} - \mu_i}{\sigma_i} \right)^3 \left(\frac{r_{jt} - \mu_j}{\sigma_j} \right) + \theta_8 \left(\frac{r_{it} - \mu_i}{\sigma_i} \right)^2 \left(\frac{r_{jt} - \mu_j}{\sigma_j} \right)^2$$

Asimismo, h_t es la representación generalizada bivariada de la distribución normal, la cual es una distribución subordinada a la exponencial generalizada propuesta por Fry-McKibbin et al. (2010) para dos variables aleatorias, mientras que η_t es la constante normalizadora que asegura que la función de densidad integre a la unidad y es especificada como $\eta_t = \ln \iint \exp(h_t) dr_i dr_j$. Los

parámetros θ controlan los movimientos de la normal bivariada. Específicamente, θ_4 y θ_5 controlan la co-asimetría, θ_6 y θ_7 controlan la co-kurtosis, y θ_8 controla la co-volatilidad. En caso todos los parámetros θ sean igual a 0, la distribución se reduce a una normal bivariada.

Para una muestra de $t = 1, 2, \dots, T$, obtenemos la siguiente función de log-verosimilitud correspondiente a (1):

$$\ln L(\Theta) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T h_t(\Theta) - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \eta_t(\Theta), \quad (3)$$

Donde $\theta = \{\mu_i, \mu_j, \sigma_i^2, \sigma_j^2, \rho, \theta_4, \theta_5, \theta_6, \theta_7, \theta_8\}$ es un vector de parámetros desconocidos. Para obtener los parámetros que maximizan la función de log-verosimilitud los autores utilizan la prueba de Multiplicadores de Lagrange (LM por sus siglas en inglés), la cual se define como:

$$LM = TG(\hat{\theta})'I(\hat{\theta})^{-1}G(\hat{\theta}), \quad (4)$$

Donde $\hat{\theta}$ representa los parámetros que maximizan la log-verosimilitud, $G(\hat{\theta})$ es el gradiente e $I(\hat{\theta})$ es la matriz de información asintótica, ambos evaluados en $\hat{\theta}$. Para mayores detalles sobre las condiciones de regularidad y suficiencia véase Fry-McKibbin et al. (2018).

3.2. PRUEBAS DE CONTAGIO MEDIANTE CANALES ESPECÍFICOS

Este conjunto de pruebas está orientado a analizar cada uno de los canales de transmisión del efecto contagio por separado.

El primer conjunto de pruebas se basa en el canal de co-asimetría. Fry-McKibbin et al. (2010) presentan dos versiones de esta prueba dependiendo de si se desea evaluar la relación entre los retornos locales y la volatilidad de los retornos extranjeros (CS_{12}) o viceversa (CS_{21}). Las pruebas identifican cambios significativos en la co-asimetría entre el periodo de crisis (y) y el periodo previo a la crisis (x) y se definen de la siguiente forma:

$$CS_{12} = \frac{\left(\hat{\psi}_y(r_i^1, r_j^2) - \hat{\psi}_x(r_i^1, r_j^2)\right)^2}{\frac{4\hat{\sigma}_{y|x_i}^2 + 2}{T_y} + \frac{4\hat{\rho}_{y|x_i}^2 + 2}{T_x}}, \quad (5)$$

$$CS_{21} = \frac{\left(\hat{\psi}_y(r_i^2, r_j^1) - \hat{\psi}_x(r_i^2, r_j^1)\right)^2}{\frac{4\hat{\nu}_{y|x_i}^2 + 2}{T_y} + \frac{4\hat{\rho}_{y|x_i}^2 + 2}{T_x}}. \quad (6)$$

Bajo la hipótesis nula, las pruebas de co-asimetría se distribuyen como $CS_{12}, CS_{21} \rightarrow \chi_1^2$. Cabe resaltar que la principal diferencia con la prueba $COSK$ es que, mientras que la prueba CS_{ij} , con $i, j = 1, 2$, solo evalúa uno de los canales de transmisión de la co-asimetría, la prueba conjunta $COSK$ considera los dos canales y la interacción entre ambos.

La segunda prueba se enfoca en la co-kurtosis entre retornos de los portafolios y utiliza el término $\xi_y(r_i^3, r_j^3)$ definido en la ecuación (3). La hipótesis nula de CK_{31} es asintóticamente distribuida como $CK_{31} \rightarrow \chi_1^2$. Al igual que la prueba CS_{21} , puede alterarse el orden de presentación de los parámetros de $\xi_y(r_i^3, r_j^3)$ para producir el estadístico CK_{13} que presenta la misma distribución asintótica. La prueba se define como:

$$CK_{31} = \frac{\left(\hat{\xi}_y(r_i^3, r_j^1) - \hat{\xi}_x(r_i^3, r_j^1)\right)^2}{\frac{18\hat{\nu}_{y|x_i}^2 + 6}{T_y} + \frac{18\hat{\rho}_{y|x_i}^2 + 6}{T_x}}. \quad (7)$$

La tercera prueba toma los segundos momentos cruzados para identificar cambios en la co-volatilidad durante los periodos de crisis. El término $\phi_y(r_i^2, r_j^2)$ es el definido anteriormente en la ecuación (5). $CV_{22} \rightarrow \chi_1^2$, definido como:

$$CV_{22} = \frac{\left(\hat{\phi}_y(r_i^2, r_j^2) - \left(1 + 2\nu_{y|x_i}^2\right)\right)^2}{\frac{4\hat{\nu}_{y|x_i}^4 - 16\hat{\nu}_{y|x_i}^2 + 4}{T_y} + \frac{4\hat{\rho}_{y|x_i}^4 - 16\hat{\rho}_{y|x_i}^2 + 4}{T_x}}. \quad (8)$$

Finalmente, la prueba de Forbes y Rigobon (2002) es modificada por Fry-McKibbin et al. (2010) y se basa en comparar la correlación ajustada entre periodos. El término $\hat{\nu}_{y|x_i}$ es el coeficiente de correlación ajustado en el periodo de crisis, $s_{x,i}^2$ y $s_{y,i}^2$ son las varianzas de la muestra en el mercado i durante los periodos, ρ_x y ρ_y son los coeficientes de correlación de la muestra para los periodos de no crisis y crisis, respectivamente. Bajo la hipótesis nula de no

contagio, la prueba FR se distribuye asintóticamente como $FR \rightarrow \chi_1^2$ y se define como:

$$FR = \left(\frac{\hat{\nu}_{y|x_i} - \hat{\rho}_x}{\sqrt{\text{var}(\hat{\nu}_{y|x_i} - \hat{\rho}_x)}} \right)^2 \quad (9)$$

Donde $\hat{\nu}_{y|x_i}$ se define como:

$$\hat{\nu}_{y|x_i} = \frac{\hat{\rho}_y}{\sqrt{1 + \left(\frac{s_{iy}^2 - s_{ix}^2}{s_{ix}^2} \right) (1 - \hat{\rho}_y^2)}}.$$

3.3. PRUEBAS CONJUNTAS DE CONTAGIO

Los autores Fry-McKibbin et al. (2018) trabajan dos pruebas conjuntas de contagio: (i) la primera de ellas considera los canales de correlación, co-asimetría, co-kurtosis y co-volatilidad; (ii) la segunda es una derivación restringida de la primera que solo analiza los canales de co-asimetría y su interacción.

La primera prueba permite identificar el efecto contagio mediante múltiples canales simultáneamente, debido a cambios en la co-asimetría, co-kurtosis y co-volatilidad. El efecto contagio a través de la co-asimetría mide el cambio en la interacción entre retornos esperados de un mercado y la volatilidad de los retornos de otro. El contagio a través de la co-kurtosis mide el cambio en la interacción entre retornos esperados y la asimetría en los mercados de valores. Finalmente, el contagio a través de la co-volatilidad mide el cambio en la volatilidad de los retornos en los mercados.

Para el desarrollo de la prueba conjunta de contagio, se usa la siguiente notación propuesta por Fry-McKibbin et al. (2018). El periodo pre-crisis y de crisis se denotan como x e y , respectivamente. El tamaño de la muestra en cada periodo es el valor de T_k con $k = x, y$. La correlación entre el retorno de dos activos es definida como ρ_k . Los parámetros $\hat{\mu}_{ix}, \hat{\mu}_{jx}, \hat{\mu}_{iy}, \hat{\mu}_{jy}$ son las medias de los retornos del portafolio doméstico (i) y extranjero (j) durante el periodo correspondiente. Por último, $\sigma_{ix}, \sigma_{jx}, \sigma_{iy}, \sigma_{jy}$ son las desviaciones estándar.

Posteriormente, Fry-McKibbin et al. (2018) define la co-asimetría de la siguiente manera:

$$\hat{\psi}_k(r_i^2, r_j^1) = \frac{1}{T_k} \sum_{t=1}^{T_k} \left(\frac{r_{it} - \hat{\mu}_{ik}}{\hat{\sigma}_{i,k}} \right)^2 \left(\frac{r_{jt} - \hat{\mu}_{jk}}{\hat{\sigma}_{jk}} \right), \quad k = x, y \quad (10)$$

$$\hat{\psi}_k(r_i^1, r_j^2) = \frac{1}{T_k} \sum_{t=1}^{T_k} \left(\frac{r_{it} - \hat{\mu}_{ik}}{\hat{\sigma}_{i,k}} \right) \left(\frac{r_{jt} - \hat{\mu}_{jk}}{\hat{\sigma}_{jk}} \right)^2, \quad k = x, y \quad (11)$$

Asimismo, la co-kurtosis es definida como:

$$\hat{\xi}_k(r_i^3, r_j^1) = \frac{1}{T_k} \sum_{t=1}^{T_k} \left(\frac{r_{it} - \hat{\mu}_{ik}}{\hat{\sigma}_{i,k}} \right)^3 \left(\frac{r_{jt} - \hat{\mu}_{jk}}{\hat{\sigma}_{jk}} \right), \quad k = x, y \quad (12)$$

$$\hat{\xi}_k(r_i^1, r_j^3) = \frac{1}{T_k} \sum_{t=1}^{T_k} \left(\frac{r_{it} - \hat{\mu}_{ik}}{\hat{\sigma}_{i,k}} \right) \left(\frac{r_{jt} - \hat{\mu}_{jk}}{\hat{\sigma}_{jk}} \right)^3, \quad k = x, y \quad (13)$$

Finalmente, define la co-volatilidad:

$$\hat{\varphi}_k(r_i^2, r_j^2) = \frac{1}{T_k} \sum_{t=1}^{T_k} \left(\frac{r_{it} - \hat{\mu}_{ik}}{\hat{\sigma}_{i,k}} \right)^2 \left(\frac{r_{jt} - \hat{\mu}_{jk}}{\hat{\sigma}_{jk}} \right)^2, \quad k = x, y \quad (14)$$

La prueba conjunta está compuesta por seis elementos de los cuales los primeros cinco corresponden a los excesos de los co-momentos y el último término captura los efectos de la interacción entre los excesos de los co-momentos. El estadístico toma la siguiente forma:

$$JOINT = J_{12} + J_{21} + J_{13} + J_{31} + J_{22} + J_I \quad (15)$$

Donde

$$J_{12} = \frac{\left(\hat{\psi}_y(r_i^1, r_j^2) - \hat{\psi}_x(r_i^1, r_j^2) \right)^2}{\frac{2(1-\hat{\nu}_{y|x_i}^6)}{T_y(2\hat{\nu}_{y|x_i}^2+1)} + \frac{2(1-\hat{\rho}_x^6)}{T_x(\hat{\rho}_x^2+1)}} \quad (16)$$

$$J_{21} = \frac{\left(\hat{\psi}_y(r_i^2, r_j^1) - \hat{\psi}_x(r_i^2, r_j^1)\right)^2}{\frac{2(1-\hat{\nu}_{y|x_i}^6)}{T_y(2\hat{\nu}_{y|x_i}^2+1)} + \frac{2(1-\hat{\rho}_x^6)}{T_x(\hat{\rho}_x^2+1)}} \quad (17)$$

Son los componentes de exceso de la co-asimetría,

$$J_{13} = \frac{\left(\left(\hat{\xi}_y(r_i^1, r_j^3) - 3\hat{\nu}_{y|x_i}\right) - \left(\hat{\xi}_x(r_i^1, r_j^3) - 3\hat{\rho}_x\right)\right)^2}{\frac{6(\hat{\nu}_{y|x_i}^{10} - \hat{\nu}_{y|x_i}^8 - \hat{\nu}_{y|x_i}^2 + 1)}{T_y(3\hat{\nu}_{y|x_i}^4 + 2\hat{\nu}_{y|x_i}^2 + 1)} + \frac{6(\hat{\rho}_x^{10} - \hat{\rho}_x^8 - \hat{\rho}_x^2 + 1)}{T_x(3\hat{\rho}_x^4 + 2\hat{\rho}_x^2 + 1)}} \quad (18)$$

$$J_{31} = \frac{\left(\left(\hat{\xi}_y(r_i^3, r_j^1) - 3\hat{\nu}_{y|x_i}\right) - \left(\hat{\xi}_x(r_i^3, r_j^1) - 3\hat{\rho}_x\right)\right)^2}{\frac{6(\hat{\nu}_{y|x_i}^{10} - \hat{\nu}_{y|x_i}^8 - \hat{\nu}_{y|x_i}^2 + 1)}{T_y(3\hat{\nu}_{y|x_i}^4 + 2\hat{\nu}_{y|x_i}^2 + 1)} + \frac{6(\hat{\rho}_x^{10} - \hat{\rho}_x^8 - \hat{\rho}_x^2 + 1)}{T_x(3\hat{\rho}_x^4 + 2\hat{\rho}_x^2 + 1)}} \quad (19)$$

Los componentes de exceso de la co-kurtosis y

$$J_{22} = \frac{\left(\left(\hat{\varphi}_y(r_i^2, r_j^2) - (1 + 2\hat{\nu}_{y|x_i}^2)\right) - \left(\hat{\varphi}_x(r_i^2, r_j^2) - (1 + 2\hat{\rho}_x^2)\right)\right)^2}{\frac{4(\hat{\nu}_{y|x_i}^2 - 1)^2(\hat{\nu}_{y|x_i}^4 + 1)}{T_y(\hat{\nu}_{y|x_i}^4 + 6\hat{\nu}_{y|x_i}^2 + 1)} + \frac{4(\hat{\rho}_x^2 - 1)^2(\hat{\rho}_x^4 + 1)}{T_x(\hat{\rho}_x^4 + 6\hat{\rho}_x^2 + 1)}} \quad (20)$$

Es el componente de exceso de la co-volatilidad. Por último, el término J_I captura los efectos de interacción entre los excesos de los momentos y se define como:

$$J_I = -\frac{\left(\hat{\psi}_y(r_i^1, r_j^2) - \hat{\psi}_x(r_i^1, r_j^2)\right) \left(\left(\hat{\psi}_y(r_i^2, r_j^1) - \hat{\psi}_x(r_i^2, r_j^1)\right)\right)}{\frac{1-\hat{\nu}_{y|x_i}^6}{T_y(\hat{\nu}_{y|x_i}^3+2\hat{\nu}_{y|x_i})} + \frac{1-\hat{\rho}_x^6}{T_x(\hat{\rho}_x^3+2\hat{\rho}_x)}} \quad (21)$$

$$+ \frac{\left(\left(\hat{\xi}_y(r_i^1, r_j^3) - 3\hat{\nu}_{y|x_i}\right) - \left(\hat{\xi}_x(r_i^1, r_j^3) - 3\hat{\rho}_x\right)\right) \left(\left(\hat{\xi}_y(r_i^3, r_j^1) - 3\hat{\nu}_{y|x_i}\right) - \left(\hat{\xi}_x(r_i^3, r_j^1) - 3\hat{\rho}_x\right)\right)}{\frac{3(\hat{\nu}_{y|x_i}^{10} - \hat{\nu}_{y|x_i}^8 - \hat{\nu}_{y|x_i}^2 + 1)}{T_y(\hat{\nu}_{y|x_i}^6 + 2\hat{\nu}_{y|x_i}^4 + 3\hat{\nu}_{y|x_i}^2 + 1)} + \frac{3(\hat{\rho}_x^{10} - \hat{\rho}_x^8 - \hat{\rho}_x^2 + 1)}{T_x(\hat{\rho}_x^6 + 2\hat{\rho}_x^4 + \hat{\rho}_x^2)}}$$

$$- \frac{\left(\left(\hat{\xi}_y(r_i^1, r_j^3) - 3\hat{\nu}_{y|x_i}\right) - \left(\hat{\xi}_x(r_i^1, r_j^3) - 3\hat{\rho}_x\right)\right) \left(\hat{\varphi}_y(r_i^2, r_j^2) - (1 + 2\hat{\nu}_{y|x_i}^2)\right) - \left(\left(\hat{\varphi}_x(r_i^2, r_j^2) - (1 + 2\hat{\rho}_x^2)\right)\right)}{\frac{(\hat{\nu}_{y|x_i}^2 - 1)^2(\hat{\nu}_{y|x_i}^4 + 1)}{T_y(\hat{\nu}_{y|x_i}^3 + \hat{\nu}_{y|x_i})} + \frac{(\hat{\rho}_x^2 - 1)^2(\hat{\rho}_x^4 + 1)}{T_x(\hat{\rho}_x^3 + \hat{\rho}_x)}}$$

$$- \frac{\left(\left(\hat{\xi}_y(r_i^3, r_j^1) - 3\hat{\nu}_{y|x_i}\right) - \left(\hat{\xi}_x(r_i^3, r_j^1) - 3\hat{\rho}_x\right)\right) \left(\hat{\varphi}_y(r_i^2, r_j^2) - (1 + 2\hat{\nu}_{y|x_i}^2)\right) - \left(\left(\hat{\varphi}_x(r_i^2, r_j^2) - (1 + 2\hat{\rho}_x^2)\right)\right)}{\frac{(\hat{\nu}_{y|x_i}^2 - 1)^2(\hat{\nu}_{y|x_i}^4 + 1)}{T_y(\hat{\nu}_{y|x_i}^3 + \hat{\nu}_{y|x_i})} + \frac{(\hat{\rho}_x^2 - 1)^2(\hat{\rho}_x^4 + 1)}{T_x(\hat{\rho}_x^3 + \hat{\rho}_x)}}$$

Este estadístico captura el cambio en la estructura de múltiples canales de contagio a través momentos de mayor orden. Se distribuye $JOINT \rightarrow \chi_5^2$, donde el número de grados de libertad de la distribución es determinado por el número de restricciones impuestas sobre la distribución (2) de los retornos, las cuales son $\theta_4 = \theta_5 = \theta_6 = \theta_7 = \theta_8 = 0$.

La segunda prueba es una versión restringida de la prueba JOINT donde los únicos canales de contagio permitidos son los de cambios en la co-asimetría. Este estadístico conjunto se define como:

$$\begin{aligned}
 COSK = & \frac{\left(\hat{\psi}_y(r_i^1, r_j^2) - \hat{\psi}_x(r_i^1, r_j^2)\right)^2 + \left(\hat{\psi}_y(r_i^2, r_j^1) - \hat{\psi}_x(r_i^2, r_j^1)\right)^2}{\frac{2(1-\hat{\nu}_{y|x_i}^6)}{T_y(2\hat{\nu}_{y|x_i}^2+1)} + \frac{2(1-\hat{\rho}_x^6)}{T_x(\hat{\rho}_x^2+1)}} \\
 & - \frac{\left(\hat{\psi}_y(r_i^1, r_j^2) - \hat{\psi}_x(r_i^1, r_j^2)\right) \left(\hat{\psi}_y(r_i^2, r_j^1) - \hat{\psi}_x(r_i^2, r_j^1)\right)}{\frac{(1-\hat{\nu}_{y|x_i}^6)}{T_y(\hat{\nu}_{y|x_i}^3+2\hat{\nu}_{y|x_i})} + \frac{(1-\hat{\rho}_x^6)}{T_x(\hat{\rho}_x^3+2\hat{\rho}_x)}}, \tag{20}
 \end{aligned}$$

Donde los dos primeros componentes representan los dos canales de co-asimetría que se están evaluando y el tercer componente captura la interacción entre ambos co-momentos. La prueba se distribuye como $COSK \rightarrow \chi_2^2$.



4. ANÁLISIS DE RESULTADOS

Se analizan los resultados obtenidos por las pruebas de contagio aplicadas a cinco crisis en particular: la Crisis Financiera del 2008, la Crisis Asiática de 1997, la Crisis Rusa de 1998, la Crisis Argentina del 2015-2019 y la Crisis Turca del 2018.

4.1. CRISIS FINANCIERA DEL 2008.

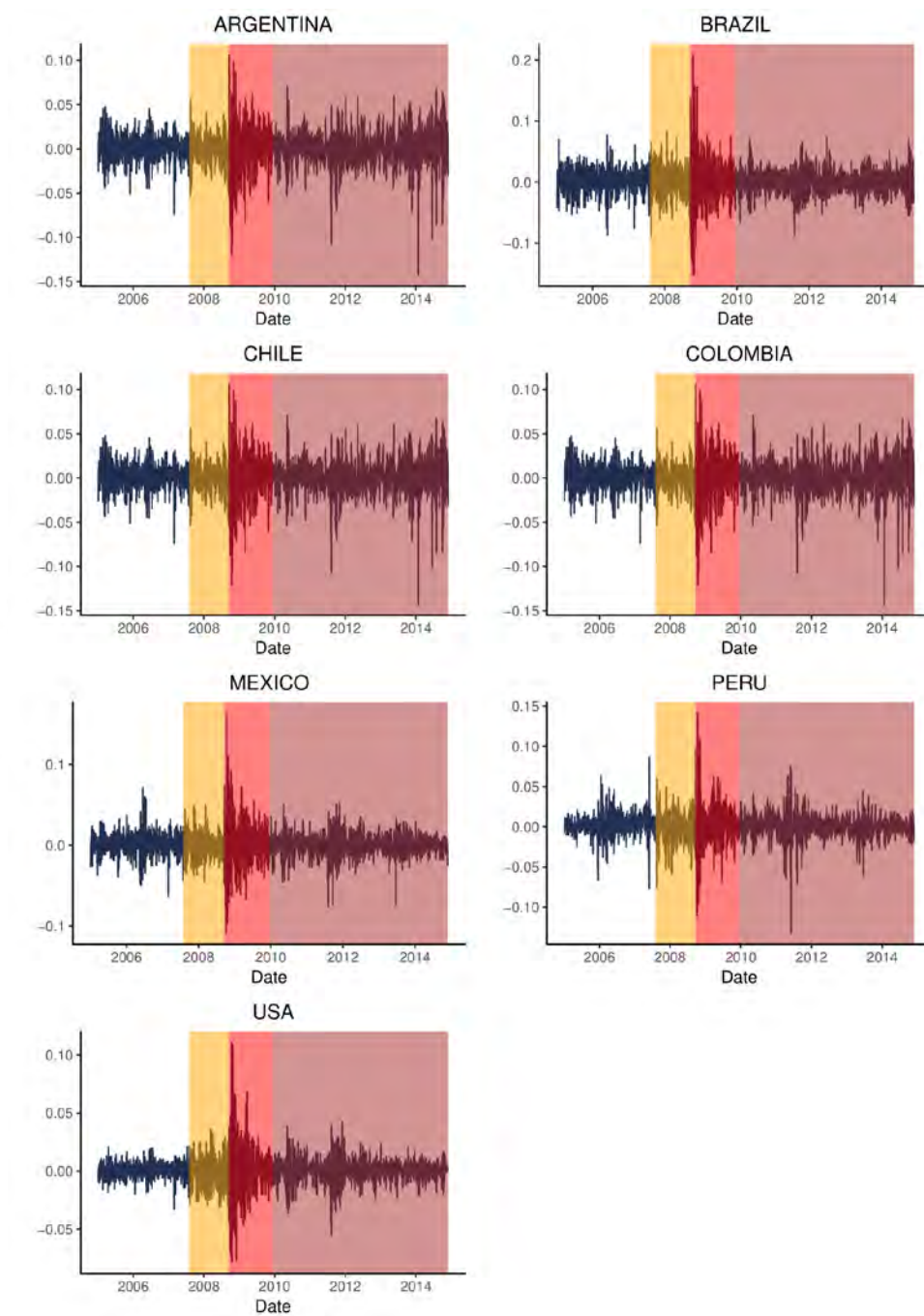
Se ha recopilado información de los retornos diarios de la Bolsa de Valores de 6 economías latinoamericanas: Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Perú⁶; asimismo, como punto de origen del contagio se utiliza el índice bursátil Dow Jones Industrial Average (DJIA) que agrupa los retornos diarios de las 30 principales compañías que cotizan en la Bolsa de Valores estadounidense. Asimismo, el periodo de la muestra comprende desde el 4 de enero de 2005 al 28 de noviembre de 2014.

La determinación de los periodos precrisis y crisis se basa en la metodología aplicada por Fry-McKibbin et al. (2018), quien utiliza una prueba de cambio estructural basado en los residuos de un VAR multivariado aplicado a los retornos diarios para determinar las fechas de corte entre el periodo previo a la crisis y el de crisis. El periodo de pre-crisis comprende desde el 12 de enero de 2005 al 2 de agosto de 2007, mientras que el periodo de crisis parte del 3 de agosto de 2007 al 28 de noviembre de 2014. Este último periodo es separado en 3 subperiodos que también serán evaluados: la Crisis Subprime entre el 3 de agosto de 2007 al 14 de septiembre de 2008, La Crisis Financiera Global (GFC por sus siglas en inglés) entre el 15 de septiembre de 2008 al 31 de diciembre de 2009 y la Crisis de la Deuda Europea entre el 1 de enero de 2010 al 28 de noviembre de 2014. La Figura 1 muestra que volatilidad de los retornos de los países de la muestra experimenta un incremento sustancial durante el subperiodo denominado como La Gran Recesión, respecto al periodo de la Crisis Subprime y la Crisis de la deuda europea en los que se mantienen variaciones porcentuales semi-homogéneas. De igual manera, todos los países

⁶ Índices bursátiles seleccionados: Merval, BOVESPA, IGPA, COLCAP, MEXBOL y SPBLPGPT.

experimentan la máxima variación porcentual positiva en el periodo de la Gran Recesión y la máxima negativa en el periodo de la Deuda Europea.

Figura 1. Retornos diarios de índices bursátiles seleccionados



Nota: De blanco el periodo pre-crisis; amarillo, Crisis Subprime; naranja, GFC; y rojo, Crisis de la Deuda Europea

Fuente: Elaboración propia

4.1.1. ANÁLISIS DE MOMENTOS Y CO-MOMENTOS ESTADÍSTICOS

Tabla 1. Estadísticos descriptivos de retornos bursátiles LATAM y DJIA

Country	Mean	Min.	Max.	Std dev.	Skewness	Kurtosis
Non-crisis: 12 January 2005 to 2 August 2007						
Peru	0.285	-8.003	8.249	1.417	-0.203	8.537
Argentina	0.064	-7.706	4.659	1.475	-0.499	4.696
Brazil	0.171	-9.095	7.475	1.986	-0.496	4.809
Mexico	0.135	-6.515	6.882	1.415	-0.205	5.446
Chile	0.107	-5.876	3.122	0.997	-0.697	5.302
Colombia	0.152	-14.168	18.039	2.195	-0.322	16.456
USA	0.035	-3.349	2.069	0.655	-0.385	4.545
Crisis: 3 August 2007 to 28 November 2014						
Peru	-0.019	-14.21	13.191	1.804	-0.361	11.389
Argentina	0.027	-15.381	10.072	2.079	-0.861	8.841
Brazil	-0.017	-16.553	18.928	2.49	-0.219	10.507
Mexico	0.007	-11.532	15.122	1.768	-0.118	10.700
Chile	0.001	-10.188	13.928	1.474	-0.251	12.949
Colombia	0.013	-11.777	11.334	1.466	-0.513	11.482
USA	0.015	-8.201	10.508	1.317	-0.058	12.199

Fuente: Elaboración propia

La Tabla 1 presenta estadísticos descriptivos de los retornos bursátiles de los países seleccionados para la muestra. Estos datos son un claro indicio de lo que podemos esperar sobre los resultados de las pruebas para los periodos de pre-crisis y crisis: (i) de manera general, el retorno medio de todos los países disminuyó, siendo Perú uno de los países más afectados con una caída de aproximadamente 3 puntos porcentuales, mientras que EE.UU. fue el que tuvo un menor impacto; (ii) la brecha entre los retornos máximos y mínimos de la mayoría de países se amplió, entre los cuales Brasil fue el que registró mayores ganancias y pérdidas; por otro lado, Colombia destaca por haber sido el único país que disminuyó la dispersión de sus retornos mínimos y máximos; (iii) la volatilidad de los retornos aumentó significativamente en todos los países,

excepto Colombia, llegando a duplicarse en el caso de EE.UU, (iv) la asimetría, por su parte, guarda un comportamiento poco uniforme para los países seleccionados: los retornos se concentraron en valores más negativos para países como Perú, Argentina y Colombia; mientras que los retornos de los otros países, si bien aún concentraban sus retornos en valores por debajo de 0, se tornaron más positivos; (v) finalmente, la kurtosis aumentó en todos los países menos Colombia, lo cual nos indica que la mayoría de los retornos se concentraron alrededor de una media negativa, mientras que Colombia fue el único país que parece haber presentado una mayor dispersión durante el periodo de crisis. Así pues, parece haber un comportamiento bastante uniforme entre los países latinoamericanos, con excepción de Colombia, país en el que los retornos bursátiles reflejaron un comportamiento poco usual durante crisis financieras de gran magnitud.

Tabla 2. Co-momentos entre retornos bursátiles LATAM y DJIA

Country	Correlation	Coskewness		Cokurtosis		Covolatility
	(r_i^1, r_j^1)	(r_i^1, r_j^2)	(r_i^2, r_j^1)	(r_i^1, r_j^3)	(r_i^3, r_j^1)	(r_i^2, r_j^2)
Non-crisis: 12 January 2005 to 2 August 2007						
Peru	0.148	-0.145	-0.007	0.043	0.988	1.010
Argentina	0.490	-0.325	-0.338	2.699	2.997	2.895
Brazil	0.553	-0.274	-0.259	2.573	2.770	2.600
Mexico	0.597	-0.273	-0.175	3.397	3.169	3.144
Chile	0.424	-0.374	-0.402	3.102	2.729	3.016
Colombia	0.281	-0.029	-0.009	4.352	1.701	2.311
Crisis: 3 August 2007 to 28 November 2014						
Peru	0.466	-0.297	-0.181	5.368	6.081	5.630
Argentina	0.56	-0.464	-0.512	4.747	5.994	4.868
Brazil	0.651	-0.025	-0.140	8.153	8.166	8.372
Mexico	0.715	-0.017	0.035	8.274	8.538	8.414
Chile	0.568	-0.072	-0.041	8.191	6.897	7.155
Colombia	0.443	-0.240	-0.320	4.289	4.852	4.264

Fuente: Elaboración propia

La Tabla 2 presenta los co-momentos de cada uno de los retornos bursátiles latinoamericanos evaluados con los retornos del mercado de valores estadounidense. Primero, podemos observar que el canal de la correlación entre los retornos es uno de los que más cambios refleja. Si bien las magnitudes de este cambio son distintas para cada país, se observa de manera general un aumento en la correlación de los retornos durante el periodo de crisis. Segundo, en el caso de los canales de co-asimetría se observan dos casos: el que describe la relación entre los retornos esperados en el mercado de EE. UU. y la volatilidad de los retornos en los países latinoamericanos y viceversa. En el primer canal, observamos que, excepto para Brasil, una caída de los retornos del mercado de valores estadounidense implicó una mayor volatilidad en el retorno bursátil de las economías latinoamericanas. En el segundo canal, son los mercados de valores de Brasil, México y Chile los que reflejan una relación más positiva durante el periodo de crisis; es decir, una mayor volatilidad de los retornos del mercado de valores estadounidense afectó en menor medida el retorno medio de los países mencionados. Tercero, los canales de co-kurtosis, los cuales recogen la relación entre la asimetría de los retornos del mercado de valores de un país y los retornos esperados del mercado del otro, y viceversa, muestran un comportamiento bastante homogéneo. El primer canal tiene cambios importantes en todos los países menos en Colombia. Durante el periodo de crisis, cambios en los retornos de la Bolsa estadounidense afectó en mayor medida y positivamente la asimetría de los retornos latinoamericanos, lo cual provoca que estos se concentren en mayor medida en la cola derecha de la distribución. En el segundo canal, que analiza la relación contraria, el comportamiento es totalmente homogéneo y los resultados indican que la relación de EE.UU. con Colombia, en este canal, sí refleja cambios significativos, por lo que se podría inferir que este es uno de los pocos canales por los que se transmitió la crisis financiera a Colombia. Finalmente, el canal de co-volatilidad es el que cambios más drásticos sufrió durante el periodo de crisis. Como podemos observar, se registran cambios drásticos: la volatilidad aumentó en un 457% en el caso de Perú; Brasil, en un 222%; y México, en un 168%. Esto quiere

decir que la alta volatilidad de los mercados financieros latinoamericanos durante el periodo de crisis se debe en gran parte a la fuente de contagio: EE. UU.

4.1.2. ANÁLISIS DE PRUEBAS DE CONTAGIO

Tabla 3. Resultados de las pruebas de contagio entre LATAM y DJIA

Country	<i>JOINT</i>	<i>COSK</i>	<i>CV₂₂</i>	<i>CK₁₃</i>	<i>CK₃₁</i>	<i>CS₁₂</i>	<i>CS₂₁</i>	<i>FR</i>
Peru	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.014
Argentina	0.000	0.031	0.000	0.000	0.000	0.005	0.000	0.000
Brasil	0.000	0.050	0.000	0.000	0.000	0.057	0.010	0.000
Mexico	0.000	0.965	0.000	0.000	0.000	0.709	0.044	0.000
Chile	0.000	0.219	0.000	0.000	0.000	0.411	0.502	0.055
Colombia	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.002	0.476

Nota: p-values menores a 0.05 muestran evidencia de contagio a un nivel del 5% de significancia

Fuente: Elaboración propia

La Tabla 3 presenta los resultados de las pruebas de contagio individuales y conjuntas distribuyendo la muestra en los periodos de crisis y no crisis anteriormente mencionados. Para el caso peruano y argentino, según las pruebas, todos los canales parecen haberse visto afectados por la crisis, es decir, cada uno de ellos ha sido transmisor del efecto contagio. Por otro lado, el caso brasileño muestra evidencia de contagio de manera conjunta, es decir considerando todos sus canales (*JOINT*). Sin embargo, cuando solo consideramos los canales de co-asimetría (*COSK*) la evidencia deja de ser significativa al 1% y logra serlo muy estrechamente al 5%. Esto puede ser explicado, parcialmente, con las pruebas de co-asimetría individuales: el CS_{12} no rechaza al 1% ni al 5% mientras que el CS_{21} sí rechaza al 1% y 5%. Si bien hace falta considerar la interacción entre ambos co-momentos, las pruebas individuales parecen indicar que la volatilidad de los retornos estadounidenses ha tenido más efecto sobre los retornos esperados brasileños que el caso contrario. El caso mexicano es parecido al caso brasileño; sin embargo, en este caso, la prueba conjunta *COSK* no se rechaza al 1%, 5% ni 10%. Si observamos los canales individuales de co-asimetría, la prueba CS_{12} no parece registrar

cambios en el primer canal ya que, al igual que la prueba conjunta, no se rechaza al 1%, 5% ni 10%, es decir no hay evidencia de contagio por ese canal. Sin embargo, el segundo canal, sí nos entrega evidencia de contagio al 5%, pero no parece ser lo suficientemente fuerte cuando se considera en conjunto con el otro canal. En el caso chileno, la prueba conjunta (JOINT) nos muestra evidencia de contagio al 1%, 5% y 10% de significancia. Sin embargo, los canales de co-asimetría, considerados tanto en conjunto como individualmente, no son los principales canales de contagio, ya que no rechazan la hipótesis nula al 1%, 5% ni 10%. Es decir, los canales que parecen tener una mayor ponderación en el resultado de la prueba conjunta son los de correlación, co-kurtosis y co-volatilidad. Por último, el caso colombiano muestra evidencia de contagio mediante todos sus canales individuales menos el de correlación (FR). Esto parece tener bastante sentido ya que en la Tabla 1 se observa que el cambio en los retornos esperados del mercado de valores colombiano durante el periodo de crisis es mínimo, mientras que en todos los demás momentos observamos cambios significativos, a pesar de que estos no sean necesariamente los esperados, ya que contradicen todo lo que ocurre con los demás países latinoamericanos.

Al igual que Fry-McKibbin et al. (2018), se evalúan los co-momentos de los retornos separando el periodo de crisis en tres subperiodos: la Crisis Subprime (3 de agosto de 2007 al 14 de septiembre de 2008), la Gran Recesión (15 de septiembre de 2008 al 31 de diciembre de 2009) y finalmente la Crisis de la Deuda Europea (1 de enero de 2010 al 28 de noviembre de 2014). Las fechas de corte de cada uno de estos subperiodos fue determinada mediante una generalización multivariada de la prueba de cambio estructural endógeno propuesto por Diebold y Chen (1996). Si bien es cierto que estos cortes fueron estimados usando en su mayoría países europeos, los cortes establecidos nos permiten identificar intervalos de tiempo en los que el efecto contagio se intensificó para los países latinoamericanos. De manera general, en la Tabla 4, se observa que el subperiodo en el que las pruebas muestran evidencia de contagio a través de la mayoría de los canales es el periodo de la GFC. En el primer subperiodo, solo los retornos de pocos países mostraban signos de

contagio de co-momentos elevados; sin embargo, se observa que el canal de correlación era el que comenzaba a dar indicios de contagio financiero. Posteriormente, durante el periodo de la Gran Recesión, no solo el canal de correlación se activa, sino que también los otros canales ya muestran evidencia de contagio, canales como los de co-kurtosis y co-volatilidad mostraban contagio para todos los países de la muestra, mientras que los demás canales lo hacían parcialmente. Finalmente, el último subperiodo denominado como la Crisis de la Deuda Europea parece afectar menos a los países latinoamericanos, ya que se observa que los canales de co-asimetría empiezan a dejar de rechazar la hipótesis nula de no contagio.

Tabla 4. Resultado de las pruebas de contagio para subperiodos

Country	JOINT	COSK	CV ₂₂	CK ₁₃	CK ₃₁	CS ₁₂	CS ₂₁	FR
Subprime Crisis: 3 August 2007 to 14 September 2008								
Peru	0.190	0.421	0.840	0.024	0.761	0.293	0.000	0.330
Argentina	0.008	0.693	0.003	0.723	0.082	0.788	0.000	0.000
Brazil	0.238	0.352	0.088	0.204	0.599	0.208	0.000	0.000
Mexico	0.289	0.229	0.210	0.096	0.669	0.131	0.026	0.005
Chile	0.000	0.013	0.000	0.664	0.057	0.004	0.347	0.001
Colombia	0.000	0.939	0.015	0.000	0.450	0.068	0.008	0.366
Great Financial Crisis (GFC): 15 September 2008 to 31 December 2009								
Peru	0.000	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.143
Argentina	0.000	0.010	0.000	0.000	0.000	0.002	0.000	0.000
Brazil	0.000	0.032	0.000	0.000	0.000	0.034	0.000	0.000
Mexico	0.000	0.937	0.000	0.000	0.000	0.947	0.026	0.000
Chile	0.000	0.071	0.000	0.000	0.000	0.070	0.347	0.000
Colombia	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.008	0.209
European Debt Crisis: 1 January 2010 to 28 November 2014								
Peru	0.000	0.159	0.000	0.000	0.000	0.034	0.247	0.001
Argentina	0.000	0.846	0.000	0.000	0.000	0.551	0.275	0.002
Brazil	0.000	0.266	0.000	0.004	0.000	0.141	0.097	0.002
Mexico	0.000	0.642	0.000	0.000	0.000	0.765	0.213	0.631
Chile	0.000	0.094	0.000	0.000	0.000	0.608	0.503	0.863
Colombia	0.000	0.023	0.000	0.000	0.000	0.967	0.294	0.018

p-value less than 0.05 show evidence of contagion at the 5% level.

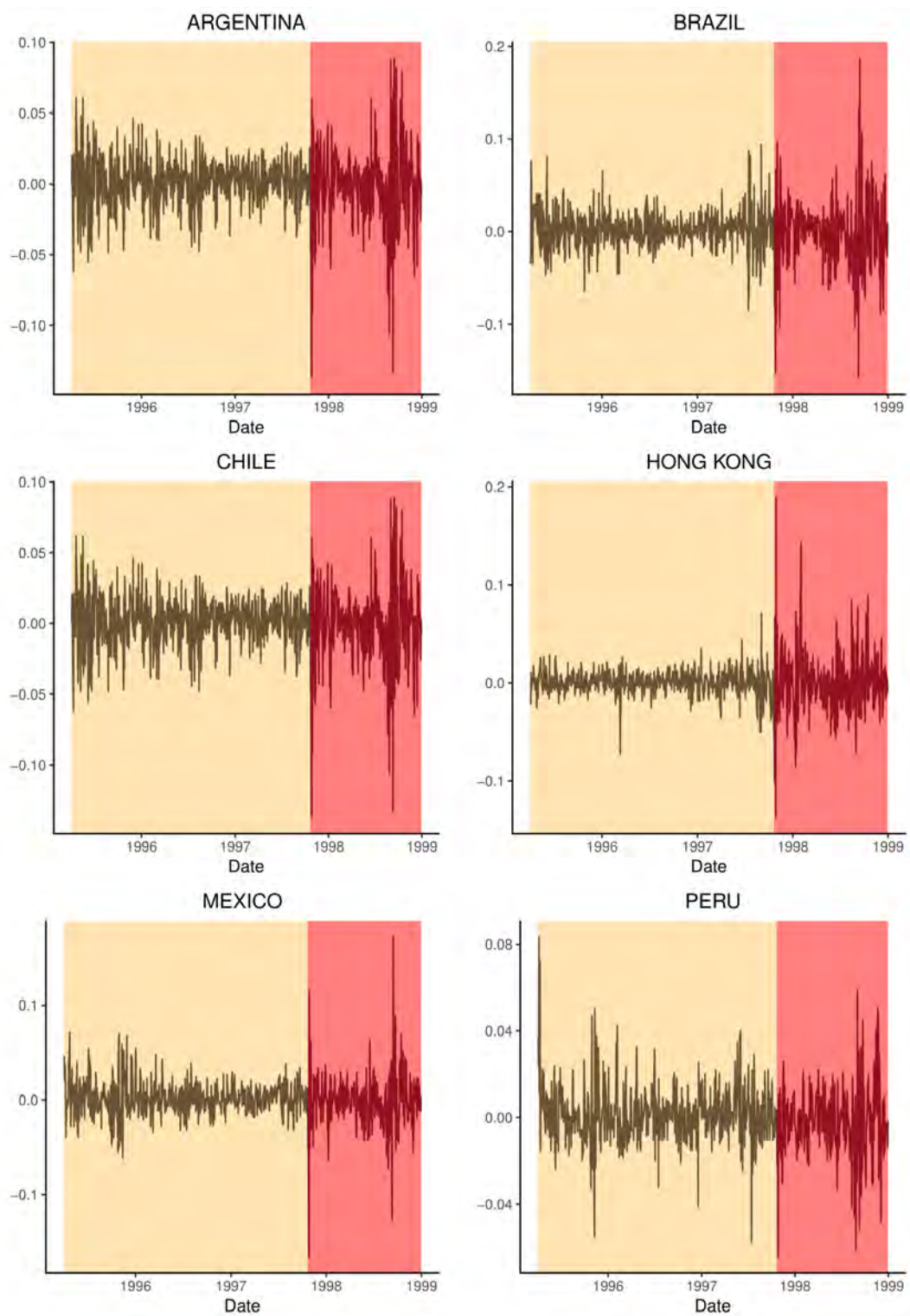
Fuente: Elaboración propia

4.2. CRISIS ASIÁTICA DE 1997

Para este escenario de crisis se evalúan los retornos bursátiles de Argentina, Brasil, Chile, México y Perú; asimismo, se toma como fuente de contagio los retornos bursátiles de Hong Kong - China. El periodo de la muestra está comprendido desde el 4 de enero de 1995 al 30 de diciembre del 1998. Particularmente, el periodo de pre-crisis está comprendido del 1 de abril de 1995 al 17 de octubre de 1997; y el periodo de Crisis, del 20 de octubre de 1997 al 30 de diciembre de 1998, como se puede observar en el Figura 2⁷. Asimismo, es posible observar cómo Hong Kong experimenta la máxima variación porcentual positiva de hasta 20% y negativa de 10%. Todos los países, excepto Perú, parcialmente, siguen esta tendencia en el tiempo. Las observaciones que abarcan el periodo del 12 de enero de 1997 al 31 de marzo de 1997 son omitidas debido a la gran volatilidad que presentan los retornos latinoamericanos, lo cual provocaba errores en la estimación de las pruebas. Al igual que en análisis de las Crisis Financiera del 2008, se empezará analizando los momentos y comomentos estadísticos de los retornos bursátiles de cada país, y posteriormente se analizarán los resultados de las pruebas de canales individuales y conjuntas.

⁷ Los periodos antes mencionados fueron propuestos por Chan et al. (2018).

Figura 2. Retornos diarios de índices bursátiles seleccionados



Fuente: Elaboración propia

4.2.1. ANÁLISIS DE MOMENTOS Y CO-MOMENTOS ESTADÍSTICOS

Tabla 5. Estadísticos descriptivos

Country	Mean	Min.	Max.	Std dev.	Skewness	Kurtosis
Non-Crisis: 1 April 1995 to 17 August 2007						
Peru	0.022	-9.429	8.013	1.543	0.311	10.870
Argentina	0.082	-10.177	11.872	2.114	0.020	7.169
Mexico	0.069	-14.689	23.967	2.608	1.299	25.258
Brazil	0.124	-10.943	23.717	2.601	1.156	15.589
Chile	0.008	-5.555	9.082	1.287	0.764	9.178
Hong Kong	0.080	-7.591	6.900	1.282	-0.325	7.301
Crisis: 20 October 1997 to 30 December 1998						
Peru	-0.193	-6.657	5.714	1.609	-0.244	5.534
Argentina	-0.218	-14.765	8.527	2.950	-0.873	7.185
Mexico	-0.181	-18.175	15.899	2.863	-0.389	12.627
Brazil	-0.237	-17.226	17.200	3.770	-0.315	6.885
Chile	-0.156	-7.729	8.895	1.826	0.347	7.876
Hong Kong	-0.100	-14.758	17.316	3.178	0.459	8.125

Fuente: Elaboración propia

La Tabla 5 presenta estadísticos descriptivos de los retornos bursátiles de los países seleccionados. Los datos permiten identificar características generales con excepciones específicas: (i) el retorno promedio de todos los países de la muestra decrece, siendo Argentina, Brasil y México los países más afectados con variaciones de -30, -36 y -25 puntos básicos (en adelante PBS) respectivamente; mientras que los menos afectados fueron Chile y Hong Kong; (ii) los retornos mínimos para todos los países, excepto Perú, decrecen aún más, siendo la Bolsa de Valores de Hong Kong una de las más afectada con una caída de 717 PBS; (iii) los retornos máximos también experimentaron un comportamiento similar: en todos los países, excepto China, disminuyeron, siendo México el país que experimentó la mayor caída de 807 PBS, mientras que la Bolsa de Hong Kong experimentó un efecto contrario: el retorno máximo se incrementó en 1042 PBS; (iv) la desviación estándar de los retornos aumentó de manera homogénea en

cada uno de los países de la muestra, siendo Hong Kong y Brasil los dos mercados más afectados con incrementos de 148% y 45%; (v) la asimetría durante el periodo de No-Crisis para los retornos de Perú, Argentina, México y Brasil pasó de ser positiva a negativa, es decir, los retornos pasaron de acumularse en valores por encima de la media a valores por debajo de la media, siendo México y Brasil los dos países donde se experimentaron los cambios más drásticos; (vi) finalmente, si bien la distribución de los retornos continúa siendo leptocúrtica en todos los países de la muestra, el exceso de kurtosis disminuye en países como Perú, México, Brasil y Chile, lo cual implica una menor concentración alrededor del retorno esperado y los valores extremos; por otro lado, Argentina y Hong Kong experimentaron un leve incremento en sus kurtosis.

Tabla 6. Co-momentos entre LATAM y Hong Kong

Country	Correlation	Coskewness		Cokurtosis		Covolatility
	(r_i^1, r_j^1)	(r_i^1, r_j^2)	(r_i^2, r_j^1)	(r_i^1, r_j^3)	(r_i^3, r_j^1)	(r_i^2, r_j^2)
Non-Crisis: 1 April 1995 to 17 October 1997						
Peru	0.084	-0.151	-0.050	-0.278	-0.318	1.116
Argentina	0.071	-0.093	-0.134	0.018	0.387	1.140
Mexico	0.052	0.007	-0.058	-0.372	0.223	1.643
Brazil	0.071	-0.190	-0.236	-0.866	0.429	1.473
Chile	0.078	-0.104	0.001	-0.067	0.454	1.340
Crisis: 20 October 1997 to 30 December 1998						
Peru	0.293	-0.019	0.107	1.284	1.332	1.218
Argentina	0.232	-0.217	0.021	1.289	-0.266	1.602
Mexico	0.249	-0.424	0.176	1.513	-0.132	2.349
Brazil	0.185	-0.209	-0.115	1.056	-0.550	1.636
Chile	0.342	0.202	0.189	1.763	2.249	1.700

Fuente: Elaboración propia

La Tabla 6 presenta los co-momentos de cada uno de los retornos de los países latinoamericanos con los retornos de la Bolsa de Hong Kong. Primero, se observa que la correlación entre cada uno de los retornos latinoamericanos con los retornos bursátiles de Hong Kong aumentó, siendo Chile y Perú los países que experimentaron los cambios más drásticos con un aumento de 26.4% y

20.9% respectivamente. Segundo, en el primer canal de co-asimetría destacan los cambios experimentados por los retornos mexicanos y chilenos. Particularmente, la relación entre los retornos esperados chinos y la volatilidad de los retornos de los países en mención se invirtió debido a la magnitud de la crisis. El segundo canal de co-asimetría evidencia un comportamiento homogéneo creciente en la región, sin embargo, es necesario resaltar que los países en los que se invirtió la relación fueron solo Perú, Argentina y México; es decir, durante el periodo de crisis, un aumento en la volatilidad de los retornos bursátiles de Hong Kong provocó un aumento en los retornos esperados de los países antes mencionados. Tercero, el primer canal de co-kurtosis experimentó un aumento homogéneo: la curtosis de los países seleccionados aumentó en 1.694 en promedio; es decir, un mayor retorno esperado de la Bolsa de Hong Kong provocó que los retornos latinoamericanos se acumulen en la cola derecha de la distribución de los retornos de cada Bolsa de Valores. El segundo canal de co-kurtosis (el cual mide el efecto de la asimetría de los retornos chinos sobre el retorno esperado de cada país latinoamericano) se invirtió para países como Perú, Argentina, México y Brasil, la magnitud de este efecto fluctuó entre 1.795 y -0.979. Finalmente, la co-volatilidad entre los retornos latinoamericanos y chinos aumentó de manera homogénea, siendo México y Argentina los países que experimentaron cambios más fuertes de 42.97% y 40.53% respectivamente.

4.2.2. ANÁLISIS DE PRUEBAS DE CONTAGIO

Tabla 7. Resultados de las pruebas de contagio entre LATAM y Hong Kong

Country	<i>JOINT</i>	<i>COSK</i>	<i>CV₂₂</i>	<i>CK₁₃</i>	<i>CK₃₁</i>	<i>CS₁₂</i>	<i>CS₂₁</i>	<i>FR</i>
Peru	0.000	0.283	0.728	0.000	0.000	0.825	0.297	0.386
Argentina	0.000	0.065	0.000	0.000	0.000	0.252	0.213	0.572
Mexico	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.176	0.650
Brasil	0.000	0.613	0.028	0.000	0.000	0.491	0.801	0.365
Chile	0.000	0.059	0.000	0.000	0.000	0.034	0.047	0.707

Fuente: Elaboración propia

La Tabla 7 presenta los resultados de las pruebas de contagio individuales y conjuntas distribuyendo la muestra en los periodos de crisis y no crisis

anteriormente mencionados. Los resultados nos indican que en ninguno de los países de la muestra se han visto afectados todos los canales de contagio. Es decir, no se manifiesta una transmisión del efecto contagio generalizada. En particular, son las pruebas COSK, CS_{12} , CS_{21} y FR las que menos evidencia de efecto contagio nos brindan, mientras que las pruebas JOINT, CV_{22} , CK_{13} y CK_{31} rechazan la hipótesis nula de no contagio en la mayoría de los países seleccionados.

Enfocándonos en los canales individuales de transmisión, se observa que el canal de correlación, en cada uno de los países evaluados, no nos brinda evidencia de contagio alguna. Asimismo, los canales individuales de co-asimetría tampoco nos brindan suficiente evidencia de contagio a nivel regional, solo se observa que países como Chile y México son los que muestran evidencia de contagio a través de las pruebas en mención debido a que fueron estos los que experimentaron los cambios más drásticos en estos canales. Por otro lado, tanto los canales de co-kurtosis y co-volatilidad son los que parecen explicar mejor los cambios que produjo la Crisis Asiática en los retornos de la región: estos canales muestran evidencia de contagio en todos los países de la muestra, a excepción del canal de co-volatilidad de Perú. Este caso excepcional guarda bastante relación con lo presentado en la Tabla 5 y 6, como se observa, tanto la volatilidad como la co-volatilidad de los retornos bursátiles peruanos son los menos afectados por la Crisis Asiática.

Ahora bien, las pruebas que analizan los canales de manera conjunta como el JOINT y COSK tiene comportamientos divergentes. Por un lado, como es de esperarse, la prueba COSK no muestra evidencia de contagio más que en México, país que, como ya mencionamos, fue uno de los más afectados de estos canales. Asimismo, se esperaría que la prueba conjunta muestre evidencia de contagio para Chile debido a que los canales individuales de co-asimetría sí evidencian contagio; sin embargo, la interacción de ambos canales de co-asimetría, la cual abarca la prueba conjunta, contrarresta los cambios drásticos experimentados en cada uno de los canales individuales, por lo que la prueba conjunta no nos brinda evidencia de contagio. En contraste, la prueba conjunta JOINT sí nos brinda evidencia de contagio a nivel regional. Cabe resaltar que los

cambios en la estructura de los co-momentos que más contribuyen a los resultados obtenidos en esta prueba son los experimentados en ambos canales de co-kurtosis y en el canal de co-volatilidad. Por último, los países que fueron afectados a través de más canales de transmisión fueron México y Chile con 4 y 5 canales de contagio activos durante el periodo de Crisis respectivamente, mientras que los retornos bursátiles de Perú fueron afectados solo a través de 2 canales de contagio.

4.3. CRISIS RUSA DE 1998

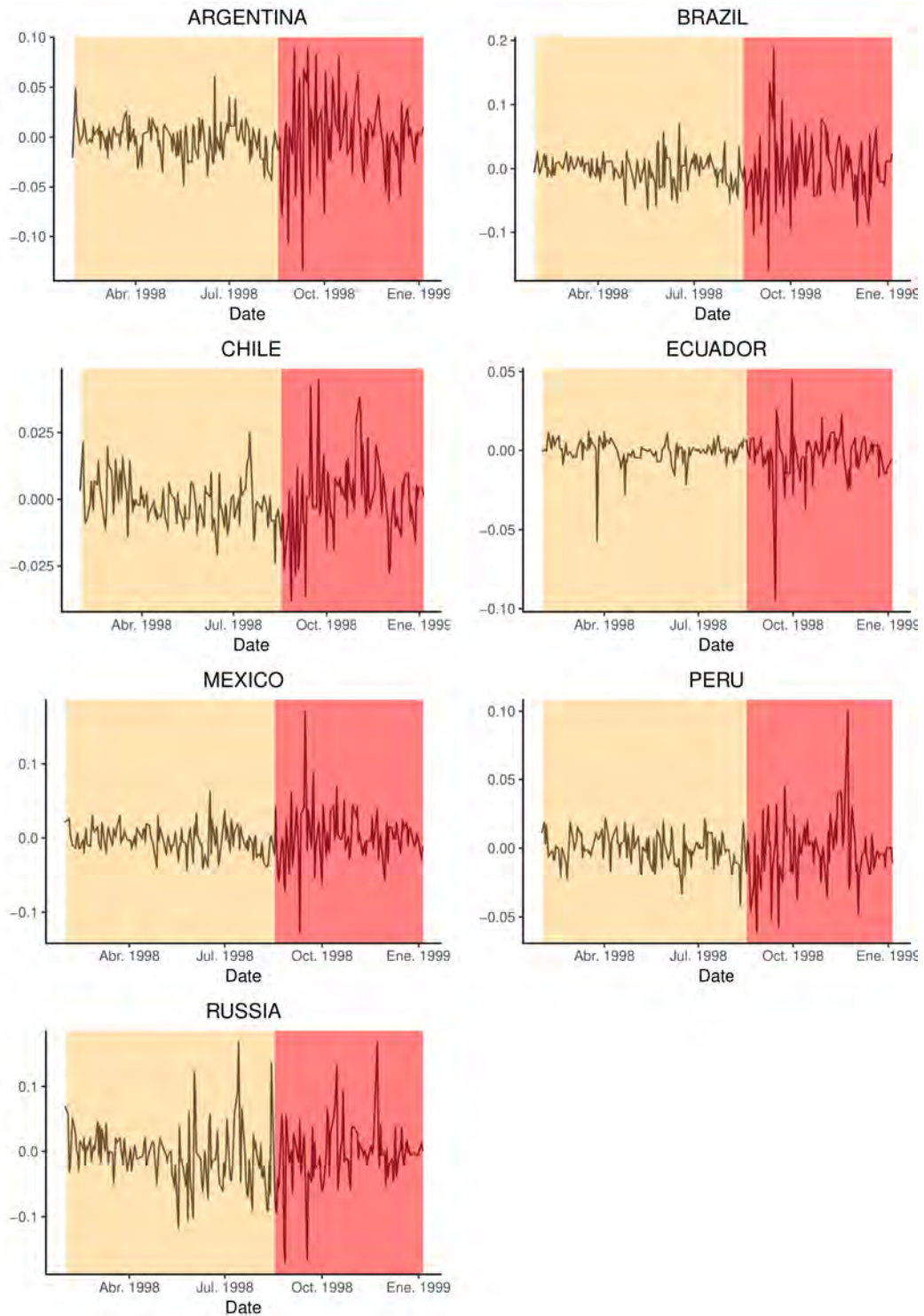
Previo al análisis de la Crisis Asiática y Rusa en conjunto, se estudiará la Crisis Rusa por separado. Para ello, se ha recopilado información de los retornos diarios de la Bolsa de Valores de 6 economías latinoamericanas: Argentina, Brasil, Chile, Ecuador, México y Perú⁸. Para la fuente de contagio se utiliza el índice bursátil de Rusia (IMOEX) que agrupa los retornos diarios de las principales compañías que cotizan en la Bolsa de Comercio de Moscú. Asimismo, el periodo de la muestra comprende desde el 31 de enero de 1998 al 31 de diciembre de 1998.

La determinación de los periodos de crisis se basa en lo propuesto por Fry-McKibbin et al. (2010) y el test de cambio estructural Zivot y Andrews aplicado sobre los errores de un VAR (6) compuesto por los retornos diarios de los países mencionados. El periodo de No-Crisis comprende desde el 31 de enero de 1998 al 17 de agosto del mismo año, mientras que el periodo de crisis parte del 18 de agosto de 1998 al fin del horizonte temporal estudiado. La Figura 3 ilustra que volatilidad de los retornos de los países de la muestra, especialmente Rusia, experimentan, un incremento sustancial durante el mencionado periodo de crisis, respecto a la situación previa de estabilidad generalizada. Los retornos rusos experimentan una reducción e incremento superiores a 10% al igual que México y Argentina. Sin embargo, Brasil experimenta una variación mucho más importante, llegando a 20%, tanto positiva como negativa, mientras que Chile y Ecuador acontecen cambios ínfimos. Asimismo, es importante destacar que

⁸ Índices bursátiles seleccionados: Merval, BOVESPA, IGPA, COLCAP, MEXBOL y PBLPGPT.

todos los países de la muestra experimentan valores máximos y mínimos incluso superiores a las variaciones del país que contagia.

Figura 3. Retornos diarios de índices bursátiles seleccionados



Fuente: Elaboración propia

4.3.1. ANÁLISIS DE PRUEBAS DE CONTAGIO

Tabla 8. Resultados de las pruebas de contagio

Commodity	<i>JOINT</i>	<i>COSK</i>	<i>CV₂₂</i>	<i>CK₁₃</i>	<i>CK₃₁</i>	<i>CS₁₂</i>	<i>CS₂₁</i>	<i>FR</i>
Argentina	0.302	0.155	0.535	0.174	0.939	0.470	0.765	0.570
Brazil	0.603	0.760	0.088	0.528	0.334	0.727	0.506	0.548
Peru	0.833	0.511	0.397	0.520	0.674	0.622	0.671	0.534
Ecuador	0.048	0.269	0.076	0.038	0.040	0.327	0.143	0.157
Mexico	0.115	0.534	0.219	0.814	0.422	0.282	0.314	0.182
Chile	0.015	0.708	0.268	0.098	0.004	0.314	0.864	0.180

Fuente: Elaboración propia

La aplicación de las pruebas conjuntas de contagio en la Crisis Rusa otorga mínima evidencia del efecto estudiado. En particular, la prueba FR y las de co-asimetría en sus dos versiones no se ven afectadas para ninguno de los países analizados. Las pruebas de co-kurtosis solo se activan para Ecuador y Chile cuyos momentos estadísticos siguen, de manera generalizada, los cambios en signo de los retornos del país ruso. Finalmente, con los canales individuales, la prueba de co-volatilidad nos brinda información solo para Brasil y Ecuador. La prueba conjunta COSK no se activa para ningún país de la muestra y la prueba JOINT solo para Ecuador y Chile, lo cual era de esperarse debido a que son los únicos países en los que los canales individuales se activaban.

4.4. CRISIS ARGENTINA DEL 2015-2019

Se ha recopilado información de los retornos diarios de la Bolsa de Valores de 6 economías latinoamericanas: Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Perú⁹. Para la fuente de contagio se utiliza el índice bursátil de Argentina (MERVAL) que agrupa los retornos diarios de las principales compañías que cotizan en la Bolsa de Comercio de Buenos Aires. Asimismo, el periodo de la muestra comprende desde el 31 de octubre de 2011 al 28 de octubre de 2019.

⁹ Índices bursátiles seleccionados: MERVAL, BOVESPA, IGPA, COLCAP, MEXBOL y SPBLPGPT.

La determinación del periodo de crisis se basa en las pruebas de cambio estructural por raíz unitaria aplicado a los retornos diarios. El periodo de No-Crisis comprende desde el 1 de noviembre de 2011 al 16 de diciembre de 2015, mientras que el periodo de crisis parte del 17 de diciembre de 2015 al 28 de octubre de 2019. Es importante mencionar que el inicio del periodo de pre-crisis hasta su final coincide con la existencia del cepo cambiario, mientras que el periodo de crisis con la eliminación de esta restricción. La Figura 4 ilustra que volatilidad de los retornos de los países de la muestra, especialmente Argentina, Brasil, Chile y Perú, experimentan, un incremento sustancial durante el mencionado periodo de crisis, respecto a la situación previa. En el caso argentino, se destaca la importante variación negativa de hasta menos 40% y de 10% positiva en el periodo de crisis. Se destaca que estos países obtienen el retorno máximo y mínimo histórico, para el horizonte estudiado, en el periodo de crisis. Sin embargo, países como Perú, Colombia y México experimentan un escenario de alta volatilidad en el horizonte estudiado el cual no se diferencia entre periodo de crisis y no crisis.

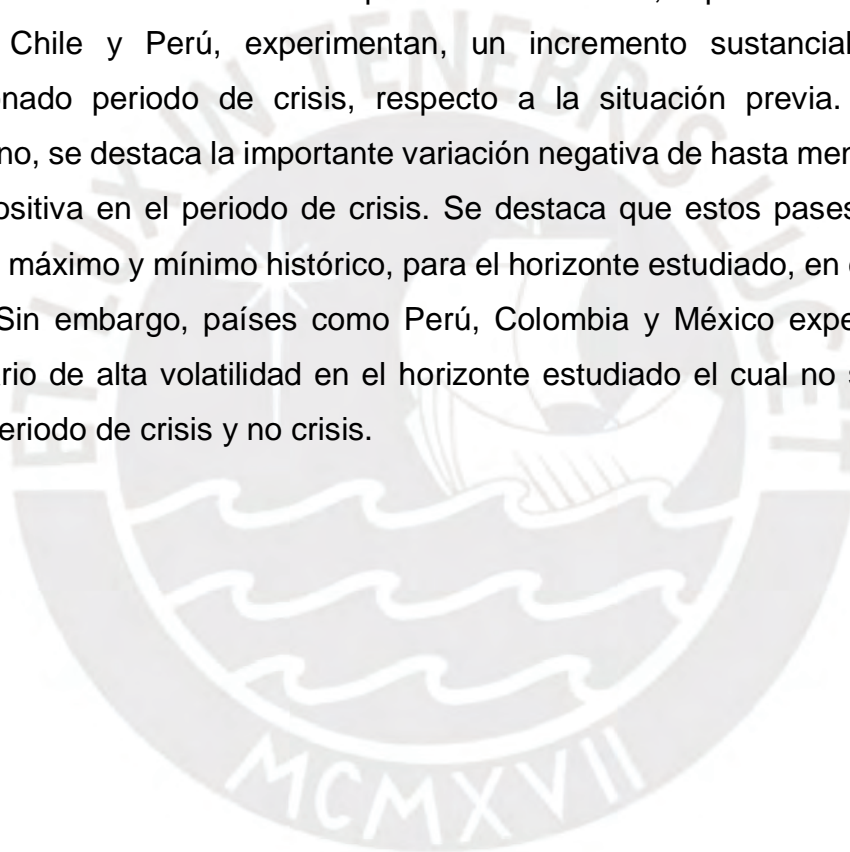
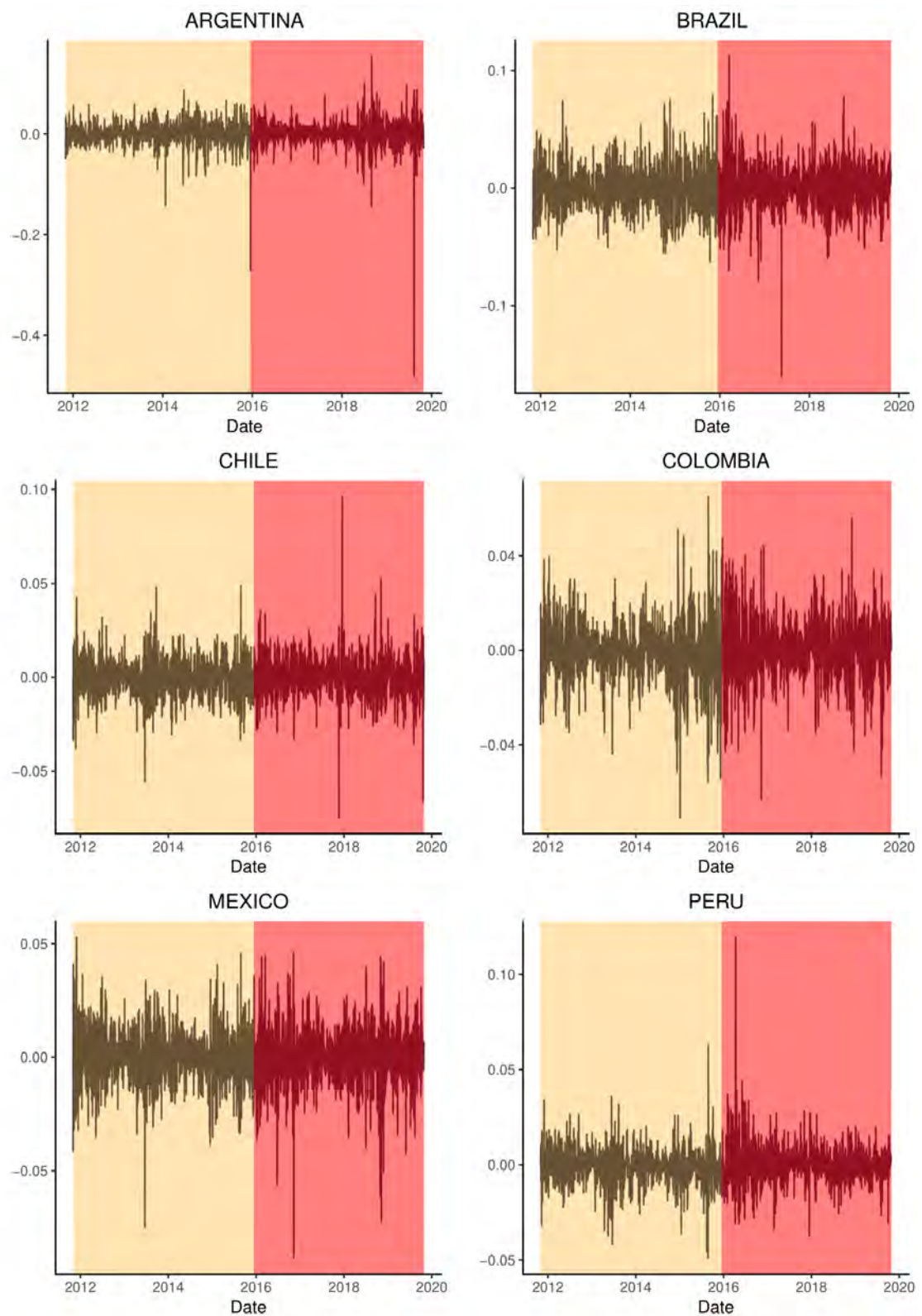


Figura 4. Retornos bursátiles entre Argentina y otros países LATAM



Fuente: Elaboración propia

4.4.1. ANÁLISIS DE MOMENTOS Y CO-MOMENTOS ESTADÍSTICOS

Tabla 9. Estadísticos descriptivos

Country	Mean	Min.	Max.	Std Dev.	Skewness	Kurtosis
Non-Crisis: 31 October 2011 to 17 December 2015						
Brazil	-0.102	-6.510	7.618	1.888	0.266	4.046
Chile	-0.051	-5.747	4.770	1.026	0.007	5.227
Colombia	-0.097	-7.347	6.295	1.323	-0.194	6.146
Mexico	-0.007	-7.792	5.151	1.230	-0.108	5.316
Peru	-0.042	-5.029	6.122	0.945	-0.225	7.184
Argentina	0.054	-15.381	8.287	2.141	-0.669	7.370
Crisis: 18 December 2015 to 28 October 2019						
Brazil	0.085	-17.532	10.625	1.959	-0.665	11.082
Chile	0.029	-7.767	9.180	1.103	0.097	11.888
Colombia	0.043	-6.552	5.471	1.297	-0.215	5.099
Mexico	-0.010	-9.261	4.522	1.343	-0.858	8.567
Peru	0.071	-3.828	11.292	1.016	1.371	18.798
Argentina	-0.078	-65.964	14.369	3.329	-8.546	162.418

Fuente: Elaboración propia

La Tabla 9 presenta estadísticos descriptivos de los retornos bursátiles de los países seleccionados. Estos datos son un claro indicio de lo que podemos esperar sobre los resultados de las pruebas para los periodos de no-crisis y crisis: (i) no es posible generalizar el movimiento del retorno medio de todos los países, debido a que solo en Argentina y México disminuye en 33% y 244%, mientras que el resto de países pasan de ser negativo a positivo; (ii) la brecha entre los retornos máximos y mínimos de la mayoría de países se amplió o se mantuvo parcialmente estable, respecto a los retornos mínimos se evidencian importantes reducciones como las de Argentina y Brasil en 329 y 129%; mientras que en los máximos valores se muestra un incremento promedio del 44%, en el que Chile y Perú son los países que más aportan a esta proporción (iii) la volatilidad de los retornos aumentó levemente en todos los países, excepto

Colombia, pero sin cambios importantes, (iv) la asimetría, por su parte, guarda un comportamiento poco uniforme para los países seleccionados: los retornos se concentraron en valores más negativos para países como Argentina, Brasil, Colombia y México; se destaca que la asimetría del Perú se torna positiva y que Argentina sufre una reducción de 1178% mientras que Chile un incremento de 1357%; (v) finalmente, la curtosis aumentó en todos los países, con excepción de Colombia, siendo el cambio más importante el de Argentina con un incremento de 2104%. lo cual nos indica que los retornos se concentraron alrededor de una media negativa. Así pues, parece haber un comportamiento parcialmente uniforme entre los países latinoamericanos, pero se encuentran movimientos extremos en los estadísticos descriptivos mencionados especialmente para Argentina y Chile.

Tabla 10. Co-momentos estadísticos

Country	Correlation	Coskewness		Cokurtosis		Covolatility
	(r_i^1, r_j^1)	(r_i^1, r_j^2)	(r_i^2, r_j^1)	(r_i^1, r_j^3)	(r_i^3, r_j^1)	(r_i^2, r_j^2)
Non-Crisis: 1 November 2011 to 17 December 2015						
Brasil	0.427	0.042	-0.164	1.471	2.007	1.677
Chile	0.354	-0.034	-0.275	1.593	2.061	1.644
Colombia	0.370	-0.199	-0.282	2.531	2.104	2.141
Mexico	0.376	-0.047	-0.290	1.548	1.963	1.723
Peru	0.322	-0.016	-0.169	2.131	1.153	1.767
Crisis: 18 December 2015 to 28 October 2019						
Brasil	0.365	-0.226	-0.664	2.523	12.690	2.086
Chile	0.311	-0.156	-0.772	1.054	14.540	2.432
Colombia	0.242	-0.112	0.016	1.428	-1.738	0.919
Mexico	0.287	-0.162	-0.619	1.702	11.818	1.761
Peru	0.249	-0.089	-0.827	0.602	14.145	1.792

Fuente: Elaboración propia

La Tabla 10 presenta los co-momentos de cada uno de los retornos bursátiles latinoamericanos evaluados con los retornos del mercado de valores argentina. Primero, podemos observar que el canal de la correlación refleja cambios generalizados. Si bien las magnitudes de este cambio son distintas para cada

país, se observa una reducción en la correlación de los retornos durante el periodo de crisis. Segundo, en el primer canal de co-asimetría, observamos que, excepto para México y Colombia, una caída de los retornos del mercado de valores argentino implicó una mayor volatilidad en el retorno bursátil de las economías analizadas. En el segundo canal, son los mercados de valores de Brasil, Chile, México y Perú los que intensifican una relación más negativa durante el periodo de crisis; es decir, una mayor volatilidad de los retornos del mercado de valores estadounidense afectó en menor medida el retorno medio de los países mencionados; sin embargo, solo Colombia experimenta un efecto contrario. Tercero, en el primer canal no se evidencian importantes cambios en el periodo de crisis. Por otro lado, es en el segundo canal, que analiza la relación contraria, el comportamiento es totalmente homogéneo creciente, excepto por Colombia que altera el signo de su relación con Argentina. Finalmente, el canal de co-volatilidad sufrió cambios no tan drásticos durante el periodo de crisis. Como podemos observar, se registra: la co-volatilidad aumentó en un 48% en el caso de Chile; Brasil, en un 24%; y Colombia, en un -57%. Es necesario destacar que Colombia experimenta una reducción general de todos sus co-momentos con Argentina, siendo el único país que presenta importantes excepciones como las ya mencionadas.

4.4.2. ANÁLISIS DE PRUEBAS DE CONTAGIO

Tabla 11. Resultados de las pruebas de contagio

Country	<i>JOINT</i>	<i>COSK</i>	<i>CV₂₂</i>	<i>CK₁₃</i>	<i>CK₃₁</i>	<i>CS₁₂</i>	<i>CS₂₁</i>	<i>FR</i>
Brasil	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.099	0.000	0.000
Chile	0.000	0.000	0.000	0.024	0.000	0.369	0.000	0.000
Colombia	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.032	0.001	0.000
Mexico	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.019	0.000	0.000
Peru	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.447	0.000	0.000

Fuente: Elaboración propia

La Tabla 11 presenta los resultados de las pruebas de contagio individuales y conjuntas para todo el periodo de análisis anteriormente mencionados. A diferencia de las anteriores crisis estudiadas, los resultados nos indican que, en

México y Colombia, se han visto afectados mediante todos los canales de transmisión. Es decir, se manifiesta una transmisión del efecto contagio generalizada. En particular, todas las pruebas, con excepción parcial de la prueba CS_{12} para Brasil, Chile y Perú, rechazan la hipótesis nula de contagio para todos los países seleccionados.

Enfocándonos en los canales individuales de transmisión, se observa que el canal de correlación, que no ha proporcionado evidencia de contagio para la Crisis Asiática y Financiera, en cada uno de los países evaluados, nos brinda evidencia de contagio. Asimismo, los canales individuales de co-asimetría que tampoco nos brindaban suficiente información de contagio a nivel regional, ahora sí proporcionan información, aunque la prueba CS_{12} falla debido a los leves incrementos en asimetría y co-asimetría con el mercado argentino. Por otro lado, tanto los canales de co-curtosis y co-volatilidad son los que parecen explicar mejor los cambios que produjo la Crisis Argentina en los retornos de la región: estos canales muestran evidencia de contagio en todos los países.

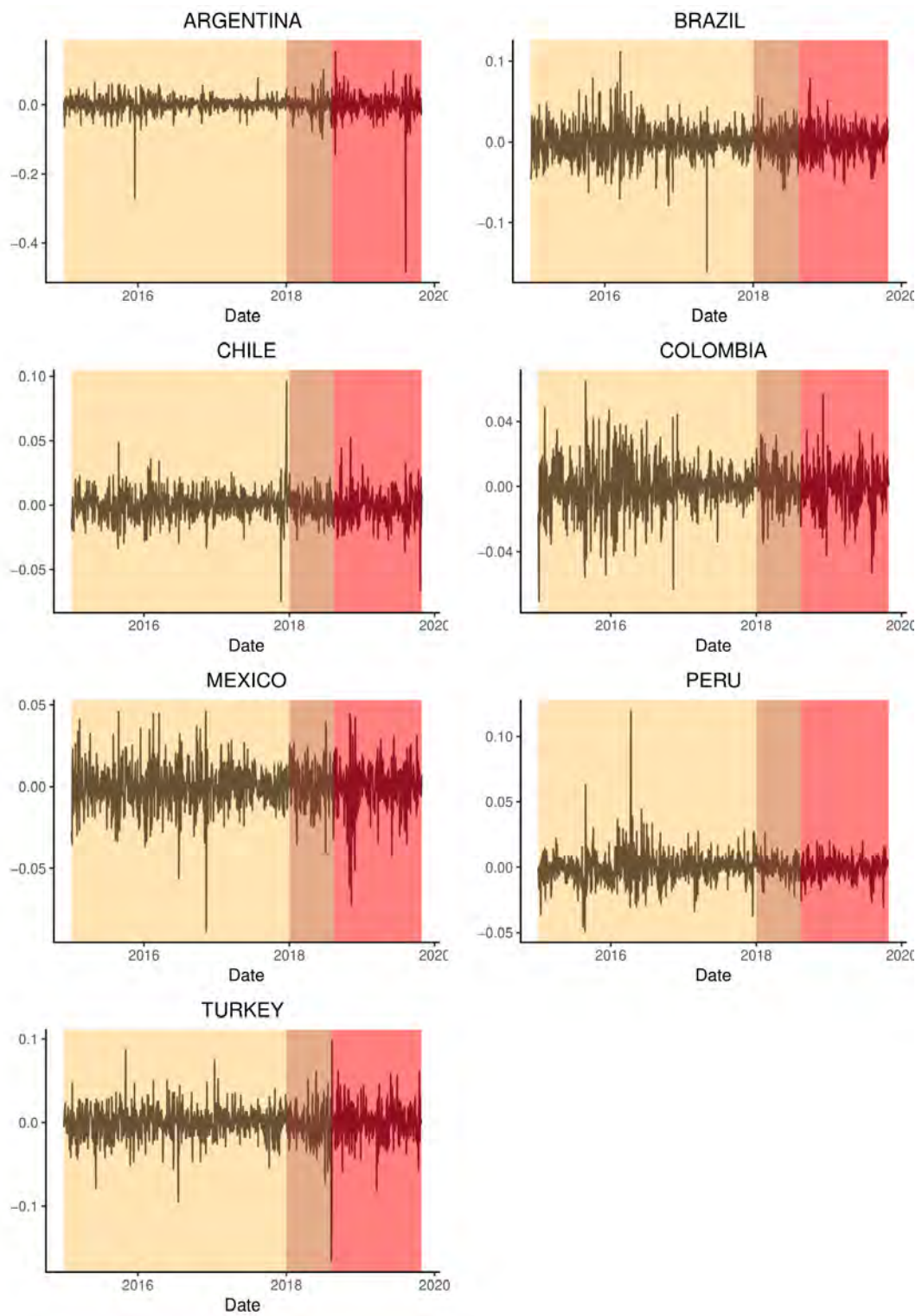
Ahora bien, las pruebas que analizan los canales de manera conjunta como el JOINT y COSK tiene comportamientos homogéneos. Por un lado, la prueba COSK, por primera vez, muestra evidencia de contagio. Asimismo, se presenta que la interacción de ambos canales de co-asimetría, la cual abarca la prueba conjunta, contrarresta los cambios ínfimos experimentados en asimetría y co-asimetría en los canales individuales de Brasil, Chile y Perú. De igual manera, la prueba conjunta JOINT nos brinda evidencia de contagio a nivel regional. Cabe resaltar que los cambios en la estructura de los co-momentos que más contribuyen a los resultados obtenidos en esta prueba son los experimentados en ambos canales de co-kurtosis y en el canal de co-volatilidad. Por último, a diferencia de las otras crisis estudiadas está es la única en la que se activan por lo menos 7 canales de crisis para cada país estudiado.

4.5. CRISIS TURCA DEL 2018

Para la estimación del efecto contagio durante la Crisis Turca del 2018 se utiliza como fuente de contagio el índice de referencia de Turquía (XU100) que agrupa los retornos diarios de las principales compañías que cotizan en la Bolsa de Valores de Estambul. En particular, se han utilizado 2 horizontes temporales, el primero abarca desde el 1 de enero del 2015 hasta el 28 de octubre de 2019 y el segundo comienza el 1 de enero de 2018 hasta el mismo punto final. Se han realizado estas dos estimaciones para comparar los resultados al eliminar, del horizonte temporal, años de alta volatilidad en los países seleccionados y analizar el resultado de las pruebas bajo un entorno más estable.

La determinación del periodo de crisis se basa en la prueba de cambio estructural por raíz unitaria y la prueba Andrew-Quant aplicada a los retornos diarios turcos. En el primer escenario, el periodo de No-Crisis comprende desde el 1 de enero de 2015 al 10 de agosto de 2018, mientras que el periodo de crisis parte del 11 de agosto del 2018 al 28 de octubre de 2019. En el segundo escenario los periodos se dividen de la siguiente manera: No-crisis del 1 de enero al 10 de agosto del 2018 y Crisis el resto del horizonte temporal. Gráficamente, es posible describir que los retornos turcos experimentan una mayor volatilidad en el periodo determinado como crisis. Sin embargo, esto no es un comportamiento generalizado debido a que la Figura 6 evidencia que las economías se encontraban en una situación de alta volatilidad (área naranja) previo al periodo de la crisis, si bien Argentina, Colombia y México experimentan incrementos sustanciales. Esta volatilidad, que corresponde a factores externos como la guerra comercial entre Estados Unidos y China o la propia Crisis Argentina, previamente aludida, es mayor para México, Brasil, Colombia y Perú que en el periodo de crisis por lo que puede producir un resultado engañoso en las pruebas de contagio. Es por ello que el área marrón, que corresponde al segundo escenario, se parte de una situación de estabilidad parcial e ilustra que la volatilidad de los retornos de los países de la muestra, especialmente Argentina, Chile y México, experimentan, un incremento sustancial durante el mencionado periodo de crisis, incluso alcanzado máximos y mínimos históricos, comparado con el escenario previo.

Figura 5. Retornos bursátiles



Fuente: Elaboración propia

4.5.1. ANÁLISIS DE PRUEBAS DE CONTAGIO

Tabla 12. Resultados de las pruebas de contagio

Country	Correlation	Coskewness		Cokurtosis		Covolatility
	(r_i^1, r_j^1)	(r_i^1, r_j^2)	(r_i^2, r_j^1)	(r_i^1, r_j^3)	(r_i^3, r_j^1)	(r_i^2, r_j^2)
First Stage: Non-Crisis Period 1 January 2015 to 10 August 2018.						
Peru	0.266	0.134	-0.164	2.686	1.239	1.209
Argentina	0.192	0.030	-0.261	-2.095	2.304	1.667
Brazil	0.281	-0.001	-0.143	0.993	1.783	1.162
Mexico	0.373	0.005	-0.168	2.405	2.482	1.708
Chile	0.298	-0.0335	-0.154	1.947	2.153	1.671
Colombia	0.376	-0.0568	-0.148	1.861	3.110	1.844
First Stage: Crisis Period 11 August 2018 to 28 October 2019						
Peru	0.308	-0.079	-0.035	1.240	1.198	1.078
Argentina	0.095	-0.023	-0.031	0.287	0.586	0.375
Brazil	0.227	-0.206	-0.210	1.079	1.380	1.355
Mexico	0.319	-0.013	-0.064	2.264	1.464	1.499
Chile	0.226	-0.440	-0.155	0.876	1.577	1.796
Colombia	0.307	-0.111	-0.121	1.854	1.616	1.772
Second Stage: Non-Crisis Period 1 January 2018 to 10 August 2018.						
Peru	0.244	-0.114	-0.443	0.738	2.218	1.268
Argentina	0.204	-0.181	-0.326	-0.008	2.888	1.438
Brazil	0.227	-0.112	-0.409	0.653	2.799	1.113
Mexico	0.323	0.014	-0.399	1.112	3.542	1.840
Chile	0.146	0.164	-0.471	-0.067	3.363	1.980
Colombia	0.340	-0.176	-0.466	1.311	4.945	2.408
Second Stage: Crisis Period 11 August 2018 to 28 October 2019.						
Peru	0.307	-0.079	-0.034	1.242	1.196	1.077
Argentina	0.096	-0.025	-0.034	0.307	0.587	0.374
Brasil	0.225	-0.207	-0.210	1.076	1.376	1.351
Mexico	0.320	-0.013	-0.063	2.267	1.461	1.498
Chile	0.230	-0.368	-0.154	1.026	1.531	1.721
Colombia	0.307	-0.112	-0.120	1.86	1.612	1.769

Fuente: Elaboración propia

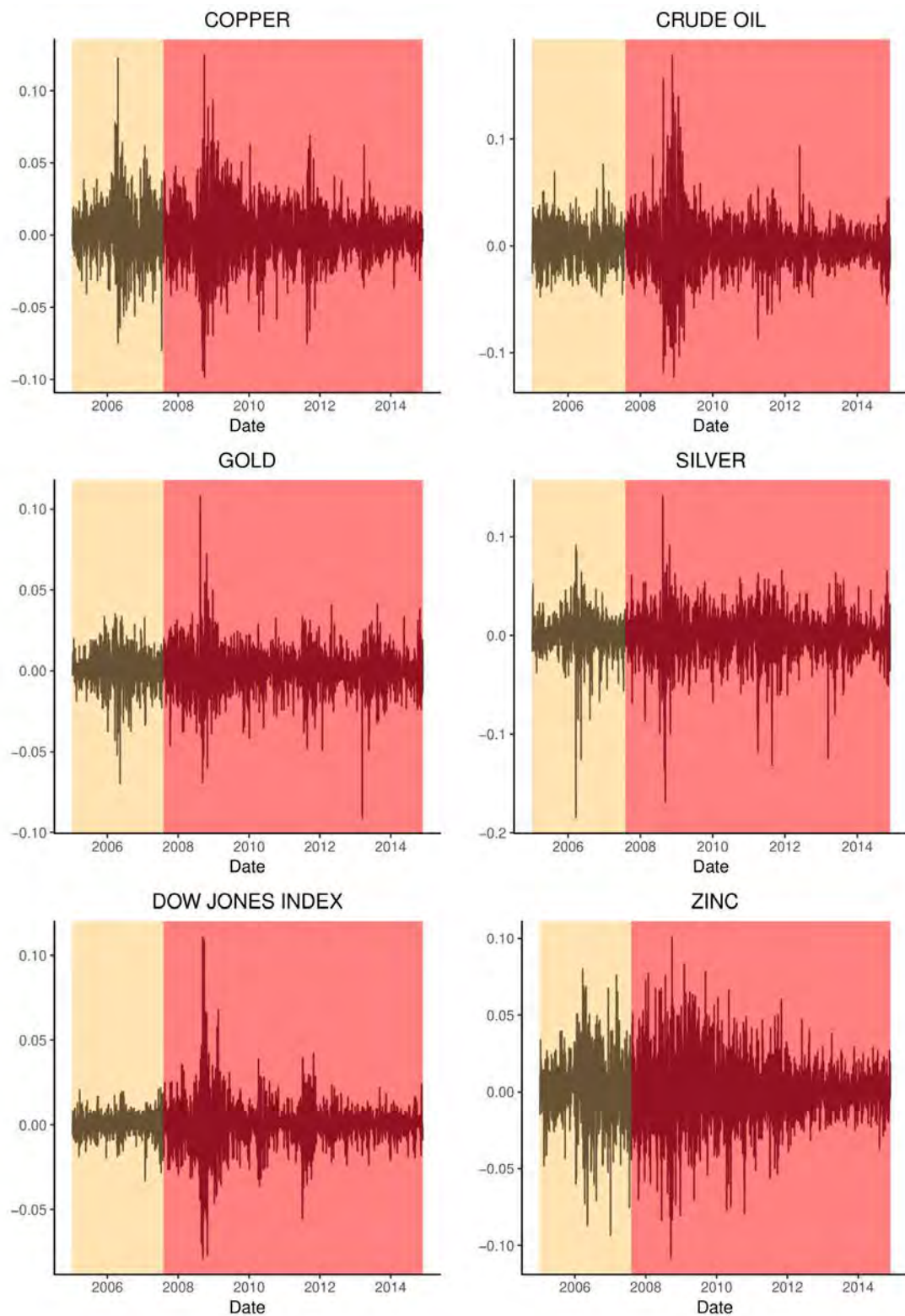
La Tabla 12 presenta los resultados de las pruebas de contagio individuales y conjuntas para los periodos de análisis anteriormente mencionados. En el escenario 1 es posible evidenciar que son las pruebas JOINT, COSK, CK_{13} y CV_{22} las que rechazan la hipótesis nula de contagio mayoritariamente, aunque las dos últimas solo en 3 casos como máximo. En el segundo escenario, las pruebas que más información nos otorgan son la JOINT y CK_{13} , mientras que la COSK, FR, CS_{12} , CS_{21} y CK_{13} no proporcionan información de contagio. Se destaca que es en este escenario la primera vez que la prueba JOINT no rechaza la hipótesis nula.

Enfocándonos en los canales individuales de transmisión, se observa que el canal de correlación, no nos brinda evidencia de contagio en ningún escenario. Asimismo, los canales individuales de co-asimetría brinda información de contagio solo para Brasil y Chile en el escenario 1 pero dejan de proveer información en el segundo escenario. Por otro lado, el primer canal de co-kurtosis se activa en ambos escenarios, pero en diferentes países. El segundo canal se activa totalmente en el escenario 2 y solo para Argentina y Colombia en el escenario 1. Por último, el canal CV_{22} no provee suficiente información en ninguno de los escenarios estudiados.

Nuevamente las pruebas JOINT y COSK tiene comportamientos homogéneos. Por un lado, la prueba COSK, solo presente evidencia de contagio en el primer escenario para Argentina, México, Brasil y Chile, siendo los últimos dos países en los que se activan las pruebas CS_{12} y CS_{21} ; en el segundo escenario solo para dos países, lo cual se esperaba dado el bajo nivel de rechazo de ambos canales de co-asimetría. De igual manera, la prueba conjunta JOINT nos brinda evidencia de contagio a nivel regional, aunque falla en casos específicos: para México en el primer escenario y para Perú en el segundo escenario. Esto, inicialmente, puede suceder debido a los mínimos movimientos que ocurren con los estadísticos descriptivos y los co-momentos. Como puede observarse en la tabla 15 los cambios en correlación son mínimos y decrecientes hacia el periodo de crisis.

4.6. CRISIS FINANCIERA DEL 2008: PRECIO DE LOS COMMODITIES

Figura 6. Retorno de los precios de los commodities



Fuente: Elaboración propia

Para esta sección, se ha recopilado información de los retornos diarios de los precios spot de commodities como el oro, la plata, el cobre, el zinc y el petróleo; asimismo, como punto de origen del contagio se utiliza el índice bursátil Dow Jones Industrial Average (DJIA) que agrupa los retornos diarios de las 30 principales compañías que cotizan en la Bolsa de Valores estadounidense. Por último, el periodo de la muestra comprende desde el 4 de enero de 2005 al 28 de noviembre de 2014.

La determinación de los periodos precrisis y crisis se basa en la metodología aplicada por Fry-McKibbin et al. (2018), la cual ya ha sido explicada y aplicada en la subsección correspondiente al análisis de contagio a través de los retornos bursátiles. La Figura 2 muestra que la volatilidad de los retornos de los commodities de la muestra experimenta un incremento sustancial durante el subperiodo denominado como la Gran Crisis Financiera, comparado con el periodo de la Crisis Subprime y la Crisis de la Deuda Europea.

4.6.1. ANÁLISIS DE MOMENTOS Y COMOMENTOS ESTADÍSTICOS

Tabla 13. Estadísticos descriptivos

Commodity/Country	Mean	Min.	Max.	Std dev.	Skewness	Kurtosis
Non-crisis: 12 January 2005 to 2 August 2007						
Gold	0.074	-7.240	3.447	1.157	-0.789	6.931
Silver	0.092	-20.385	8.743	2.115	-1.991	19.753
Copper	0.127	-8.303	11.553	1.991	0.084	6.275
Zinc	0.127	-9.795	7.708	2.256	-0.387	4.833
Crude Oil	0.071	-4.897	7.369	1.835	0.097	3.308
USA	0.034	-3.349	2.153	0.670	-0.438	5.075
Crisis: 3 August 2007 to 28 November 2014						
Gold	0.029	-9.512	10.245	1.281	-0.296	8.954
Silver	0.013	-18.489	13.180	2.248	-1.025	10.012
Copper	-0.008	-10.321	11.726	1.884	-0.107	6.686
Zinc	-0.017	-11.472	9.610	2.132	-0.123	5.111
Crude Oil	-0.018	-13.065	16.410	2.335	0.126	9.673
USA	0.015	-8.201	10.508	1.281	-0.039	13.007

Fuente: Elaboración Propia

La Tabla 10 presenta estadísticos descriptivos de los retornos de los precios de los commodities seleccionados para la muestra. Una vez más, estos datos son un claro indicio de lo que podemos esperar sobre los resultados de las pruebas de contagio para los periodos de no-crisis y crisis: (i) el retorno medio de todos los commodities y de EE.UU. disminuyó, siendo tanto el cobre como el zinc los commodities con las caídas más pronunciadas, lo cual no es coincidencia ya que, frente a escenarios de crisis a nivel internacional, se espera que la demanda mundial por bienes disminuya, lo cual provocaría una caída significativa en el precio de los metales industriales como lo son el cobre y el zinc. (ii) La brecha entre los retornos máximos y mínimos de la mayoría de los commodities se amplió, los valores mínimos se tornaron más negativos y los valores máximos más positivos, y, a manera de comparación, la brecha de crudo de petróleo fue la que registró una mayor variación. (iii) La volatilidad de los retornos aumentó para ciertos commodities (oro, plata y petróleo), mientras que para otros cayó (cobre y zinc), por lo que no hay un patrón homogéneo que caracterice el momento de segundo orden; sin embargo, podemos observar que en el caso de EE. UU la volatilidad de los retornos llegó casi a duplicarse. (iv) La asimetría, por su parte, sí guarda un comportamiento mucho más homogéneo: los retornos, durante el periodo de crisis, se concentraron en valores más negativos para commodities como el oro, la plata, el zinc y el petróleo, además de los retornos bursátiles estadounidenses; por otro lado, el cobre fue el único commodity que pasó a tener mayor concentración de valores positivos o que se encuentran por encima de la media. (v) Finalmente, la curtosis aumentó para todos los commodities menos para la plata, lo cual nos indica que la mayoría de los retornos se concentraron alrededor de una media negativa o cerca a los valores mínimos o máximos de la distribución; por su lado, la distribución de los retornos de la plata, si bien disminuyó en curtosis, no dejó de ser leptocúrtica, es decir, la concentración alrededor de la media y los valores extremos solo disminuyó mas no desapareció del todo.

La Tabla 14 presenta los co-momentos de cada uno de los retornos de los precios spot de los commodities evaluados con los retornos del mercado de valores estadounidense. Primero, podemos observar que el canal de la

correlación entre los retornos es uno de los que más cambios refleja. Si bien las magnitudes de este cambio son distintas para cada país, se observa de manera general un aumento en la correlación de los retornos durante el periodo de crisis, a excepción del oro, caso en el cual la correlación disminuyó. Segundo, en el caso de los canales de co-asimetría se observan dos casos: el que describe la relación entre los retornos esperados en el mercado de EE. UU. y la volatilidad de los retornos en los países latinoamericanos y viceversa. En el primer canal, observamos que la relación de estos momentos se intensifica y se torna negativa para todos los países; es decir, frente a una caída del retorno medio bursátil de EE. UU., la volatilidad de los retornos de los precios de los commodities aumenta. En el segundo canal, se observa un comportamiento heterogéneo: por un lado, la relación entre la volatilidad del oro y la plata disminuye con los retornos estadounidenses disminuye ya que el valor de las co-asimetrías es más cercano a cero; sin embargo, en el caso del cobre, zinc y petróleo, podemos observar que la relación entre los momentos se intensifica y se sitúa en valores negativos; es decir, ante un incremento de la volatilidad de los retornos estadounidenses, los retornos medios de los commodities disminuye. Tercero, los canales de co-kurtosis, los cuales recogen la relación entre la asimetría de los retornos del mercado de valores de un país y los retornos esperados del mercado del otro, y viceversa, muestran un comportamiento bastante homogéneo para todos los commodities a excepción del oro. El primer canal de la co-kurtosis, el cual mide la relación entre el retorno medio bursátil de EE.UU. y la asimetría de los retornos de los commodities, experimenta un aumento significativo; es decir, frente a una disminución de los retornos medios estadounidenses, la asimetría de los retornos de los commodities se torna más negativa (lo cual equivale a que haya más valores separados de la media en la cola izquierda de la distribución). En el segundo canal, el cual mide la relación entre la asimetría de los retornos estadounidenses y el retorno medio de los commodities, el comportamiento también es bastante homogéneo y los resultados indican que la relación se intensifica positivamente; es decir, caídas en la asimetría de los retornos estadounidenses provoca una disminución del retorno medio de los commodities. Finalmente, el canal de co-volatilidad es el que cambios más

drásticos sufrió durante el periodo de crisis, además de presentar aumento homogéneo para todos los commodities. Claros ejemplos de lo que pasó durante el periodo de crisis son el cobre y el petróleo, cuyas covolatilidades con los retornos estadounidenses se triplicó e incluso casi se cuadruplica respectivamente.

Una vez explicadas las principales variaciones en cada uno de los comomentos durante el periodo de no crisis y crisis, podemos pasar a analizar los resultados que nos brindan cada una de las pruebas de contagio, tanto individuales como conjuntas, aplicadas sobre estos dos escenarios. Como veremos, los resultados guardan mucha concordancia con los cambios en los co-momentos que acabamos de analizar.

Tabla 14. Co-momentos entre commodities y DJIA

Commodity	Correlation	Coskewness		Cokurtosis		Covolatility
	(r_i^1, r_j^1)	(r_i^1, r_j^2)	(r_i^2, r_j^1)	(r_i^1, r_j^3)	(r_i^3, r_j^1)	(r_i^2, r_j^2)
Non-crisis: 12 January 2005 to 2 August 2007						
Gold	0.151	-0.096	-0.153	0.932	1.359	1.358
Silver	0.156	0.044	-0.111	-0.231	1.224	1.111
Copper	0.099	-0.015	-0.023	0.193	0.660	0.949
Zinc	-0.060	0.088	-0.110	-0.392	-0.212	1.041
Crude Oil	-0.037	0.112	-0.003	-0.160	0.094	0.969
Crisis: 3 August 2007 to 28 November 2014						
Gold	0.039	-0.253	0.042	0.425	0.336	3.567
Silver	0.205	-0.317	-0.077	1.761	2.613	3.051
Copper	0.347	-0.168	-0.174	2.030	3.975	3.234
Zinc	-0.003	-0.045	-0.239	0.030	0.568	2.239
Crude Oil	0.349	-0.396	-0.334	2.310	3.925	3.803

Fuente: Elaboración propia

4.6.2. ANÁLISIS DE PRUEBAS DE CONTAGIO

La Tabla 15 presenta los resultados de las pruebas de contagio individuales y conjuntas distribuyendo la muestra en los periodos de crisis y no crisis anteriormente mencionados. Podemos observar que los commodities que muestran evidencia de contagio a un nivel de significancia del 5% y a través de

todos los canales evaluados son el cobre y el petróleo, seguidos por la plata, el zinc y, en menor medida, el oro.

Tabla 15. Resultados para periodo de crisis completo

<i>Commodity</i>	<i>JOINT</i>	<i>COSK</i>	<i>CV₂₂</i>	<i>CK₁₃</i>	<i>CK₃₁</i>	<i>CS₁₂</i>	<i>CS₂₁</i>	<i>FR</i>
Gold	0.000	0.000	0.000	0.355	0.529	0.000	0.689	0.003
Silver	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.093	0.210
Copper	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.000	0.012
Zinc	0.000	0.024	0.000	0.000	0.000	0.445	0.012	0.602
Crude Oil	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

Fuente: Elaboración propia

En el caso del oro, podemos observar que los canales que no se activan, o que no nos muestran evidencia de contagio, son los dos canales de co-kurtosis y uno de los canales de co-asimetría (CS_{21}). Si observamos, en la Tabla 10, el cambio experimentado en los canales de co-kurtosis, podemos observar que la variación en los canales de co-kurtosis no es significativo, incluso, es contrario al sentido de la variación de los co-momentos de otros commodities. Por lo tanto, los resultados de las pruebas CK_{13} y CK_{31} se constatan con los cambios que observamos en los co-momentos respectivos. Adicionalmente, podemos observar que el segundo canal de co-asimetría, el cual mide la relación entre la volatilidad de los retornos estadounidenses y el retorno medio de los commodities, varía de forma distinta al comportamiento de las demás variables; es decir, durante el periodo de crisis, el oro era el único commodity que presentaba un aumento de su retorno promedio cuando la volatilidad de los retornos bursátiles de EE.UU. aumentaba. Esto último se suma al conjunto de regularidades empíricas que nos muestran que, frente a escenarios de crisis, el oro se considera un refugio financiero o reserva de valor. Asimismo, debido a que el nivel de relación entre estos dos momentos no es lo suficientemente fuerte, la prueba de contagio no considera significativo el cambio experimentado en este canal y, por lo tanto, no rechaza la hipótesis nula de no contagio.

En el caso de la plata, podemos observar que las pruebas que no nos muestran evidencia de contagio son la de correlación y, al igual que el oro, la del

segundo canal de co-asimetría (CS_{21}). En la Tabla 14 se observa que el canal de correlación de la plata fue el que experimentó el cambio mínimo comparado con los cambios experimentados por otros commodities, por lo que, si la prueba no nos muestra evidencia de contagio, podemos interpretar que la variación de la correlación se pudo haber debido a factores externos a la crisis. Asimismo, que el segundo canal de co-asimetría no haya rechazado la hipótesis nula de no contagio se explica por una razón similar a la del oro: la plata, aunque en menor medida, también es considerada una reserva de valor frente a momentos de estrés financiero por los que atraviesa la economía mundial.

En el caso del zinc, podemos observar que los cambios experimentados en el primer canal de co-asimetría (CS_{12}) y correlación no nos muestran evidencia de contagio. Como se observa en la Tabla 14, el zinc fue el commodity que experimentó el menor cambio en el primer canal de co-asimetría; sin embargo, si consideramos ambos canales en conjunto mediante la prueba COSK, la interacción entre ambos y el resultado del segundo canal de co-asimetría provoca que sí obtengamos evidencia de contagio a un nivel conjunto. Por otra parte, al igual que en el caso del oro, la variación en el canal de correlación no es lo suficientemente significativa para considerar que existe evidencia de contagio de los retornos medios de EE. UU. hacia los retornos del zinc.

Finalmente, al igual que con los retornos bursátiles de América Latina, se ha subdividido la muestra del periodo de contagio en tres episodios: la Crisis Subprime, la Gran Crisis Financiera y la Crisis de la Deuda Europea. Asimismo, las fechas de corte entre cada subperiodo de crisis sigue siendo la misma que se aplicó para los retornos bursátiles. Una vez más encontramos resultados bastante interesantes. De manera general, la comparación del periodo de no crisis con el periodo de la Crisis Subprime no muestra evidencia de contagio en casi ningún canal que se evalúa a través de las pruebas. Es recién cuando comparamos el periodo de no crisis con el periodo de la Gran Crisis Financiera que los resultados muestran mucha más evidencia de contagio financiero a través de distintos canales y casi en la totalidad de los commodities que estamos evaluando. Posteriormente, durante el periodo de la Crisis de la Deuda Europea, observamos la prueba conjunta JOINT nos mostraba aún bastante contagio

financiero; sin embargo, también se observa que algunas pruebas individuales y conjuntas empiezan a dejar de rechazar la hipótesis nula de no contagio. Por lo tanto, en base a esta subdivisión de la muestra, podemos entender que la mayor muestra de contagio se dio durante la Gran Crisis Financiera, lo cual puede ser explicado por el grado de repercusión que tuvo el estallido de la crisis. En un inicio, esta crisis puede ser considerada una crisis a nivel local; sin embargo, luego de un año y debido a los altos niveles de interconexión de los sistemas financieros, los efectos de la crisis comenzaron a repercutir sobre la economía global, llegando a su punto más elevado de estrés financiero durante el periodo que abarca la Gran Crisis Financiera.

Tabla 16. Resultados de las pruebas para subperiodos

Commodity	<i>JOINT</i>	<i>COSK</i>	<i>CV₂₂</i>	<i>CK₁₃</i>	<i>CK₃₁</i>	<i>CS₁₂</i>	<i>CS₂₁</i>	<i>FR</i>
Subprime Crisis: 3 August 2007 to 14 September 2008								
Gold	0.000	0.475	0.986	0.004	0.000	0.322	0.511	0.001
Silver	0.000	0.423	0.115	0.002	0.001	0.743	0.210	0.009
Copper	0.483	0.402	0.745	0.163	0.543	0.567	0.786	0.631
Zinc	0.065	0.463	0.747	0.060	0.023	0.114	0.277	0.994
Crude Oil	0.000	0.060	0.001	0.000	0.517	0.154	0.179	0.415
Great Financial Crisis (GFC): 15 September 2008 to 31 December 2009								
Gold	0.000	0.002	0.000	0.192	0.416	0.000	0.748	0.004
Silver	0.000	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000	0.392	0.053
Copper	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.002	0.000	0.500
Zinc	0.000	0.031	0.000	0.000	0.000	0.499	0.011	0.694
Crude Oil	0.000	0.000	0.000	0.012	0.000	0.000	0.001	0.001
European Debt Crisis: 1 January 2010 to 28 November 2014								
Gold	0.000	0.023	0.000	0.000	0.000	0.010	0.398	0.026
Silver	0.000	0.000	0.000	0.000	0.706	0.000	0.125	0.827
Copper	0.000	0.014	0.000	0.000	0.000	0.667	0.015	0.000
Zinc	0.000	0.413	0.001	0.480	0.001	0.680	0.659	0.587
Crude Oil	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

Fuente: Elaboración propia

5. CONCLUSIONES

El documento de trabajo presentó pruebas conjuntas de contagio, sugeridas por Fry-McKibbin et al. (2018) para probar la ocurrencia estadística de contagio hacia economías latinoamericanas, basadas en cambios en los momentos y co-momentos de mayor orden. Estas pruebas son relevantes para permitir analizar el contagio, de manera simultánea, mediante diferentes canales y no restringirse a efectos específicos. En particular, (i) el canal de correlación mide el cambio en la interacción entre los retornos esperados de cada país analizado, (ii) la co-asimetría mide la interacción entre los retornos esperados y la volatilidad, en su primera versión CS_{12} se analizar el efecto de los retornos esperados del país que contagia sobre la volatilidad de los retornos del país afectado, mientras que en la segunda versión CS_{21} explica el efecto de la volatilidad del país transmisor sobre los retornos esperados del país afectado, (iii) el canal de co-kurtosis mide la interacción entre los retornos y la asimetría, en su primera versión CK_{12} explica el efecto de los retornos esperados sobre la asimetría de los retornos del país afectado, la versión CK_{21} mide el efecto de la asimetría del país que contagia sobre los retornos esperados del segundo país, (iv) por último la co-volatilidad mide el efecto entre la volatilidad de los retornos. Posteriormente, bajo la estructura de una distribución normal bivariada, se desarrolla la prueba JOINT, la cual captura los excesos de los co-momentos y un componente que mide la interacción entre ellos. Por último, se aplica la prueba COSK, la cual es una versión restringida de JOINT, que solo captura los cambios en la co-asimetría y la interacción entre los co-momentos.

Las pruebas conjuntas fueron aplicadas para identificar contagio hacia economías latinoamericanas durante los periodos de la Crisis Financiera de 2007 a 2014, Crisis Asiática de 1995 a 1998, la Crisis Rusa entre 1997 a 1998 y crisis recientes como la Crisis Turca y la Crisis Argentina. Adicionalmente, debido a la significancia que representan los precios de los commodities en América Latina, decidimos analizar el contagio de EE.UU. hacia los retornos de los precios de commodities que se cotizan internacionalmente durante el escenario de la Crisis Financiera del 2008. El comienzo de cada crisis fue sugerido por Fry-McKibbin et al. (2014), Fry-McKibbin et al. (2018) y Chan et al. (2018) quienes

desarrollan pruebas de quiebre estructural para determinar los periodos de crisis y no crisis para una muestra determinada.

De manera generalizada, las pruebas aplicadas a la Crisis Financiera revelan evidencia de contagio mediante los canales de co-volatilidad (CV_{22}), co-kurtosis (CK_{12} y CK_{21}) y el canal conjunto (JOINT), y en menor medida en el canal de correlación (FR) y los canales de co-asimetría individuales y conjunto (CS_{12} , CS_{21} y COSK). Estos resultados se mantienen para los subperiodos de la Gran Recesión y la Crisis de la Deuda Europea, mientras que en la Crisis Subprime los efectos de contagio son poco significativos para la prueba JOINT, el canal de co-volatilidad y los de co-kurtosis anteriormente afectados. Por otro lado, es durante la Gran Recesión que la mayoría de los canales comienzan a verse afectados, siendo la prueba COSK la única que no posee significancia estadística en ninguno de los subperiodos estudiados.

La Crisis Asiática de 1997 mantiene una tendencia similar. Las pruebas de co-kurtosis, co-volatilidad y JOINT son las que muestran mayor evidencia de contagio regional, ya que se rechaza, excepto en Perú, la hipótesis nula de no contagio al 5% de nivel de significancia. Se destaca que los países que presentaron mayores variaciones en las co-asimetrías, como México y Chile, son los únicos que muestran evidencia de contagio a través de las pruebas aplicadas a estos canales. Finalmente, se observa que en esta crisis los canales de contagio son los mismos que se activaron en la Crisis Financiera del 2008.

En el caso de la Crisis Rusa, observamos muy poco contagio poniendo a Rusia como país de origen. La principal hipótesis que se postula es que, debido a que el periodo de muestra de la Crisis Asiática incorpora el periodo de muestra de la Crisis Rusa, no se encuentra contagio en América Latina ya que los retornos bursátiles de los países de la región ya se encontraban bastante afectados por el choque externo que representó la caída de la Bolsa de Valores de Hong Kong.

Finalmente, la aplicación de las pruebas sobre los retornos de los precios de los commodities, teniendo como punto de origen la crisis a EE. UU. durante la Crisis Financiera del 2008, también nos otorga suficiente evidencia de contagio. Al igual que con los retornos bursátiles, los commodities

experimentaron grandes cambios en los distintos momentos de sus distribuciones durante el periodo de crisis, que pueden ser explicados por los cambios experimentados en el mercado de valores estadounidense; sin embargo, el subperiodo que más destaca es el de la Crisis Financiera Internacional, ya que fue durante ese subperiodo que la crisis comenzó a generar repercusiones sobre la economía global.



Bibliografía

- Aït-Sahalia, Y., Cacho-Diaz, J., and Laeven, R. J. (2015). Modeling financial contagion using mutually exciting jump processes. *Journal of Financial Economics*, 117(3), 585-606.
- Al-Shakrchy, E., and Almsafir, M. K. (2014). Credit derivatives: did they exacerbate the 2007 global financial crisis? AIG: case study. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 109, 1026-1034.
- Arentsen, E., Mauer, D. C., Rosenlund, B., Zhang, H. H., and Zhao, F. (2015). Subprime mortgage defaults and credit default swaps. *The Journal of Finance*, 70(2), 689-731.
- Bae, K. H., Karolyi, G. A., and Stulz, R. M. (2003). A new approach to measuring financial contagion. *The Review of Financial Studies*, 16(3), 717-763.
- Baur, D. (2003). Testing for contagion-mean and volatility contagion. *Journal of Multinational Financial Management*, 13(4), 405-422.
- Billio, M., and Caporin, M. (2005). Multivariate Markov switching dynamic conditional correlation GARCH representations for contagion analysis. *Statistical Methods and Applications*, 14(2), 145-161.
- Calvo, S., and Reinhart, C. (1996). Capital Flows to Latin America: Is There Evidence of Contagion Effects? *World Bank Policy Research, Working Paper 1619*.
- Caramazza, F., Ricci, L. and Salgado R. (2000). Trade and Financial Contagion in Currency Crises. *International Monetary Fund, Working Paper 55*.
- Chan, J. C., Fry-McKibbin, R. A., and Hsiao, C. Y. L. (2018). A regime switching skew-normal model of contagion. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 23(1).
- Chari, V. V., and Kehoe, P. J. (2003). Hot money. *Journal of Political Economy*, 111(6), 1262-1292.
- Holanda, M., and Corrêa, M. (2003). Contagion effect in Latin America big three. *Estudos Econômicos*, 33(3), 509-529.
- Corsetti, G., Pericoli, M., and Sbracia, M. (2001). Correlation Analysis of Financial Contagion: What one should know before running a test. *Economic Growth Center, Discussion Paper 822*.

- Del Brio, E. B., Mora-Valencia, A., and Perote, J. (2017). The kidnapping of Europe: High-order moments' transmission between developed and emerging markets. *Emerging Markets Review*, 31, 96-115.
- Diebold, F. X., and Chen, C. (1996). Testing structural stability with endogenous breakpoint a size comparison of analytic and bootstrap procedures. *Journal of Econometrics*, 70, 221-241.
- Dungey, M., Milunovich, G., Thorp, S., and Yang, M. (2015). Endogenous crisis dating and contagion using smooth transition structural GARCH. *Journal of Banking & Finance*, 58, 71-79.
- Dungey, M., Fry-McKibbin, R., González-Hermosillo, B., and Martin, V. L. (2005). Empirical modelling of contagion: a review of methodologies. *Quantitative Finance*, 5, 9-24.
- Drazen, A. (2000). Political contagion in currency crises. *National Bureau of Economic Research*, Working Paper 7211.
- Eichengreen, B., Rose, A., and Wyplosz, C. (1996). Contagious Currency Crises. *National Bureau of Economic Research*, Working Paper 5681.
- Favero, C. A., and Giavazzi, F. (2002). Is the international propagation of financial shocks non-linear?: Evidence from the ERM. *Journal of International Economics*, 57, 231-246.
- Forbes, K., and Rigobon, R. (2000). Contagion in Latin America: Definitions, measurement, and policy implications. *National Bureau of Economic Research* 7885.
- Fry-McKibbin, R., Martin, V. L., and Tang, C. (2010). A new class of tests of contagion with applications. *Journal of Business & Economic Statistics*, 28, 423-437.
- Fry-McKibbin, R., Hsiao, C.Y., and Tang, C. (2014a). Contagion and Global Financial Crises: Lessons from Nine Crisis Episodes. *Open Economies Review*, 25, 521-570
- Fry-McKibbin, R., Martin, V. L., and Tang, C. (2014b). Financial contagion and asset pricing. *Journal of Banking & Finance*, 47, 296-308.
- Fry-McKibbin, R., and Hsiao, C.Y. (2016). Extremal Dependence Tests for Contagion. *Econometric Reviews*, 37(6), 626-649
- Fry-McKibbin, R., Hsiao, C., and Martin, V. L. (2018). Joint tests of contagion with applications. *Quantitative Finance*, 18, 1-18.

- Gallegati, M. (2012). A wavelet-based approach to test for financial market contagion. *Computational Statistics & Data Analysis*, 56, 3491-3497.
- Gallo, G. M., and Otranto, E. (2008). Volatility spillovers, interdependence and comovements: A Markov Switching approach. *Computational Statistics & Data Analysis*, 52, 3011-3026.
- Gerlach, S., and Smets, F. (1995). Contagious speculative attacks. *European Journal of Political Economy*, 11, 45-63.
- Gravelle, T., Kichian, M., and Morley, J. (2006). Detecting shift-contagion in currency and bond markets. *Journal of International Economics*, 68, 409-423.
- Grothe, O., Korniiichuk, V., and Manner, H. (2014). Modeling multivariate extreme events using self-exciting point processes. *Journal of Econometrics*, 182, 269-289.
- Guidolin, M., and Timmermann, A. (2008). International asset allocation under regime switching, skew, and kurtosis preferences. *The Review of Financial Studies*, 21(2), 889-935.
- Hamao, Y., Masulis, R. W., and Ng, V. (1990). Correlations in price changes and volatility across international stock markets. *The Review of Financial Studies*, 3, 281-307.
- Heipertz, J., Ranci ere, R., and Valla, N. (2019). Domestic and external sectoral portfolios: Network structure and balance-sheet contagion. *Journal of International Money and Finance*, 94, 206-226.
- Hsiao, Y. L. (2016). Test for Contagion with Applications to Equity Markets in 2016. *International Conference on Politics, Economics and Law (ICPEL 2016)*, Atlantis Press.
- Hsiao, C. Y. L., and Morley, J. (2015). Debt and financial market contagion. *UNSW Business School, Research Paper 2015-02*.
- Kaminsky, G. L., and Reinhart, C. M. (2000). On crises, contagion, and confusion. *Journal of International Economics*, 51, 145-168.
- Kenourgios, D., and Dimitrou, D. (2015). Contagion of the Global Financial Crisis and the real economy: A regional analysis. *Economic Modelling*, 44, 283-293.
- Kenourgios, D., and Padhi, P. (2012). Emerging markets and financial crises: regional, global or isolated shocks? *Journal of Multinational Financial Management*, 22, 24-38.

- King, M. and Wadhvani, S. (1990). Transmission of volatility between stock markets. *Review of Financial Studies*, 3(1), 5-33.
- Knight, J., Lizieri, C., and Satchell, S. (2005). Diversification when it hurts? The joint distributions of real estate and equity markets. *Journal of Property Research*, 22(4), 309-323.
- Le, C. and David, D. (2014). Asset price volatility and financial contagion: analysis using the MS-VAR framework. *Eurasian Economic Review*, 4, 133-162.
- Lee, S. B., and Kim, K. J. (1993). Does the October 1987 crash strengthen the co-movements among national stock markets? *Review of Financial Economics*, 3, 89-102.
- Longin, F., and Solnik, B. (1995). Is the correlation in international equity returns constant: 1960--1990? *Journal of International Money and Finance*, 14, 3-26.
- Longstaff, F. A. (2010). The subprime credit crisis and contagion in financial markets. *Journal of Financial Economics*, 97, 436-450.
- Lucey, B. M., and Voronkova, S. (2008). Russian equity market linkages before and after the 1998 crisis: Evidence from stochastic and regime-switching cointegration tests. *Journal of International Money and Finance*, 27, 1303-1324.
- Mohammed, K., Benhabib, A., and Maliki, S. (2014). Foreign exchange market and contagion: The evidence through GARCH model. *International Journal of Innovation and Applied Studies*, 7, 283-297.
- Mendoza, E. G. (2010). Sudden stops, financial crises, and leverage. *American Economic Review*, 100, 1941-66.
- Masson, M. P. R. (1998). Contagion: Monsoonal effects, spillovers, and jumps between multiple equilibria. *International Monetary Fund, Working Paper* 98.
- Nogués, J., and Grandes, M. (2001). Country risk: economic policy, contagion effect or political noise? *Journal of Applied Economics*, 4(1), 125-162.
- Rigobon, R. (2002). Contagion: how to measure it? *National Bureau of Economic Research, Working Paper* 8118.

- Rigobon, R. (2003). On the measurement of the international propagation of shocks: is the transmission stable? *Journal of International Economics*, 61(2), 261-283.
- Rigobon, R. (2017). Contagion, Spillover, and Interdependence. *Economía*, 19(2), 69-99.
- Ronn, E., Sayrak, A. and Tompaidis, S. (2009). The Impact of Large Changes in Asset Prices on Intra-Market Correlations in the Domestic and International Markets. *The Financial Review*, 44(3).
- Saiti, B., Bacha, O. I., and Masih, M. (2016). Testing the conventional and Islamic financial market contagion: evidence from wavelet analysis. *Emerging Markets, Finance and Trade*, 52(8), 1832-1849.
- Stulz, R. M. (2010). Credit default swaps and the credit crisis. *Journal of Economic Perspectives*, 24(1), 73-92.
- Syllignakis, M. N., and 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.
- Tabak, B. M., Miranda, R., and Medeiros, J. M. (2016). Contagion in CDS, banking and equity markets. *Economic Systems*, 40(1), 120-134.