

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



**PUCP**

**Crisis Financieras y Contagio en Mercados Latinoamericanos: Una  
Aplicación Empírica usando un Modelo de Cambio de Régimen con  
Distribución Normal Sesgada**

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

**AUTORES**

Acurio García, Balila  
Regalado Zegarra, Roger Steven

**ASESOR**

Rodríguez Briones, Gabriel

## RESUMEN

Se prueba la existencia de contagio entre un grupo de mercados latinoamericanos durante distintas crisis económicas globales. Se usa un modelo de distribución normal sesgada con cambio de régimen, así como un conjunto de estadísticos que prueban la existencia de contagio, quiebres estructurales y se aplica un test de contagio y quiebre estructural de forma conjunta. Los estadísticos para probar contagio son correlación y co-asimetría entre los mercados latinoamericanos y el país de contagio. Mientras que, se prueban quiebres estructurales en media, varianza y asimetría. De esta manera, se captura el comportamiento tanto lineal como no lineal del contagio. Los resultados muestran evidencia de contagio para la Crisis Financiera Global del 2008 y para la Crisis Financiera Asiática de 1997. El contagio es más notorio para economías grandes como México y Brasil. Con respecto a los quiebres estructurales se encuentra evidencia de quiebres para la mayoría de los países durante las dos crisis. Sin embargo, al hacer los tests de ambos fenómenos conjuntos, se encuentra evidencia decisiva en favor del contagio y quiebre estructural, demostrando la importancia de los tests conjuntos.

**Palabras clave:** contagio, cambio de régimen, asimetría, coasimetría, crisis financieras, Latinoamérica.

## ÍNDICE

1. INTRODUCCIÓN.....	4
2. REVISIÓN DE LITERATURA .....	6
2.1. CONTAGIO .....	6
2.2. LITERATURA EMPÍRICA .....	7
3. METODOLOGÍA .....	13
3.1. DISTRIBUCIÓN NORMAL SESGADA .....	13
3.2. CAMBIO DE RÉGIMEN CON DISTRIBUCIÓN NORMAL SESGADA .....	14
3.3. ESTIMACIÓN BAYESIANA DEL MODELO RSSN.....	15
3.4. TEST DE CONTAGIO Y QUIEBRES ESTRUCTURALES.....	17
3.4.1. MÉTODOS DE EVALUACIÓN PARA LOS TEST DE HIPÓTESIS.....	18
3.4.2. CONTAGIO .....	20
3.4.3. QUIEBRES ESTRUCTURALES.....	21
3.4.4. CONTAGIO Y QUIEBRES ESTRUCTURALES CONJUNTOS.....	23
4. ANÁLISIS EMPÍRICO .....	24
4.1. CRISIS FINANCIERA GLOBAL DEL 2008. ....	24
4.1.1. DATOS Y ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS.....	24
4.1.2. ESTIMACIÓN.....	28
4.2. CRISIS FINANCIERA ASIÁTICA DE 1997 .....	44
4.2.1. DATOS Y ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS.....	44
4.2.2. ESTIMACIÓN.....	46
4.3. CRISIS FINANCIERA RUSA DE 1998 .....	52
4.3.1. DATOS Y ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS.....	52
4.3.2. ESTIMACIÓN.....	54
5. CONCLUSIONES .....	63
Bibliografía .....	64

## 1. INTRODUCCIÓN

La globalización ha originado que los mercados financieros estén más conectados entre sí, y por lo tanto, lleguen a desarrollar relaciones de interdependencia. Así, las diversas crisis económicas que se han suscitado a partir de la década de los 90's se han propagado a otros países a pesar de tener un carácter estrictamente local, fenómeno comúnmente denominado como contagio. Ejemplo de ello son la crisis del Tequila de 1994, la crisis asiática de 1997, la crisis rusa de 1998 y la crisis financiera del 2008. Sin embargo, pese al importante trabajo teórico realizado, no hay consenso sobre la existencia de contagio, ni cómo medir el mismo.

La existencia de contagio se ha evaluado mediante pruebas estadísticas diseñadas para identificar factores adicionales que únicamente se presentan en épocas de crisis financieras (ver Fry et al. (2017) y Dungey et al. (2010)). Es así que los canales mediante los cuales estos factores se propagan, son identificados al evaluar estadísticos de primer orden y de orden superior, como la correlación, asimetría y co-asimetría. La literatura ha tendido a centrarse en evaluar el contagio mediante un solo canal; sin embargo, no consideran la posibilidad de que se propague a través de múltiples canales. Siendo los momentos de orden superior, los más relevantes para la reciente literatura.

Por otro lado, Forbes y Rigobon (2002) señalan tres aspectos por los que es importante evaluar el contagio. En primer lugar, gran parte de la racionalidad de los inversionistas sugiere que la diversificación es favorable para la disminución del riesgo; sin embargo, la mayor dependencia entre mercados debilita sus beneficios. En segundo lugar, es relevante saber de qué manera cambia el comportamiento de los agentes económicos durante las épocas de crisis para así comprender cómo se transmiten los shocks. En tercer lugar, para muchas de las instituciones que regulan el funcionamiento macroeconómico de los países es importante estudiar este fenómeno y así prever crisis futuras.

Asimismo, existe evidencia de que las crisis financieras generan quiebres estructurales sobre el comportamiento de variables financieras. No obstante, el estudio conjunto de contagio y quiebres estructurales no ha sido abordado exhaustivamente por la literatura, a pesar de su importancia. Ya que el analizar

la existencia de contagio mediante canales estadísticos y no asumir un cambio de régimen origina un sesgo. Debido a que empíricamente, el contagio y el cambio de régimen se presentan paralelamente durante una crisis financiera.

El contagio ha sido evaluado para mercados financieros desarrollados y en desarrollo; sin embargo, en estos últimos existe menos contundencia acerca de la existencia de contagio. En este sentido, nace el interés de estudiar el contagio tomando en cuenta los nuevos aportes de la reciente literatura, que considera los momentos de orden superior y la posibilidad de que el contagio se manifieste mediante canales conjuntos, especialmente para los mercados financieros en desarrollo. Además, al tomar en cuenta una metodología que captura el cambio de régimen, permite estudiar ambos fenómenos (el contagio y los quiebres estructurales) de manera paralela, tal como se manifiesta en la realidad.

De esta manera, el presente documento evalúa empíricamente el contagio que experimentaron las principales economías latinoamericanas durante distintas crisis financieras utilizando una metodología de cambio de régimen con distribución normal sesgada (RSSN por sus siglas en inglés) tomado de Chan et al. (2018). Dicho modelo es particularmente adecuado para probar la existencia de contagio en mercados financieros ya que es capaz de estimar la manifestación de comportamientos tanto lineales como no lineales, en los movimientos entre los retornos de activos. La estimación de este tipo de modelos se hace mediante el método de Markov Chain Monte Carlo (MCMC). Asimismo, una característica a favor para la utilización de este modelo es que el cambio entre regímenes es endógeno a diferencia de otros enfoques metodológicos.

Adicionalmente, el modelo que se utiliza es capaz de captar quiebres estructurales en los momentos de los rendimientos de activos. La relevancia de evaluar este aspecto como lo menciona Chan et al. (2018) son las implicaciones que tendrá para determinar el enfoque adecuado de las decisiones de asignación de cartera y las políticas internacionales de mitigación de choques tanto a nivel nacional como internacional.

Para probar contagio y quiebres estructurales, se aplican diversas pruebas desarrolladas por Chan et al. (2018) recogiendo momentos de orden superior como la asimetría y co-asimetría dada su importancia según la literatura. Así,

con respecto al contagio se aplica estadísticos de correlación que se centran en la interacción entre los rendimientos de los mercados financieros; y estadísticos de co-asimetría que se centra en la interacción entre el rendimiento esperado y la volatilidad de los mercados; mientras que, los quiebres estructurales se evalúan a nivel de media, varianza y asimetría. Si bien es cierto que los estadísticos de contagio individuales son adecuados, como se mencionó líneas arriba, es importante el uso de pruebas conjuntas dado que suelen ser más precisas, al evaluar simultáneamente el contagio mediante diversos canales.

El resto del documento está organizado de la siguiente manera. La sección 2 presenta la revisión de literatura. La sección 3 contiene la metodología y tests de contagio y quiebre estructural extraídos de Chan et al. (2018). La sección 4 muestra el análisis empírico para los principales mercados latinoamericanos para tres principales crisis: Crisis del Tequila de 1994, Crisis Asiática de 1997 y Crisis Financiera Global del 2008. Este análisis se realiza intercambiando 3 países: Perú, Colombia y Chile, dada la similitud de sus economías y mercados financieros. Por último, la sección 5 desarrolla las conclusiones del documento.

## 2. REVISIÓN DE LITERATURA

La literatura sobre contagio es amplia. Es por esto que se aborda la evolución de la definición de contagio y posteriormente se hace un recuento de la literatura empírica existente sobre el tema.

### 2.1. CONTAGIO

La definición de contagio se ha ido desarrollando a través del tiempo. Doukas (1989) en el contexto de la crisis de la deuda latinoamericana define contagio como el impacto de las noticias sobre la solvencia crediticia de un prestatario soberano que afectan a los demás una vez que se controlan los fundamentos macroeconómicos. Valdés (1995) define contagio como un co-movimiento excesivo a través de los países latinoamericanos en el retorno de activos, ya sea de deuda o patrimonio. Por su parte, Calvo y Reinhart (1996) distinguen el contagio mediante vínculos comerciales o financieros (fundamentos macroeconómicos), y el contagio "verdadero", cuando esos canales no están presentes o han sido controlados. Este último tipo de contagio, también es

desarrollado por Eichengreen, Rose y Wyplosz (1996). Recientemente, Reinhart y Kaminsky (1998), Arias, Hausman y Rigobon (1998) y Forbes y Rigobon (1998), entienden contagio como el incremento del exceso de co-movimiento en periodos de crisis.

Chan et al. (2018) en la misma línea de Forbes y Rigobon (2002) definen contagio como un incremento significativo de las correlaciones a través de los mercados. Esta es la definición que se toma en cuenta en el presente documento, pero será ampliada, incluyendo cambios de orden superior en los co-movimientos de los retornos de activos. Esto último, debido a que cambios en la co-asimetría ilustran que la relación lineal de los coeficientes pueden no reflejar todos los cambios en los mercados interdependientes.

## 2.2. LITERATURA EMPÍRICA

Los métodos para determinar la existencia y los mecanismos a través de los que se transmite el contagio son diversos. Los modelos VECM y VAR fueron dos de los primeros en ser utilizados para probar la existencia de contagio. Schmukler y Frankel (1997) a raíz de la Crisis del Tequila de 1994 prueban la existencia de contagio durante el periodo de tiempo 1992-1996. Los autores analizan los fondos de renta variable para países asiáticos y latinoamericanos tranzados en New York y el valor de los activos netos (NAV) que se transa en el mercado de activos. Parten de un análisis de correlaciones para el periodo de tiempo dado, luego proponen un modelo de corrección de errores para el análisis mediante Causalidad a la Granger, encontrando que existe contagio de Mexico hacia New York, y a partir de ahí, hacia mercados asiáticos y latinoamericanos. Posteriormente, Baig y Goldfajn (1999) encuentran patrones de contagio usando modelo VAR a partir del cual aplican un test de correlaciones en el mercado de divisas, bonos soberanos y mercados de activos durante la Crisis Financiera Asiática. Encuentran correlaciones significativas para los dos primeros casos; mientras que, para el caso de mercado de activos, evidencia mixta. Yang y Lim (2004) también analizan la Crisis Financiera Asiática, en principio mediante un análisis de correlaciones para un periodo de calma y un periodo de volatilidad. Posteriormente, usan un modelo VAR y lo analizan mediante Causalidad a la Granger y descomposición de varianza. También encuentran evidencia de

contagio, especialmente durante el periodo de volatilidad debido a un incremento en la interdependencia de los mercados a partir de 1997.

Yilmaz (2009) realiza un análisis similar al de Yang y Lim (2004), pero incorporando un índice "spillover" y ampliando el periodo de tiempo hacia 2009 para el análisis de la Crisis Financiera Global. El autor encuentra evidencia de contagio, asimismo, sostiene que el índice "Spillover" se ha incrementado desde los 90s hacia 2009 alcanzando su máximo durante la Crisis del 2008. Longstaff (2010) también centra su análisis en esta última crisis, específicamente en las obligaciones colateralizadas por deuda (CDOs). El autor propone un modelo VAR y testea un vector de contagio para cambios en los vínculos de mercados. Los resultados apoyan la existencia de contagio.

Edwards y Susmel (2001) utilizan los datos de los retornos semanales de activos de un conjunto de países latinoamericanos. Analizan los periodos de alta volatilidad y la correlación entre ellos a través de los países. El estudio recoge modelos univariados y multivariados de cambio en la volatilidad. Los autores estiman una gama de modelos SWARCH, a partir de ello, proponen una extensión multivariada para analizar la volatilidad conjunta y su correlación. Estudian la crisis financiera asiática, también conocida como la crisis del Fondo Monetario Internacional, y la crisis económica de México de 1994. Proponen dos grupos de países con respecto a cada mercado de contagio: Hong Kong y México con un país latinoamericano, respectivamente. Los resultados indican que los episodios de alta volatilidad son de corta duración, entre dos a doce semanas, por lo general. Encuentran evidencia sólida de co-movimientos de volatilidad en los países, especialmente entre los del Mercosur.

En la misma línea, en base a la metodología de estimación, se encuentra Tai (2007) que examina la integración de los mercados de valores emergentes asiáticos a los mercados de capital del mundo. Estiman y prueban efectos de contagio puro entre los mercados de valores y de divisas para cada país asiático durante la crisis de 1997 y un modelo internacional dinámico e integrado de precios de activos de capital (ICAPM), para lo cual utiliza un método GARCH (1,1) multivariado asimétrico. Los resultados indican que los mercados de valores asiáticos se han integrado completamente desde sus liberalizaciones. En

la evaluación de contagio, se encuentra un fuerte impacto positivo de los shocks de retornos que se originan en el mercado de valores nacional hacia su mercado de divisas durante la crisis.

Otro tipo de modelos son los modelos de factores. Bekaert Harvey y Ng (2003) extienden un modelo de valorización de activos de uno a dos factores para analizar la Crisis del Tequila de 1994 y la Crisis Asiática de 1997. De esta manera, testean el contagio mediante el cambio el incremento de las correlaciones de los residuos del modelo por encima de un valor dado. A partir de ello, concluyen que no existió contagio durante la Crisis del Tequila, pero sí durante la Crisis Financiera Asiática. Dungey et al (2007) usa un modelo multifactorial para analizar la Crisis Rusa y la crisis originada a partir de la quiebra del fondo de inversión LTCM en Estados Unidos. Asimismo, los autores incluyen en su análisis quiebres estructurales. De esta manera, comprueban la existencia de contagio y de quiebres estructurales en mercados industriales y emergentes a partir de la estimación de parámetros mediante método generalizado de momentos (GMM) y tests. Bekaert et al. (2014) analizan mercados de activos durante la Crisis Subprime del 2008 mediante un modelo de tres factores. Los autores consideran contagio como co-movimientos por encima del nivel que debería corresponder al modelo y a correlaciones entre los residuos del modelo. Los autores encuentran evidencia débil de contagio entre Estados Unidos y el resto de países, aunque para el caso de contagio desde mercados domésticos hacia portafolios individuales domésticos el contagio sí es considerable.

Engle (2002) propone una nueva forma de estudiar las correlaciones cambiantes en el tiempo a partir de un modelo de Correlación Dinámica Condicional (DCC por sus siglas en inglés). Muchos autores recogen este modelo para estudiar el contagio. Billio y Caporin (2005) extienden este modelo permitiendo la correlación incondicional y que el comportamiento de los parámetros se dé a partir de una Cadena de Markov. Los autores estudian el periodo de tiempo posterior a las diversas crisis que se dieron en los años 90 dividiendo los datos en periodos de alta y baja volatilidad para Estados Unidos y países asiáticos. Los autores encuentran la presencia de pérdida de interdependencia entre los mercados, lo que apoya la tesis de discontinuidades

en los mecanismos de propagación de volatilidad. Kenourgios et al. (2011) propone un modelo DCC con asimetría generalizada el cual le permite capturar correlaciones no lineales para el análisis de cuatro crisis: asiática, rusa, brasileña y la de la burbuja tecnológica para Estados Unidos, Reino Unido y los BRICS. Los autores, a partir de un análisis de correlaciones y volatilidades, encuentran evidencia de contagio; sin embargo, evidencian que los países emergentes son más propensos y que las crisis específicas a determinadas industrias tienen un mayor efecto que aquellas específicas a países. Harkmann (2014) plantea un modelo DCC bivariado con heterocedasticidad condicional para analizar las correlaciones durante la Crisis Financiera Global del 2008 para mercados de europeos. Los autores encuentran evidencia de contagio al observar el incremento sustancial de las correlaciones. Esto último, además puede ser atribuido a una mayor integración financiera.

Forbes y Rigobon (2002) examinan los movimientos del mercado de valores de los principales países afectados por las crisis de 1997 en Asia del Este, el colapso del peso mexicano en 1994 y el desplome del mercado de valores de los Estados Unidos en 1987. Los autores indican que las pruebas estándar analizan si la correlación entre mercados en el mercado de valores aumenta durante el período de crisis. Sin embargo, argumentan que este análisis estándar está sesgado. Plantean que se debe ajustar el coeficiente de correlación, debido a que está condicionado al aumento de la volatilidad del mercado de valores. Las pruebas de contagio basadas en los coeficientes de correlación no ajustados muestran evidencia de contagio en varios países, mientras que las pruebas basadas en los coeficientes ajustados no encuentran prácticamente ningún contagio. Concluyen que los altos movimientos del mercado durante las crisis fueron una continuación de los fuertes vínculos entre los mercados. Es decir, durante las tres crisis analizadas no hubo contagio, sino interdependencia.

Bae et al. (2003) proponen una nueva aproximación para el estudio del contagio financiero. Los autores asumen que contagio es un fenómeno asociado con grandes retornos. Para tal fin, emplean la aproximación logística multinomial para reflejar el nuevo enfoque. Encuentran que el contagio es medible y depende de los niveles regionales de las tasas de interés, cambios en el tipo de cambio y

de la volatilidad condicional de los retornos de activos. Los autores indican que el contagio es más importante en LATAM que en Asia, el contagio de LATAM a otros países es más importante que de Asia al mundo. Finalmente, concluyen que existe más contagio en los grandes valores absolutos de los retornos de que los modelos lineales pueden predecir.

Chan-Lau, Mathienson y Yao (2004) analizan dos crisis, la crisis rusa de 1998 que tuvo alcance global y la crisis brasileña del mismo año que tuvo alcance regional. A diferencia de la literatura previa, definen contagio como la probabilidad de observar retornos altos simultáneamente entre diferentes mercados en lugar de aumentos en la correlación. Los autores plantean que el uso de correlaciones para el contagio es engañoso, ya que las medidas de dependencia extrema de contagio y medidas de correlación simple no están altamente correlacionadas, esto solo ocurre para LATAM. Por último, los resultados indican que el contagio se evidencia mayormente para los retornos negativos y existe diferencia inter e intrarregional.

Gravelle, Kichian y Morley (2006) investigan por qué las crisis financieras tienden a aumentar la interdependencia de los activos entre diferentes países. Consideran dos fuentes de incremento en los co-movimientos de los retornos de los activos. Los choques largos comunes operan a través de vínculos cruzados entre los países y los cambios en la transmisión estructural de los choques entre países. Esto último denominado "shift-contagion". Se utiliza dos activos ya sean bonos o monedas, en los que su rendimiento se puede expresar como la media más algún choque. Se descompone cada choque por su naturaleza común e idiosincrática. El periodo de muestra es 1985-2001 y se analizan países europeos y latinos. Los resultados indican que para LATAM el contagio se da a través de canales de largo plazo, lo cual reduce la vulnerabilidad en el corto plazo. Para países desarrollados, muestran que la transmisión ocurre en periodos turbulentos.

Caccioli et al. 2014 muestran que la diversificación, apalancamiento y otros puede aumentar la probabilidad de contagio y por ende problemas sistémicos. Los autores elaboran un método para la amplificación del contagio, dada la combinación de portafolios, "overlapping" y apalancamiento. Desarrollan un

modelo donde los desequilibrios sistémicos son más probables en función de apalancamiento, "market crowding", diversificación e impacto de mercado. Los resultados indican que la diversificación puede generar efectos sistémicos peligrosos, así como mayor contagio. Por último, plantean los valores críticos a partir de los cuales ocurre contagio.

Ait-Sahalia, Cacho-Díaz y Laeven (2015) usan un modelo basado en saltos de "Hawkes" que incorpora elementos estándar de desviación y volatilidad. Proponen que choques adversos en los mercados de activos se propagan mediante un "salto" en alguna región del mundo que a su vez causa un incremento en la probabilidad de un "salto" en otra región del mundo. El estudio se realiza mediante un modelo de retornos de activos dinámicos con un componente desvío o "drift component", un componente de volatilidad y un proceso de Hawkes. Los resultados muestran que un salto en una región incrementa la intensidad de los saltos en la misma región o en otras; denominado en inglés "cross-excitation".

García y Tsafak (2008) discuten que tan correcto es el uso de modelos GARCH con correlación constante y con asimetría para reproducir la correlación asimétrica en los mercados de activos documentada por Longin y Solnik (2001). En este sentido, los autores sostienen que los modelos de cópula son los mejores para representar dicho fenómeno. Rodríguez (2003) fue uno de los primeros en plantear este tipo de modelos para el analizar el contagio para la Crisis del Tequila y la Crisis Financiera Asiática para países latinoamericanos y asiáticos. El autor comenta la importancia de analizar los quiebres estructurales en la dependencia de las colas de la distribución para analizar el contagio, así como acerca de la no linealidad del contagio. Asimismo, concluye en la existencia de contagio en especial en periodos de mucha turbulencia, en especial para los mercados latinoamericanos. Más recientemente Imen, Faten y Elmoez (2018) también plantean una metodología de cópulas mediante un método de máxima verosimilitud canónica para analizar la Crisis Subprime del 2008 para países americanos y asiáticos. Mediante tests de Kendall y Spearman, de correlación y de intensidad de contagio encuentran que sí existió contagio, pero se dio con mayor intensidad para países americanos.

### 3. METODOLOGÍA

A lo largo del desarrollo de esta sección nos basamos en Chan et al. (2018), por lo que su notación se mantendrá en la presente investigación. Este modelo permite analizar tanto el contagio lineal como no lineal para el mercado de activos, en ambos regímenes.

#### 3.1. DISTRIBUCIÓN NORMAL SESGADA

La distribución normal sesgada puede ser representada mediante las siguientes ecuaciones:

$$y_t = \mu + \Omega Z_t + \varepsilon_t, \quad (1)$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, \Sigma), \quad (2)$$

$$Z_t \sim N(c1_m, I_m) \mathbf{1}(Z_{jt} > c, j = 1, \dots, m), \quad (3)$$

Donde  $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{mt})'$  es un vector aleatorio de dimensión  $m$  con  $t = 1, \dots, T$ ,  $\mu$  es un vector constante  $m \times 1$ ,  $\Omega$  es una matriz de asimetrías y co-asimetrías,  $Z_t = (Z_{1t}, \dots, Z_{mt})'$  es un vector aleatorio de dimensión  $m$ ,  $\varepsilon_t$  es un vector de innovaciones de dimensión  $m \times 1$ ,  $\Sigma$  es una matriz de identidad, y  $\mathbf{1}(\cdot)$  es una función de selección que toma el valor de 1 si todos los valores de  $Z_{jt}$  son mayores que  $c$  y 0 en otro caso. El término constante  $c$  se establece como  $-\sqrt{2/\pi}$ , de modo que las variables latentes  $Z_t$  no afecten la esperanza no condicional de  $y_t$ . Específicamente  $\Omega = (\omega_{ij})$  es una matriz de co-asimetrías completa con dimensión  $m \times m$  con  $i, j = 1, \dots, m$ . Los elementos de la diagonal inferior de  $\Omega$  son los parámetros de co-asimetría que controlan la dependencia asimétrica entre los componentes de  $y_t$ .

La función de densidad de probabilidad de  $y_t$ , marginal de  $Z_t$  es:

$$f_{SN}(y_t; \mu_t; \Sigma; \Omega) = \frac{2^m}{\det(\Sigma + \Omega^2)^{\frac{1}{2}}} f_N((\Sigma + \Omega^2)^{-\frac{1}{2}}(y_t - \mu)) Pr(V > 0), \quad (4)$$

Donde

$$V \sim N(\Omega(\Sigma + \Omega^2)^{-1}(y_t - \mu), I_m - \Omega(\Sigma + \Omega^2)^{-1}\Omega), \quad (5)$$

$f_N(y_t)$  es la función de densidad de la distribución normal multivariada estandar con media 0 y matriz de covarianzas identidad evaluada en  $y_t$ . Si  $\Omega = 0$  entonces la distribución normal en las ecuaciones (1) y (2) se reduce a la especificación normal multivariada habitual con la densidad dada por:

$$f_{SN}(y_t; \mu_t; \Sigma; \Omega) = \frac{1}{\det(\Sigma)^{\frac{1}{2}}} f_N(\Sigma^{-\frac{1}{2}}(y_t - \mu)). \quad (6)$$

### 3.2. CAMBIO DE RÉGIMEN CON DISTRIBUCIÓN NORMAL SESGADA

El modelo RSSN planteado por Chan et al. (2018) es una extensión del modelo de cambio de régimen de Hamilton (1989). Esta extensión es útil ya que no solo captura la simetría, colas pesadas, heterocedasticidad, los componentes lineales y no lineales, sino que también aquellos parámetros que pueden diferir entre los estados. En este sentido, cada parámetro de la sección anterior es dependiente del estado, de la siguiente manera:

$$y_t = \mu_{s_t} + \Omega_{s_t} Z_t + \varepsilon_t, \quad (7)$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, \Sigma_{s_t}), \quad (8)$$

$$Z_t \sim N(c1_m, I_m) \mathbf{1}(Z_{j_t} > c, j = 1, \dots, m). \quad (9)$$

El régimen  $s_t$  en el tiempo  $t$  es una variable binaria que toma los valores de 0 o 1, o  $s_t \in \{0, 1\}$ . Existen dos conjuntos de parámetros dependientes del régimen  $(\mu_0, \Omega_0, \Sigma_0)$  y  $(\mu_1, \Omega_1, \Sigma_1)$ . Los cambios en los parámetros que controlan los vínculos de mercado de la correlación y co-asimetría durante el segundo régimen otorgan evidencia de contagio; mientras que, los cambios en los parámetros de momento de la media, varianza y la asimetría en el segundo régimen otorgan evidencia de quiebres estructurales.

Para la estimación, las ecuaciones (7) a (9) pueden ser reescritas como:

$$y_t = X_t \beta_{s_t} + \varepsilon_t, \quad (10)$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, \Sigma_{s_t}), \quad (11)$$

Donde  $X_t = (i_m, I_m \otimes Z_t')$ ,  $\beta_{s_t} = (\mu_{s_t}', \omega_{s_t}')$ ,  $\omega_{s_t} = \text{vec}(\Omega_{s_t}')$ .

La dimensión de  $\mu_{s_t}$ ,  $\omega_{s_t}$  y  $\beta_{s_t}$  son  $m$ ,  $k$  y  $(m + k)$ , respectivamente, con  $k = m^2$ . El proceso que rige el estado subyacente del régimen  $s_t$  necesita ser especificado. Esta asume la transición de Markov estandar  $\Pr(s_t = 1 | s_{t-1} = i) = p_{it}$ , para  $i = 0$  y  $1$ , donde las probabilidades  $p_{it}$  son fijadas como constantes que varían con el tiempo. Los parámetros del modelo RSSN son  $s = (s_1, \dots, s_T)'$ . Por conveniencia,  $\mu_{i,l}$  denota el elemento  $i$ -ésimo de  $\mu_l$ ,  $l = 0, 1$  y de la misma manera para  $\Sigma_{ij,l}$  y  $\Omega_{ij,l}$ .

Notablemente, el coeficiente de correlación  $\rho_{ij,s_t}$  puede ser estimado y es:

$$\rho_{ij,s_t} = \frac{\Sigma_{ij,s_t}}{\sqrt{\Sigma_{ii,s_t}}\sqrt{\Sigma_{jj,s_t}}}, s_t = 0,1, \quad (12)$$

por conveniencia,  $\rho_{ij,s_t}$  a veces es denotado como  $\rho_{ij,l}$  con  $l = 0, 1$ .

Este modelo es estimado mediante métodos bayesianos. Los métodos Markov Chain Monte Carlo (MCMC) son usados para obtener aproximaciones de la distribución a posteriori requerida para el análisis.

### 3.3. ESTIMACIÓN BAYESIANA DEL MODELO RSSN

Se utiliza un enfoque Bayesiano para estimar los parámetros del modelo. Los métodos MCMC se utilizan para obtener la *posterior distribution* requerida para el análisis como se explicará en la presente sección.

**Función de máxima verosimilitud y priors.** La función de verosimilitud con los datos completos del modelo RSSN en las ecuaciones (10) y (11) está dada por:

$$f(y|Z, \theta, s) = (2\pi)^{-\frac{mT}{2}} \prod_{t=1}^T |\Sigma_{s_t}|^{-\frac{1}{2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T [y_t - X_t \beta_{s_t}]' \Sigma_{s_t}^{-1} [y_t - X_t \beta_{s_t}] \right\} \quad (13)$$

donde  $\theta = (\beta_0, \beta_1, \Sigma_0, \Sigma_1)$  y  $s_t \in \{0,1\}$ .

Los *priors* de los parámetros de modelo son especificados como:  $\beta_{s_t} \sim N(\beta, V_\beta)$ ,  $\Sigma_{s_t} \sim IW(\tau_\Sigma, S_\Sigma)$ ,  $\Pr(s_t = 1 | s_{t-1} = i) = p_{it}$ ,  $\Pr(s_t = 0 | s_{t-1} = i) = 1 - p_{it}$ . Donde  $IW(\tau_\Sigma, S_\Sigma)$  denota la distribución inversa de Wishart con  $\tau_\Sigma$  grados de

libertad y matriz escala  $\underline{S}_y$ . La media y matriz de covarianzas a priori de  $\beta_{s_t}$  están ajustadas respectivamente a  $\underline{\beta} = (\underline{\mu}', \underline{w}')'$ , y a  $V_\beta = \begin{bmatrix} \varphi_\mu I_m & 0 \\ 0 & \varphi_\mu I_k \end{bmatrix}$ , donde  $k = m^2$ .

**Análisis de la posterior.** El muestreo de Gibbs es usado para estimar el modelo RSSN. De la regla de Bayes se desprende que la distribución a posteriori conjunta es proporcional al producto de la función de probabilidad con los datos completos y la densidad a priori conjunta, como se indica a continuación  $\pi(\theta, Z, s|y) \propto f(y|Z, \theta, s)f(Z)f(s|\theta)\pi(\theta)$ , donde  $f(Z)$  y  $f(s|\theta)$ , están dados en las ecuaciones (9) y (18) respectivamente. La notación  $\pi$  indica la densidad *prior* y *posterior* de las funciones. La función de verosimilitud  $f(y|Z, \theta, s)$  está dada por la ecuación (15). Asumiendo independencia a priori entre  $\beta$  y  $\Sigma$ , la densidad conjunta a priori está dada por  $\pi(\theta) = \pi(\beta^0)\pi(\beta^1)\pi(\Sigma^0)\pi(\Sigma^1)$ .

Las aproximaciones de distribución conjunta a posteriori pueden ser obtenidas mediante la siguiente metodología planteada por el muestreo de Gibbs: (i) especificar los valores iniciales para  $\theta^{(0)} = (\beta_0^{(0)}, \beta_1^{(0)}, \Sigma_0^{(0)}, \Sigma_1^{(0)})$  y  $Z^{(0)}$ , donde  $\beta_l^{(0)} = (\mu_l^{0'}, \omega_l^{0'})'$  con  $l = 0, 1$  que establece el contador del *loop* =  $1, \dots, n$ ; (ii) generar  $s^{loop}$  a partir de  $\pi(s|y, Z^{(loop-1)}, \theta^{(loop-1)})$  donde  $\theta^{loop} = (\beta^{loop}, \Sigma^{loop})$ ; (iii) generar  $\beta_l^{loop}$  a partir de  $\pi(\beta_l|y, Z^{(loop-1)}, \Sigma_l^{(loop-1)}, s^{loop})$ ; (iv) generar  $\Sigma_l^{loop}$  a partir de  $\pi(\Sigma_l|y, Z^{(loop-1)}, \beta_l^{loop}, s^{loop})$ ; (v) generar  $Z^{loop}$  a partir de  $\pi(Z|y, \theta^{loop}, s^{loop})$ ; y (vi) establecer  $loop = loop + 1$ , e ir al paso (ii).

El número de iteraciones establecido por el segundo y quinto paso es  $n$ . Las primeras  $n_0$  iteraciones son descartadas como *burn-in draws*, y el resto de estas ( $n_1$ ) son conservadas para calcular los parámetros estimados, de manera que  $n = n_0 + n_1$ .

La distribución a posteriori de  $\beta_l, l = 0, 1$ , condicional a  $y, Z, \Sigma_0, \Sigma_1$  y  $s$  es una distribución normal q-variada con  $q = m + k$  dada por  $(\beta_l|y, Z, \Sigma_l, s) \sim N_q(\beta_l, D_{\beta_l}), l = 0, 1$ , donde  $D_{\beta_l} = (V_\beta^{-1} + \sum 1(s_t = l)X_t'\Sigma_{s_t}^{-1}X_t)^{-1}$  y  $\hat{\beta}_l = D_{\beta_l}[V_\beta^{-1}\underline{\beta} + \sum_{t=1}^T 1(s_t = l)X_t'\Sigma_{s_t}^{-1}y_t]$ .

La distribución a posteriori para  $\Sigma_l, l = 0, 1$ , condicional a  $y, Z, \Sigma_0, \Sigma_1$  y  $s$  tiene una distribución inversa de Wishart de la forma  $(\Sigma_l | y, Z, \beta_t, s) \sim IW(\tau_{\Sigma_l}, S_{\Sigma_l})$  donde  $\tau_{\Sigma_l} = \tau_{\Sigma} + \sum 1(s_t = l)$  y  $S_{\Sigma_l} = \underline{S}_{\Sigma} + \sum 1(s_t = l)(y_t - X_t \beta_{s_t})(y_t - X_t \beta_{s_t})'$ .

Asimismo, las variables latentes  $Z_1, \dots, Z_T$  son condicionalmente independientes dados  $y, Z, \Sigma_0, \Sigma_1$  y  $s$ . De hecho, cada  $Z_l$  tiene una distribución normal multivariada truncada independiente  $(Z_t | y, \theta, s) \sim N(Z_t, D_{Z_t}) 1(Z_{jt} > c, j = 1, \dots, m)$ , donde  $D_{Z_t} = (I_m + \delta'_{s_t} \Sigma_{s_t}^{-1} \delta_{s_t})^{-1}$  y  $\hat{Z}_t = D_{Z_t} (c 1_m + \delta'_{s_t} \Sigma_{s_t}^{-1} (y_t - \mu_{s_t}))$ . Un enfoque de muestreo factible para obtener las aproximaciones a partir de la distribución normal multivariada truncada es aproximar  $Z_t$  componente por componente, donde cada componente sigue una distribución normal univariadas truncada y el resto de los componentes están dados (Chan et al. 2018). Las aproximaciones de las distribuciones normales univariadas truncadas son generadas a partir de usar el método de transformación inversa. Para generar la variable de régimen  $s_t$ , se usa un método de muestreo de multi-movimiento de Gibbs.

### 3.4. TEST DE CONTAGIO Y QUIEBRES ESTRUCTURALES

Esta sección describe los métodos de evaluación para probar el contagio y los quiebres estructurales. En este sentido, se describe la manera de hallar los valores de los estadísticos de las pruebas (las probabilidades y el factor de Bayes). Asimismo, en la Tabla 1 se presentan los métodos para evaluar las hipótesis. Para el caso de las pruebas de contagio mediante correlación y co-asimetría, y para quiebres estructurales en media y varianza el método de evaluación de hipótesis p denota que la decisión está basada en la probabilidad de que ocurra contagio o quiebre estructural. Además, para la evaluación individual por mercados, se utiliza el momento específico a cada país con respecto al de contagio. Mientras que, para la evaluación de todos los mercados se utiliza la matriz que reúne los respectivos momentos.

Tabla 1. Resumen de las restricciones sobre los parámetros del modelo y los métodos de evaluación de hipótesis.

Tests	Method (DR)	Market $i$	$\forall i$
<b>Tests of Contagion (<math>i \neq j</math>)</b>			
Correlation	$p$	$\rho_{ij,0} < \rho_{ij,1}$	$Y_0 < Y_1$
Coskewness	$BF$	$\omega_{ij,0} = \omega_{ij,1}$	$\Omega_0 = \Omega_1$
Correlation and Co-skewness	$BF$	$\rho_{ij,0} < \rho_{ij,1}, \omega_{ij,0} = \omega_{ij,1}$	$Y_0 < Y_1, \Omega_0 = \Omega_1$
<b>Structural Break Tests (<math>i</math>)</b>			
Mean	$p$	$\mu_{i,0} > \mu_{i,1}$	$\mu_0 > \mu_1$
Variance	$p$	$\Sigma_{ii,0} < \Sigma_{ii,1}$	$\Sigma_0 < \Sigma_1$
Skewness	$BF$	$\omega_{ii,0} = \omega_{ii,1}$	$\omega_0 = \omega_1$
Mean, Variance and Skewness	$BF$	$\mu_{i,0} > \mu_{i,1}, \Sigma_{ii,0} < \Sigma_{ii,1}, \omega_{ii,0} = \omega_{ii,1}$	$\mu_0 > \mu_1, \Sigma_0 < \Sigma_1, \omega_0 = \omega_1$
<b>Joint Contagion (<math>i \neq j</math>) and structural break tests (<math>i</math>)</b>			
All	$BF$	$\mu_{i,0} > \mu_{i,1}, \Sigma_{ii,0} < \Sigma_{ii,1}, \omega_{ii,0} = \omega_{ii,1}, \rho_{ij,0} < \rho_{ij,1}, \omega_{ij,0} = \omega_{ij,1}$	$\mu_0 > \mu_1, \Sigma_0 < \Sigma_1, \omega_0 = \omega_1, Y_0 < Y_1, \Omega_0 = \Omega_1$

Fuente: Chan et al. 2018

Por otro lado BF denota la decisión basada en el Factor de Bayes, lo cual nos mostrará la significancia de la evidencia a favor o en contra de contagio. Al igual que para el caso anterior, se toma en cuenta el momento propio de cada país para el análisis individual; mientras que, la matriz que los reúne, para el análisis de todo el mercado.

El modelo RSSN es el modelo irrestricto ( $M_u$ ) con dos conjuntos de parámetros específicos del régimen. La media de los parámetros específicos a cada régimen  $\mu_0$  y  $\mu_1$  (cada una de dimensión  $m \times 1$ ), las matrices de covarianza  $\Sigma_0$  y  $\Sigma_1$  (cada uno de dimensión  $m \times m$ ) y las matrices de co-asimetría  $\Omega_0$  y  $\Omega_1$  (cada uno de dimensión  $m \times m$ ). Particularmente, el coeficiente de correlación  $\rho_{ij,l}$  es estimado mediante la covarianza ( $\Sigma_{ij,l}$ ) dividida por el producto de las raíces cuadradas de las varianzas  $\Sigma_{ii,l}$  y  $\Sigma_{jj,l}$ . Asimismo,  $Y_l$  denota la suma de los coeficientes de correlación individuales  $Y_l = \sum_{i=1}^m \sum_{i \neq j}^m \rho_{ij,l}$ , la cual es usada en las pruebas conjuntas de contagio mediante correlación.

### 3.4.1. MÉTODOS DE EVALUACIÓN PARA LOS TEST DE HIPÓTESIS

Existen dos reglas de decisión (DR) para la evaluación de hipótesis dependiendo del fenómeno: contagio o quiebres estructurales.

**Hipótesis con restricciones de desigualdad:** Si la hipótesis contiene una restricción de desigualdad, entonces la probabilidad de contagio o quiebre

estructural se calcula usando las veces que la proporción de la hipótesis es verdadera en las aproximaciones MCMC y es denotada por  $p$ .

**Hipótesis con restricciones de igualdad:** Si los tests implican restricciones de igualdad, los métodos que comparan el modelo Bayesiano aplican el logaritmo natural del factor de Bayes, denotado por  $BF$ . El enfoque bayesiano provee una forma de comparación de modelos no anidados, y es una alternativa a la prueba de hipótesis clásica. Por ejemplo, para comparar los modelos  $M_r$  y  $M_u$ . Así la evidencia en favor del modelo  $M_r$  estará definido por el factor de Bayes especificado como  $BF_{ru} = \frac{p(y|M_r)}{p(y|M_u)}$ , donde  $p(y|M_r)$  y  $p(y|M_u)$  son las probabilidades marginales de la data bajo ambos modelos. Intuitivamente, la probabilidad marginal.  $p(y|M_r)$  Es la distribución marginal de  $y$  evaluada bajo el modelo  $M_r$  usando los datos. Si los datos no se ajustan al modelo  $M_r$ , la probabilidad marginal será pequeña; mientras que, de ajustarse será grande. En este sentido, el factor de Bayes ( $BF_{ru}$ ), muestra cuál de los modelos predice mejor los datos. La probabilidad marginal de los datos bajo cada uno de los modelos puede ser definida como  $p(y|M_i) = \frac{f(y|\theta)\pi(\theta)}{\pi(\theta|y)}$ ,  $i = r, u$ , donde  $\theta$  es un conjunto de parámetros en el modelo,  $f(y|\theta)$  es la probabilidad, y  $\pi(\theta|y)$  es una densidad a posteriori. La densidad a priori puede ser evaluada fácilmente; sin embargo, la evaluación de la probabilidad y la densidad a posteriori requieren métodos de simulación Monte Carlo.

Las proporciones de probabilidades (*odds ratios*) para el modelo  $M_r$  contra el modelo  $M_u$  están relacionados con su factor de Bayes, el cual es  $PO_{ru} = \frac{\pi(M_r)}{\pi(M_u)} BF_{ru}$ , donde  $\pi(M_r)$  y  $\pi(M_u)$  son las probabilidades a priori de los modelos  $M_r$  y  $M_u$ . Si ambos modelos tienen una probabilidad a priori igual, entonces el factor de Bayes es también las proporciones de probabilidades de ambos modelos. Si ambos modelos al ser comparados están anidados, entonces el factor de Bayes puede ser calculado usando el ratio de densidad Savage-Dickey, el cual es más simple de calcular. Ya que las pruebas de hipótesis pueden ser enmarcadas para comparar modelos anidados, el ratio de densidad puede ser usado para calcular el factor de Bayes relevante.

El modelo  $M_r$  es elegido sobre el modelo  $M_u$  si el Factor de Bayes en favor de  $M_r(BF_{ru})$  es suficientemente grande. La elección del umbral en el que se toma esta decisión es extraída de Chan et al. (2018). En este sentido, si el factor de Bayes ( $BF_{ru}$ ) se encuentra entre: (i)  $\langle 0, \infty \rangle$ , entonces hay evidencia en favor del modelo  $M_r$ ; (ii)  $\langle -1.15, 0 \rangle$ , entonces existe evidencia muy débil en favor del modelo  $M_u$ ; (iii)  $\langle -2.30, -1.15 \rangle$ , entonces existe evidencia débil en favor del modelo  $M_u$ ; (iv)  $\langle -4.60, -2.30 \rangle$ , entonces existe evidencia fuerte en favor del modelo  $M_u$ ; o (v)  $\langle -\infty, -4.60 \rangle$ , entonces existe evidencia decisiva en favor del modelo  $M_u$ .

### 3.4.2. CONTAGIO

El primer tipo de pruebas sobre contagio entre mercados se basa en el incremento en el coeficiente de correlación en  $s_t = 1$  comparado con  $s_t = 0$ , de la forma  $\rho_{ij,s_t=1} > \rho_{(ij,s_t=0)}$ ,  $i \neq j$ .

Lo anterior se refiere a que se espera que los parámetros de correlación aumenten a medida que los mercados se mueven juntos de forma más estrecha durante la crisis. La forma relevante de la prueba de cambio de correlación entre los mercados de activos  $i$  y  $j$  es  $\rho_{ij,1} - \rho_{ij,0} > 0$ . La probabilidad de contagio mediante correlación entre los mercados  $i$  y  $j$  es:

$$\Pr(\rho_{ij,1} - \rho_{ij,0} > 0 | y, M_u),$$

la cual puede ser calculada mediante aproximaciones MCMC.

La prueba para contagio conjunto mediante correlación entre los  $m - 1$  pares de retornos de activos con el mercado  $j$  también es considerada. La restricción relevante para la prueba de contagio conjunto mediante correlación es  $Y_0 \leq Y_1$ , donde  $Y_l$  es la suma de los coeficientes de correlación individuales  $Y_l = \sum_{i=1}^m \sum_{i \neq j}^m \rho_{ij,l}$ . Como antes, la probabilidad conjunta de contagio mediante correlación a través de los  $m - 1$  mercados con el mercado  $j$  puede ser calculada mediante aproximaciones MCMC.

La prueba de contagio mediante co-asimetría está dada por  $\omega_{ij,s_t=0} \neq \omega_{ij,s_t=1}$ ,  $i \neq j$ .

La prueba es para un cambio en la asimetría dependiente de los retornos  $i$  y  $j$  en el régimen  $s_t = 0$  comparado con el régimen  $s_t = 1$ . El modelo restringido

por el estadístico de cambio de la co-asimetría es  $\omega_{ij,s_t=0} \neq \omega_{ij,s_t=1}, i \neq j$ . El test conjunto para contagio mediante cambios en co-asimetría a través de los  $m$  mercados de activos es una extensión realizada por Chan et al. (2018) a partir del documento de Fry et al. (2010) con la restricción en el modelo  $\sum_{i=1}^m \sum_{i \neq j}^m \omega_{ij,0} = \omega_{ij,1}$ , alternativamente expresado como  $\omega_0 = \omega_1$ . Los factores de Bayes relevantes son calculados usando las probabilidades marginales.

### 3.4.3. QUIEBRES ESTRUCTURALES

La hipótesis para un quiebre estructural en la media del mercado de activos  $i$  durante  $s_t = 1$  comparada con  $s_t = 0$  se basa en una reducción en la media, ya que se espera que durante los periodos de crisis financiera los rendimientos sean menores. La probabilidad para el mercado  $i$  es  $\Pr(\mu_{i,1} - \mu_{i,0} < 0 | y, M_u)$ , y es calculada a partir de aproximaciones MCMC.

Una versión conjunta de una prueba para un quiebre estructural en la media a través de los  $m$  mercados de activos es también considerada. Mientras que la prueba para un quiebre estructural en un mercado individual usa elementos específicos del mercado  $i$  ( $\mu_{i,0}$  y  $\mu_{i,1}$ ) la prueba conjunta para un quiebre en la media para los  $m$  mercados utiliza los vectores medios enteros  $\mu_1$  y  $\mu_0$  en el cálculo. Esto se expresa como  $\Pr(\sum_{i=1}^m \mu_{i,1} - \mu_{i,0} \geq 0 | y, M_u)$ , el cual también es calculado mediante aproximaciones MCMC.

La segunda prueba para quiebre estructural es para un cambio en la varianza en los retornos del mercado  $i$  durante el período de crisis comparando con el período de no-crisis  $\Sigma_{ii,s_t=1} \neq \Sigma_{ii,s_t=0}$ . Esta prueba tiene la forma  $\Sigma_{ii,s_t=1} - \Sigma_{ii,s_t=0} > 0$ , y dado el régimen de crisis financiera se espera que la varianza de los retornos se incremente. La probabilidad es  $\Pr(\Sigma_{ii,s_t=1} - \Sigma_{ii,s_t=0} > 0 | y, M_u)$ . Esto se calcula mediante aproximaciones MCMC. El test de quiebre estructural conjunto en la varianza para los  $m$  mercados de activos se justifica en la restricción  $\sum_{i=1}^m (\Sigma_{ii,1} > \Sigma_{ii,0})$ , y es estimado calculando la proporción de veces que  $\Sigma_1 > \Sigma_0$  en las aproximaciones MCMC.

El último tipo de quiebre estructural captura un cambio en el comportamiento de las colas de la distribución, o en el tercer momento de los retornos de activos  $i$  durante el régimen  $s_t = 0$ , y está dado por  $\omega_{ii,s_t=0} \neq \omega_{ii,s_t=1}$ .

Asimismo, Chan et al. (2018) mencionan que en una crisis se espera que el rendimiento medio de los activos disminuya y haya un aumento en la volatilidad, la dirección del cambio en el sesgo (skewness) es menos obvia, y si bien la expectativa de los autores es un cambio positivo, es preferible mantenerse agnóstico con respecto a esto.

Para examinar la evidencia de un quiebre estructural en la asimetría (skewness) del mercado  $i$ , a través de los regímenes  $s_t = 0$  y  $s_t = 1$ , considerar la hipótesis  $\omega_{ii,0} = \omega_{ii,1}$ . Esta hipótesis se puede reformular para comparar el modelo irrestricto  $M_u$  y los modelos  $M_r$  restringidos donde  $\omega_{ii,0} = \omega_{ii,1}$  se impone. En  $M_u$  todos los parámetros específicos del régimen pueden variar libremente entre período y período. Mientras que,  $M_r$  no presenta ningún cambio en el sesgo del retorno para el mercado de activos  $i$  entre los dos regímenes. Esto implica que bajo el modelo restringido, la asimetría (skewness) del retorno en los dos periodos sigue siendo el mismo. Claramente,  $M_r$  está anidado dentro de  $M_u$  configurando  $\omega_{ii,0} = \omega_{ii,1}$ .

El factor de Bayes que compara  $M_r$  con  $M_u$  para el quiebre estructural mediante asimetría (skewness) se calcula usando el ratio de densidad Savage-Dickey  $BF_{ru} = \frac{\pi(\omega_{ii,1} - \omega_{ii,0} = 0|y, M_u)}{\pi(\omega_{ii,1} - \omega_{ii,0} = 0|M_u)}$ , donde  $\pi(\omega_{ii,1} - \omega_{ii,0} = 0|y, M_u)$  y  $\pi(\omega_{ii,1} - \omega_{ii,0} = 0|M_u)$  son, respectivamente, las densidades a posteriori y a priori de  $\omega_{ii,1} - \omega_{ii,0}$  evaluadas en el punto 0. Como se asume a priori que  $\omega_{ii,0}$  y  $\omega_{ii,1}$  son normales, con media cero y varianza  $\phi_\omega$ , el denominador de la ecuación (34) puede ser calculado, ya que a priori  $\omega_{ii,1} - \omega_{ii,0}$  es normal con media cero y varianza  $2\phi_\omega$ . El numerador de esa expresión es estimado promediando la cantidad  $\pi(\omega_{ii,1} - \omega_{ii,0} = 0|y, Z, \Sigma_0; \Sigma_1, s)$  en las aproximaciones MCMC.

El modelo restringido para la versión conjunta del test para un quiebre en la asimetría (skewness) en los  $m$  mercados es  $\omega_{ii,1} = \omega_{ii,0}$ ,  $i = 1, \dots, m$ , expresado alternativamente como  $\omega_0 = \omega_1$ . El factor de Bayes es calculado usando el ratio de densidad Savage-Dickey.

### 3.4.4. CONTAGIO Y QUIEBRES ESTRUCTURALES CONJUNTOS

Como afirman Chan et al. (2018), la flexibilidad del modelo RSSN permite probar el contagio y los quiebres estructurales de manera conjunta. Las restricciones se especifican en la Tabla 1. En todos los tests conjuntos, el modelo RSSN es el modelo irrestricto, con los conjuntos de parámetros específicos al régimen de  $\mu_0$  y  $\mu_1$ ,  $\Sigma_0$  y  $\Sigma_1$ , y  $\Omega_0$  y  $\Omega_1$ . La elección del modelo restringido  $M_r$  para su uso en el cálculo del factor de Bayes depende de qué parámetros han sido restringidos. Por ejemplo, el modelo restringido para un test conjunto de quiebre estructural basada en los cambios en la media, varianza, asimetría (skewness) se construye a partir de imponer condiciones como  $\mu_{i,0} = \mu_{i,1}$ ,  $\Sigma_{ii,0} = \Sigma_{ii,1}$  y  $\omega_{ii,0} = \omega_{ii,1}$ . En el caso del factor de Bayes para comparar el modelo restringido  $M_r$  con el modelo irrestricto  $M_u$ , está dado por:

$$BF_{ru} = \frac{\pi(\mu_{i,0} - \mu_{i,1}, \Sigma_{ii,0} - \Sigma_{ii,1}, \omega_{ii,0} - \omega_{ii,1} = 0 | y, M_u)}{\pi(\mu_{i,0} - \mu_{i,1}, \Sigma_{ii,0} - \Sigma_{ii,1}, \omega_{ii,0} - \omega_{ii,1} = 0 | M_u)}, \quad (14)$$

donde  $\pi(\mu_{i,0} - \mu_{i,1}, \Sigma_{ii,0} - \Sigma_{ii,1}, \omega_{ii,0} - \omega_{ii,1} = 0 | y, M_u)$  y  $\pi(\mu_{i,0} - \mu_{i,1}, \Sigma_{ii,0} - \Sigma_{ii,1}, \omega_{ii,0} - \omega_{ii,1} = 0 | M_u)$  son las densidades a posteriori y a priori de  $\mu_{i,0} - \mu_{i,1}$ ,  $\Sigma_{ii,0} - \Sigma_{ii,1}$  y  $\omega_{ii,0} - \omega_{ii,1}$  evaluadas en el punto 0.

La ecuación (35) es ligeramente más difícil de calcular. Esto debido a que, aunque el prior para  $\mu$  es normal (ecuación (16)) y  $\Sigma_0$  es una densidad de Wishart inversa (ecuación (22)), no se conoce la densidad de  $\pi(\mu_{i,0} - \mu_{i,1}, \Sigma_{ii,0} - \Sigma_{ii,1}, \omega_{ii,0} - \omega_{ii,1} = 0 | M_u)$ . Entonces, las estimaciones Gaussianas de Kernel son usadas para aproximar estas dos cantidades:  $\pi(\mu_{i,0} - \mu_{i,1}, \Sigma_{ii,0} - \Sigma_{ii,1}, \omega_{ii,0} - \omega_{ii,1} = 0 | y, M_u)$  y  $\pi(\mu_{i,0} - \mu_{i,1}, \Sigma_{ii,0} - \Sigma_{ii,1}, \omega_{ii,0} - \omega_{ii,1} = 0 | M_u)$ .

#### 4. ANÁLISIS EMPÍRICO

En esta sección aplicamos el modelo RSSN de contagio para la Crisis Financiera Global del 2008, la Crisis Financiera Asiática de 1997 y la Crisis Rusa de 1998. Los gráficos de los retornos se muestran en las Figuras 1, 2 y 3.

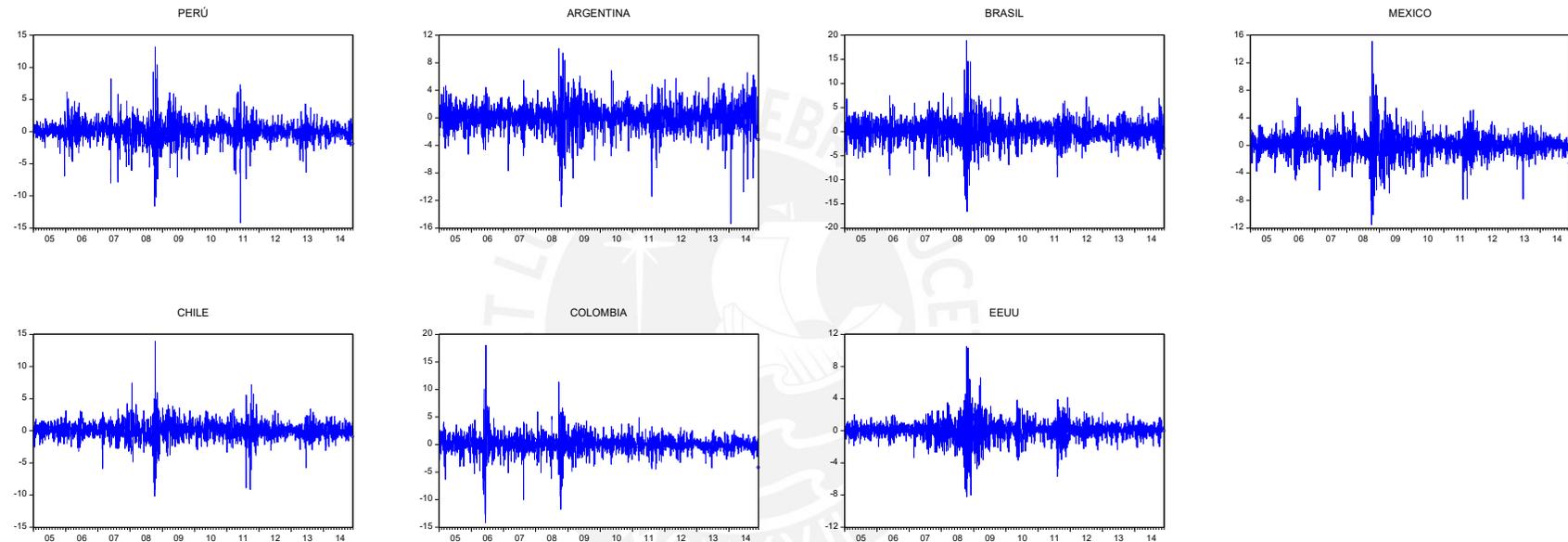
##### 4.1. CRISIS FINANCIERA GLOBAL DEL 2008.

##### 4.1.1. DATOS Y ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS

Los datos consisten en los rendimientos de las acciones de US y Latinoamérica entre el 4 de enero del 2005 y el 28 de noviembre del 2014 ( $T=2495$ ). Los rendimientos porcentuales diarios se calculan como la diferencia de los logaritmos naturales de los índices de precios diarios, multiplicados por 100. Las series de datos están denominadas en dólares estadounidenses. Las gráficas de series de tiempo de los retornos se presentan en la Figura 1.

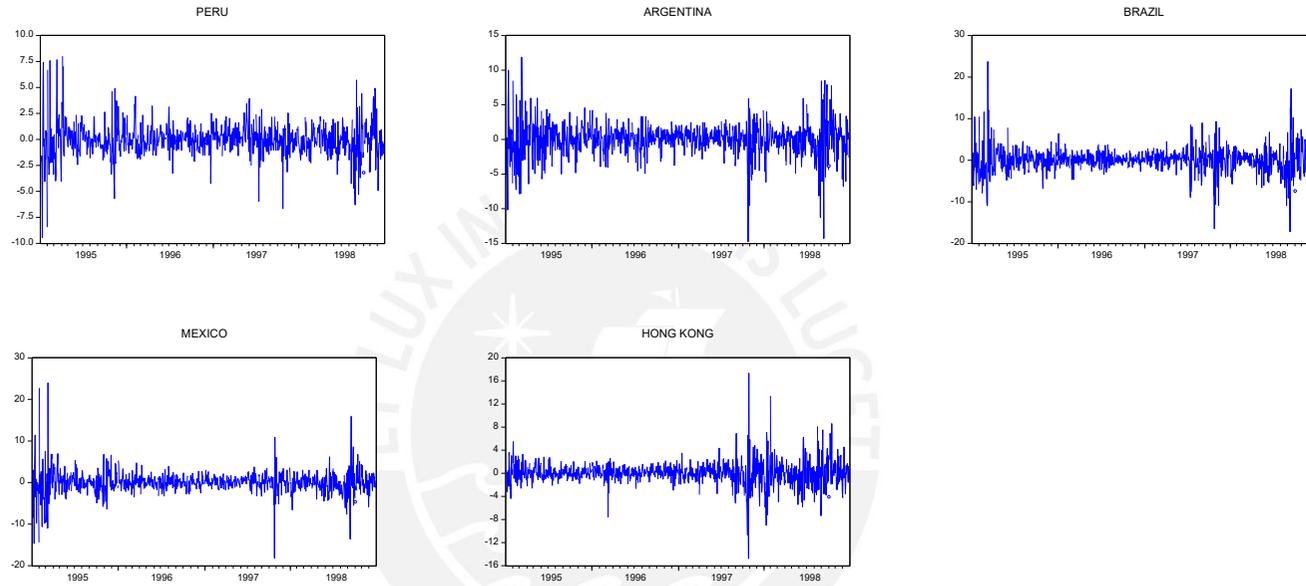
La Tabla 2 motiva el uso de la distribución normal sesgada al analizar las estadísticas descriptivas que incluyen los momentos de orden superior y los componentes de los rendimientos de capital diarios para los Estados Unidos y los países latinoamericanos seleccionados durante dos periodos. Los periodos van desde el 4 de enero del 2005 hasta el 25 de julio del 2007 y desde el 3 de marzo del 2008 hasta 28 de noviembre del 2014, y son etiquetados como Gran Moderación y Crisis Financiera Global, respectivamente. La Tabla muestra evidencia de no normalidad en los rendimientos de activos de cada país en ambos periodos. En el período de crisis, los rendimientos medios son más bajos y negativos para todos los países en comparación con los de la Gran Moderación. Las magnitudes del mínimo, máximo y desviación estándar de los rendimientos también son mayores, con excepción de Colombia donde dichas magnitudes disminuyen. Este país a diferencia del resto de países de Latinoamérica tiene un periodo de volatilidad previo al del 2008 (ver Figura 1), ocasionado por la inesperada caída de la bolsa colombiana el 7 de Junio del 2005, siendo catalogada la peor de su historia, pues su índice principal sufrió una caída de 21,83 puntos porcentuales.

Figura 1: Porcentajes diarios de renta variable de mercados seleccionados de América Latina y EE. UU.



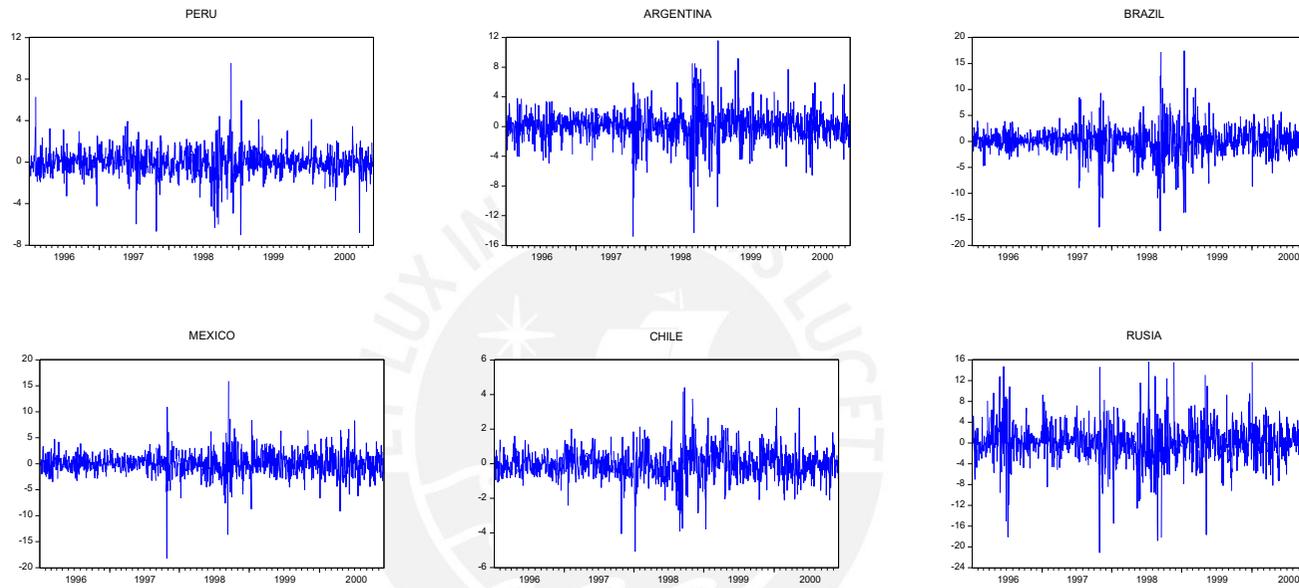
Nota: El período de muestra es del 4 de enero de 2005 al 28 de noviembre de 2014.  
Fuente: Elaboración propia.

Figura 2: Porcentajes diarios de renta variable de mercados seleccionados de América Latina y Hong Kong.



Nota: El período de muestra es del 4 de enero de 1995 al 30 de diciembre de 1998.  
Fuente: Elaboración propia.

Figura 3: Porcentajes diarios de renta variable de mercados seleccionados de América Latina y Rusia.



Nota: El período de muestra es del 5 de enero de 1996 al 28 de noviembre de 2000.  
Fuente: Elaboración propia.

Tabla 2: Estadísticos descriptivos para retornos de activos. Crisis Financiera Global

	Perú	Argentina	Brasil	México	Chile	Colombia	US
<b>Gran Moderación: Enero 4, 2005 hasta Julio 25, 2007</b>							
<b>Media</b>	0.29	0.66	0.18	9,14	0.11	0.16	0.04
<b>Mínimo</b>	-8.00	-7.71	-9.10	-6.52	-5.88	-14.17	-3.35
<b>Máximo</b>	8.25	4.66	7.48	6.88	3.12	18.04	2.07
<b>Desv. Est.</b>	1.42	1.48	1.97	1.4	0.99	2.20	0.65
<b>Asimetría</b>	-0.21	-0.5	-0.5	-0.16	-0.69	-0.32	-0.33
<b>Correlación</b>	0.15	0.49	0.55	0.60	0.42	0.28	
<b>Co-asimetría</b>	-0.06	-0.32	-0.23	-0.19	-0.26	0.01	
<b>Crisis Financiera Global: Marzo 3, 2008 hasta Noviembre 28, 2014</b>							
<b>Media</b>	-0.01	0.03	-0.03	0.01	0.003	0.02	0.02
<b>Mínimo</b>	-14.2	-15.38	-16.6	-11.53	-10.19	-11.78	-8.2
<b>Máximo</b>	13.19	10.07	18.93	15.12	13.93	11.33	10.51
<b>Desv. Est.</b>	1.77	2.12	2.47	1.77	1.45	1.44	1.33
<b>Asimetría</b>	-0.32	-0.88	-0.22	-0.12	-0.34	-0.44	-0.04
<b>Correlación</b>	0.48	0.56	0.66	0.71	0.57	0.50	
<b>Co-asimetría</b>	-0.26	-0.51	-0.80	0.02	0.09	0.12	

Fuente: Elaboración propia.

Estadísticas a destacar son los co-movimientos de los mercados de los retornos latinoamericanos con los de EEUU, que muestran que la correlación con este último mercado aumenta en el periodo de Crisis Financiera Global para todos los países latinos, pero la co-asimetría se vuelve más positiva para Brasil, México y Chile. Es natural esperar un aumento significativo en la correlación de mercados, o contagio, como es la definición adoptada en Forbes y Rigobon (2002). Sin embargo, el comportamiento de la co-asimetría indicaría que la correlación lineal no refleja todos los cambios en la dependencia del mercado.

#### 4.1.2. ESTIMACIÓN

En la presente sección se realizará el análisis para Perú, Chile y Colombia, Argentina, Brasil y México con respecto a Estados Unidos (país de contagio). Para la estimación se toman grupos de cuatro países con respecto al país de contagio; es decir, se evalúa el contagio de Estados Unidos hacia Perú, Argentina, Brasil y México, en primera instancia. Posteriormente, se incluye a Chile, en lugar de Perú; y por último, se incluye a Colombia. La crisis a analizar

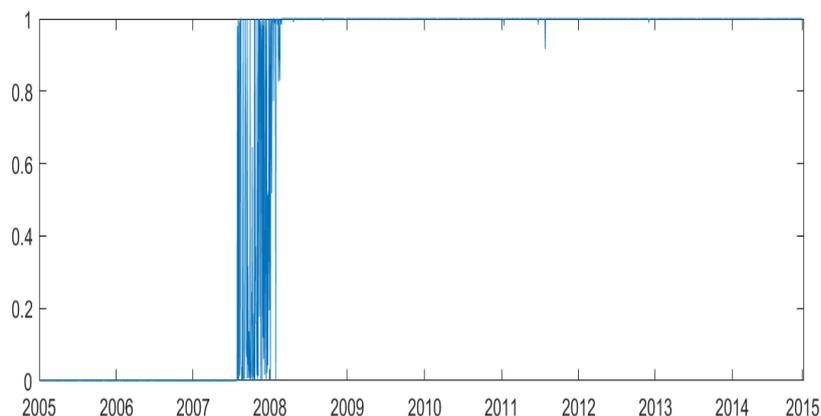
es la Crisis Financiera Global del 2008. El prior para el periodo de Gran Moderación  $\Pr(s_t = 0) = 0.99$ . Así, la probabilidad de encontrarse en el régimen  $s_t = 0$ , decrece linealmente desde 0.99 desde el 26 de julio del 2007, hasta 0.01 el 2 de marzo del 2008. Las Tablas 4, 6 y 8 muestran los resultados empíricos de las pruebas de contagio y quiebres estructurales que se resumen en la Tabla 1, entre los rendimientos de los activos de Estados Unidos y los rendimientos de los activos para los mercados latinoamericanos seleccionados.

#### 4.1.2.1. PERÚ

La Figura 4 presenta la probabilidad que el modelo se encuentre en un régimen en particular a través del periodo de muestra. El análisis de la Figura muestra que los mercados de renta variable presentan un cambio de régimen evidente en Julio del 2007 y se concreta en Enero del 2008. La transición entre los regímenes es volátil debido a que las probabilidades de que el modelo se encuentre en un régimen aumentan y disminuyen entre las fechas mencionadas. Incluso dicha volatilidad en las probabilidades ocurre antes de que la crisis se desencadenara por el colapso de Bear Stearns en Estados Unidos en marzo del 2008 hasta que se establece en el régimen de Crisis Financiera Global.

Lo descrito para la Figura 4, también se evidencia en la Tabla 3 que presenta las posterior means de los parámetros de cambio de régimen cuando las innovaciones se ajustan al modelo de contagio RSSN. El primer panel de la Tabla presenta los resultados del régimen  $s_t = 0$ ; mientras que el segundo panel presenta los resultados del régimen  $s_t = 1$ . Los parámetros de correlación y coasimetría parecen cambiar a través de los regímenes. La correlación de los pares de mercados es mayor en  $s_t = 1$  que en  $s_t = 0$  para todas las parejas de mercado.

Figura 4: Probabilidad de estar en el régimen global de crisis financiera global incluyendo a Perú.



Fuente: Elaboración propia.

Con respecto a la co-asimetría dos patrones emergen. Primero, la co-asimetría entre algunos pares de mercados se vuelve menos negativa en el periodo de Crisis Financiera Global comparado con el periodo de Gran Moderación. Por ejemplo, México-Argentina aumenta de  $-0.526$  a  $-0.024$  y México-Brasil aumenta de  $-1.118$  a  $-0.509$ . Estos resultados reflejan las preferencias adversas al riesgo de los inversionistas por co-asimetría menos negativas durante el periodo de crisis. El mayor de los cambios entre regímenes para la co-asimetría es el mencionado líneas arriba entre Brasil y Argentina que cambia de  $-1.367$  en  $s_t = 0$  a  $0.405$  en  $s_t = 1$ . Sin embargo, existe un resultado contrario para los valores de co-asimetría entre Perú y los demás países latinos, ya que el parámetro de co-asimetría aumenta en magnitud a través de los regímenes.

Segundo, la coasimetría entre los retornos de EEUU con ciertos países latinos son los que más cambian con valores que oscilan entre  $-0.372$  para EEUU-Brasil y  $-0.264$  para EEUU-México en  $s_t = 0$ , a valores positivos de  $0.389$  para EEUU-Brasil y  $0.422$  para EEUU-México en  $s_t = 1$ . Esto refleja la aversión al riesgo de los agentes brasileños y mexicanos. No obstante el parámetro entre

Tabla 3: posterior means de los parámetros de cambio de régimen durante la Crisis Financiera Global, incluyendo a Perú

Parámetros	Mercados	Perú	Argentina	Brasil	México	US	Mercados	Perú	Argentina	Brasil	México	US
<b>Régimen de Gran Moderación</b>							<b>Régimen de Crisis Financiera Global</b>					
<b>Covarianza</b>	<b>Argentina</b>	0.140					<b>Argentina</b>	1.989				
	<b>Brasil</b>	0.161	0.439				<b>Brasil</b>	2.958	3.257			
	<b>México</b>	0.149	0.281	0.708			<b>México</b>	1.917	2.207	3.264		
	<b>US</b>	0.059	0.164	0.299	0.269		<b>US</b>	1.207	1.413	2.181	1.582	
<b>Correlación</b>	<b>Argentina</b>	0.111					<b>Argentina</b>	0.687				
	<b>Brasil</b>	0.103	0.344				<b>Brasil</b>	0.825	0.708			
	<b>México</b>	0.110	0.252	0.525			<b>México</b>	0.766	0.687	0.821		
	<b>US</b>	0.081	0.276	0.409	0.427		<b>US</b>	0.709	0.646	0.806	0.837	
<b>Coasimetría</b>	<b>Argentina</b>	-0.059					<b>Argentina</b>	-0.730				
	<b>Brasil</b>	-0.821	-1.367				<b>Brasil</b>	-0.835	0.405			
	<b>México</b>	-0.016	-0.526	-1.118			<b>México</b>	-0.493	-0.024	-0.509		
	<b>US</b>	-0.021	-0.202	-0.372	-0.264		<b>US</b>	-0.227	-0.760	0.389	0.422	
<b>Media</b>		0.187	0.015	0.089	0.072	0.016		-0.033	0.006	-0.027	-0.003	0.010
<b>Varianza</b>		1.469	1.012	1.530	1.155	0.337		2.258	3.719	5.696	2.779	1.287
<b>Asimetría</b>		-0.350	-0.354	-1.655	-0.596	-0.113		0.937	-0.628	0.084	0.339	0.531

Fuente: Elaboración propia.

-el país de contagio con Perú y Argentina se vuelve más negativo de un periodo a otro. Lo cual reflejaría una preferencia al riesgo por parte de los inversores peruanos y argentinos.

En términos de los momentos, la media de los retornos cae para todos los países. Es positiva para todos los mercados durante la Gran Moderación, mientras que durante la Crisis Financiera Global son negativos para Perú, Brasil y México, pero positivos para grandes economías como Argentina y EEUU. La varianza de los retornos de los activos de los mercados latinoamericanos es grande por alrededor de un factor de 2 y 5 en la Crisis Financiera Global. Curiosamente, los parámetros de asimetría de los retornos de activos de América Latina son todos negativos durante el régimen  $s_t = 0$  y la mayoría se vuelven positivos en el régimen  $s_t = 1$  con excepción de Argentina. La asimetría aumenta de -0.350 a 0.937 para Perú, -1.655 a 0.084 para Brasil y -0.596 a 0.339 para México. Esto indica que los inversores ven relativamente más seguro invertir en Argentina, que invertir en el resto de países latinos.

El primer panel de la Tabla 4 muestra que la probabilidad de contagio tal como lo refleja un incremento en el coeficiente de correlación tradicional entre todas las combinaciones de EEUU y los retornos de Latinoamérica es del 100% en la Crisis Financiera Global en comparación con la Gran Moderación. En principio, el canal de correlación de contagio domina al canal de co-asimetría, parcialmente, ya que el cambio de co-asimetría no es significativo para la mitad de los países de la muestra. Existe, entonces, evidencia decisiva en favor a la ocurrencia de contagio mediante co-asimetría entre los rendimientos de EEUU y Brasil, con el valor del factor de Bayes ( $BF_{ru}$ ) de -6.76; así como también evidencia decisiva en favor a la ocurrencia de contagio mediante el mismo canal entre los rendimientos de EEUU y México, con el valor del factor de Bayes ( $BF_{ru}$ ) de -11.46. Este resultado revela las preferencias de los inversores adversos al riesgo de alejarse de los activos brasileños y mexicanos a los estadounidenses cuando se encuentran en el régimen de crisis. Los retornos de los activos del resto de países latinos como Perú y Argentina son relativamente estables a través de los regímenes, indicando el contagio severo que sufrió Brasil y México.

Las pruebas conjuntas de contagio entre los EEUU y todos los mercados latinoamericanos a través de cada uno de los elementos de correlación y de co-asimetría se encuentran en la última columna de la Tabla 5. La probabilidad de que el contagio se produzca conjuntamente a través de canal de correlación es del 100%; mientras que hay evidencia decisiva de contagio a través de co-asimetría con un valor de registro para el factor de Bayes ( $BF_{ru}$ ) de -376.25.

Tabla 4: Resultados empíricos para la Crisis Financiera Global, incluyendo Perú.

Test	Método (RD)	Perú	Argentina	Brasil	México	USA	$\forall i$
<b>Test de Contagio</b>							
Correlación	$p$	1.00	1.00	1.00	1.00		1.00
Coasimetría	$p$	0.91	-3.73	-6.76	-11.46		-376.3
Correlación y coasimetría	$BF$	-43.73	-16.72	-49.72	-115.6		-522.2
<b>Test de Quiebre Estructural</b>							
Media	$p$	0.00	1.00	0.52	0.83	1.00	0.40
Varianza	$p$	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
Asimetría	$BF$	-1.13	-0.08	-13.43	-0.72	-3.94	-132.1
Media, varianza y asimetría	$BF$	-13.93	-608.28	-704.7	-218.5	-875.4	-2394
<b>Test de Contagio y Quiebre Estructural Conjunto</b>							
Todos	$BF$	-610.3	-1296.70	-1912	-1351.2		-2916.

Fuente: Elaboración propia

La siguiente fila muestra los resultados del test de contagio cuando ocurre conjuntamente mediante los parámetros de correlación y co-asimetría. En este caso, existe evidencia decisiva de contagio ocurrido mediante ambos canales, correlación y co-asimetría, para todos los mercados latinoamericanos, con un factor de Bayes ( $BF_{ru}$ ) alrededor de -43.73 para Perú-EEUU, -16.72 para Argentina-EEUU, -49.72 para Brasil-EEUU y -115.55 para México-EEUU. Cuando consideramos el test conjunto para todos los mercados el valor del factor de Bayes de ( $BF_{ru}$ ) de -522.23 muestra evidencia decisiva de contagio basado en correlación y co-asimetría conjunto.

Los resultados que se destacan por las pruebas de quiebre estructural que se muestran en el segundo panel de la Tabla 4. Existe evidencia de un quiebre estructural en algunos países en los momentos de la media, varianza y asimetría en el periodo de Crisis Financiera Global. Detalladamente, Argentina, México y EEUU son los países que muestran evidencia de quiebre estructural en la media.

En varianza, todos los países latinos presentan evidencia de quiebre estructural incluyendo a EEUU. Con respecto a la asimetría, únicamente, Brasil y EEUU presentan evidencia de quiebre estructural con valores del factor de Bayes ( $BF_{ru}$ ) de -13.43 para Brasil y -3.94 para EEUU. Sin embargo, Brasil no presenta evidencia de quiebre estructural en media dado que presenta una probabilidad  $p$  de 0.5 y Perú también es una excepción ya que no presenta evidencia ni de quiebre estructural en media ni en asimetría.

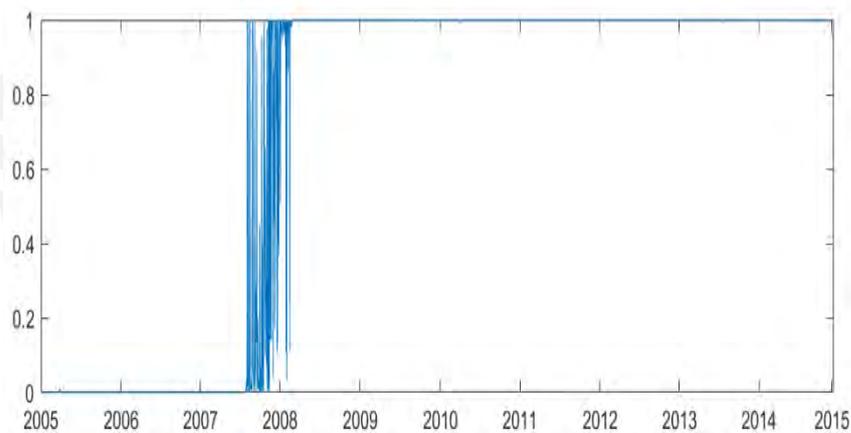
Considerando los 5 mercados conjuntos, no existe evidencia de quiebre estructural en media en el régimen de Crisis Financiera Global comparado con el de Gran Moderación con probabilidad de 40%. No obstante, los momentos de orden superior sí muestran evidencia decisiva de quiebre estructural conjunto. La probabilidad de quiebre estructural conjunto en varianza es de 100% y existe evidencia decisiva en relación a quiebre estructural conjunto en asimetría con un valor del factor de Bayes ( $BF_{ru}$ ) de -132.07. En general, los resultados de las pruebas de quiebre en los momentos muestran que el quiebre estructural en la varianza es el más importante para todos los mercados, seguida igualmente por la ruptura media y asimetría solo para Brasil y EEUU. Sin embargo, cuando se consideran conjuntamente, todas las pruebas de quiebre de momentos, son significativas.

El tercer panel de la Tabla 5 proporciona evidencia sobre la importancia de la operación de contagio y quiebres estructurales simultáneamente para cada mercado, así como para todos los mercados conjuntamente. La fila inferior puede considerarse como la prueba más general en lo que respecta a quiebre estructural y contagio para cada mercado latinoamericano por separado; asimismo, la última columna evalúa ambos fenómenos para todos los mercados en su conjunto. Para los mercados individuales, la evidencia de contagio conjunto y rupturas estructurales es decisiva en todos los casos, con el valor del factor de Bayes ( $BF_{ru}$ ) que oscila entre -610.30 para Perú, -1296,70 para Argentina, -1912.10 para Brasil y -1351.20 para México. Para los mercados combinados, el  $BF_{ru}$  es -2916.20, lo que indica la importancia de examinar el contagio y los quiebres estructurales conjuntamente.

#### 4.1.2.2. CHILE

La Figura 5 presenta la probabilidad que el modelo se encuentre en un régimen en particular a través del periodo de muestra, pero el análisis se realiza incluyendo los retornos de los activos del mercado chileno y se excluye a Perú. Se realiza dicho cambio porque las economías chilena y peruana son similares en su estructura así como sus mercados financieros. En ese sentido, las estimaciones encontradas no deberían cambiar drásticamente al incluir Chile. El análisis de la figura muestra que los mercados de renta variable presentan un cambio de régimen evidente a fines de Julio del 2007 e inicios de Agosto del mismo año y se concreta en Febrero del 2008, a diferencia del caso peruano que se concreta un mes antes.

Figura 5: Probabilidad de estar en el régimen global de crisis financiera global incluyendo a Perú.



Fuente: Elaboración propia.

La Tabla 5 presenta los posterior means de los parámetros de cambio de régimen cuando las innovaciones se ajustan al modelo de contagio RSSN. El primer panel de la tabla presenta los resultados del régimen  $s_t = 0$ ; mientras que el segundo panel presenta los resultados del régimen  $s_t = 1$ . Los parámetros de correlación y co-asimetría parecen cambiar a través de los regímenes.

Tabla 5: posterior means de los parámetros de cambio de régimen durante la Crisis Financiera Global, incluyendo a Chile

Parámetros	Mercados	Chile	Argentina	Brasil	México	US	Mercados	Chile	Argentina	Brasil	México	US
<b>Régimen de Gran Moderación</b>							<b>Régimen de Crisis Financiera Global</b>					
<b>Covarianza</b>	<b>Argentina</b>	0.169					<b>Argentina</b>	1.751				
	<b>Brasil</b>	0.214	0.540				<b>Brasil</b>	2.442	3.316			
	<b>México</b>	0.247	0.344	0.661			<b>México</b>	1.640	2.139	3.461		
	<b>US</b>	0.083	0.195	0.291	0.267		<b>US</b>	1.071	1.428	2.248	1.563	
<b>Correlación</b>	<b>Argentina</b>	0.300					<b>Argentina</b>	0.671				
	<b>Brasil</b>	0.228	0.412				<b>Brasil</b>	0.754	0.722			
	<b>México</b>	0.303	0.299	0.498			<b>México</b>	0.725	0.667	0.868		
	<b>US</b>	0.187	0.313	0.405	0.423		<b>US</b>	0.709	0.666	0.844	0.840	
<b>Coasimetría</b>	<b>Argentina</b>	-0.289					<b>Argentina</b>	-0.128				
	<b>Brasil</b>	-0.748	-1.524				<b>Brasil</b>	-0.342	0.219			
	<b>México</b>	-0.497	-0.272	-1.120			<b>México</b>	-0.149	-0.282	-0.466		
	<b>US</b>	-0.179	-0.092	-0.391	-0.248		<b>US</b>	0.421	-0.914	0.168	0.062	
<b>Media</b>		0.063	0.017	0.088	0.070	0.015		-0.005	0.006	-0.026	-0.003	0.011
<b>Varianza</b>		0.554	1.116	1.477	1.147	0.340		1.839	3.702	5.705	2.786	1.244
<b>Asimetría</b>		-0.471	0.052	-1.676	-0.633	-0.098		-0.466	-0.821	-0.269	0.300	0.482

Fuente: Elaboración propia.

La correlación de los pares de mercados es mayor en  $s_t = 1$  que en  $s_t = 0$  para todas las parejas de mercado. Los resultados en la correlación en la Tabla 5 son semejantes a los encontrados en para el mercado peruano, es decir existe cierta consistencia.

Con respecto a la co-asimetría emergen dos patrones. Primero, co-asimetría entre algunos pares de mercados se vuelve menos negativa en el periodo de Crisis Financiera Global comparado con el periodo de Gran Moderación. Por ejemplo, la co-asimetría entre Argentina-Chile aumenta de -0.289 a -0.128, Brasil-Chile aumenta de -1.118 a -0.509, México-Chile aumenta de -0.497 a -0.149 y México-Brasil aumenta de -1.120 a -0.466. Sin embargo, el mayor de los cambios entre regímenes para co-asimetría es Brasil y Argentina que cambia de -1.524 en  $s_t = 0$  a 0.219 en  $s_t = 1$ . Estos resultados reflejan las preferencias adversas al riesgo de los inversionistas por co-asimetrías menos negativas en el periodo de crisis. La anomalía se da para el parámetro entre Argentina-México que aumenta de un régimen a otro.

Segundo, la co-asimetría entre los retornos de EEUU con ciertos países latinos son los que más cambian con valores que oscilan entre -0.179 para US-Chile, -0.391 para US-Brasil y -0.248 para US-México en  $s_t = 0$ , a valores positivos de 0.168 para US-Brasil y 0.062 para US-México y de 0.421 para US-Chile en  $s_t = 1$ , este último es el coeficiente más grande. La excepción se encuentra entre Argentina-EEUU cuyo coeficiente se vuelve aún más negativos durante el periodo de crisis. Esto último es consistente con el análisis para el caso peruano, pues hay evidencia de que los inversores en el mercado argentino prefieren el riesgo. Asimismo, comparando con el caso peruano, el cambio del parámetro de co-asimetría de la Tabla 5 indica que los retornos de los activos del mercado chileno y sus pares sí presentan un comportamiento adverso a riesgo por parte de los inversionistas al preferir co-asimetrías más positivas durante el periodo de crisis.

En términos de los momentos, la media de los retornos cae para todos los países. Para el periodo de Moderación son positivos para todos los mercados, mientras que en la Crisis Financiera Global son negativos para Chile, Brasil y México, pero positivos para grandes economías como Argentina y US. Con

respecto a la varianza, muestra el mismo comportamiento que en el caso anterior, donde los retornos de los activos de los mercados latinoamericanos son grande por alrededor de un factor de 2 y 5 en la Crisis Financiera Global.

Curiosamente, los parámetros de asimetría de los retornos de activos de América Latina son en su mayoría negativos durante el régimen  $s_t = 0$  pero solo algunos se vuelven positivos en el régimen  $s_t = 1$ , a valores positivos de 0.168 para US-Brasil y 0.062 para US-México y de 0.421 para US-Chile en  $s_{\{t\}}=1$ , este último es el coeficiente más grande. La excepción se encuentra entre Argentina-EEUU cuyo coeficiente se vuelve aún más negativos durante el periodo de crisis. Esto último es consistente con el análisis para el caso peruano, pues hay evidencia de que los inversores en el mercado argentino prefieren el riesgo. Asimismo, comparando con el caso peruano, el cambio del parámetro de co-asimetría de la Tabla 5 indica que los retornos de los activos del mercado chileno y sus pares sí presentan un comportamiento adverso a riesgo por parte de los inversionistas al preferir co-asimetrías más positivas durante el periodo de crisis.

El primer panel de la Tabla 6 muestra que la probabilidad de contagio tal como lo refleja un incremento en el coeficiente de correlación entre todas las combinaciones de EEUU y los retornos de América latina que es del 100% en la Crisis Financiera Global en comparación con la Gran Moderación. En principio, al incluir a Chile no podemos afirmar que el canal de correlación de contagio domina al canal de co-asimetría ya que el cambio de co-asimetría no es significativo solo para México. Existe, entonces, evidencia decisiva en favor a la ocurrencia de contagio mediante co-asimetría entre los rendimientos de EEUU y Argentina, con el valor del factor de Bayes ( $BF_{ru}$ ) de -35.17; así como también evidencia fuerte en favor a la ocurrencia de contagio mediante el mismo canal entre los rendimientos de EEUU y Chile, con el valor del factor de Bayes ( $BF_{ru}$ ) de -3.36, caso similar para los rendimientos de EEUU y Brasil con el valor del Factor de Bayes ( $BF_{ru}$ ) de -3.34. Este resultado revela las preferencias de los inversores adversos al riesgo de alejarse de los activos brasileños, chilenos y argentinos a los estadounidenses cuando se encuentran en el régimen de crisis. Al comparar los resultados con los obtenidos en la Tabla 4, la similitud radica

que existe evidencia por lo menos fuerte de contagio mediante co-asimetría entre los rendimientos de EEUU y Brasil a pesar de excluir a Perú pero incluir a Chile en el análisis, así existe fuerte evidencia del contagio severo que sufrió Brasil durante la crisis. Las pruebas conjuntas de contagio entre los EEUU y todos los mercados latinoamericanos a través de cada uno de los elementos de correlación y de co-asimetría se encuentran en la última columna de la Tabla 5. La probabilidad de que el contagio se produzca conjuntamente a través de canal de correlación es del 100%; mientras que hay evidencia decisiva de contagio a través de co-asimetría con un valor de registro para el factor de Bayes ( $BF_{ru}$ ) de -376.25. La siguiente fila muestra los resultados del test de contagio cuando ocurre conjuntamente mediante los parámetros de correlación y co-asimetría. En este caso, existe evidencia decisiva de contagio ocurrido mediante ambos canales, correlación y contagio, para todos los mercados latinoamericanos, con un factor de Bayes ( $BF_{ru}$ ) alrededor de -77.70 para Chile-EEUU, -46.28 para Argentina-EEUU, -46.71 para Brasil-EEUU y -158.65 para México-EEUU. Cuando consideramos el test conjunto para todos los mercados el valor del factor de Bayes ( $BF_{ru}$ ) es de -875.05 muestra evidencia decisiva de contagio basado en correlación y co-asimetría conjunto.

Los resultados que se destacan por las pruebas de quiebre estructural que se muestran en el segundo panel de la Tabla 6 es que existe evidencia de un quiebre estructural en algunos países en los momentos de la media, varianza y asimetría en el periodo de Crisis Financiera Global. Detalladamente, Argentina, Brasil, México y EEUU son los países que muestran evidencia de quiebre estructural en la media. En varianza, todos los países latinos presentan evidencia de quiebre estructuras incluyendo a EEUU. Con respecto a la asimetría Argentina, Brasil y EEUU presentan evidencia fuerte de quiebre estructural con valores de factor de Bayes ( $BF_{ru}$ ) de -2.53 para Argentina, -3.16 para Brasil y -2.95 para EEUU. Sin embargo, Brasil no presenta evidencia de quiebre estructural en media dado que presenta una probabilidad ( $p$ ) de 0.53, al igual que Perú en la estimación anterior, ya que no presenta evidencia ni de quiebre estructural en media ni en asimetría; en concordancia a la Tabla 4.

Tabla 6: Resultados empíricos para la Crisis Financiera Global, incluyendo Chile.

Test	Método (RD)	Chile	Argentina	Brasil	México	USA	$\forall i$
<b>Test de Contagio</b>							
Correlación	$p$	1.00	1.00	1.00	1.00		1.00
Coasimetría	$p$	-3.36	-35.17	-3.34	0.24		-668.4
Correlación y coasimetría	$BF$	-77.70	-46.28	-46.71	-158.6		-875.1
<b>Test de Quiebre Estructural</b>							
Media	$p$	0.70	1.00	0.53	0.83	1.00	0.97
Varianza	$p$	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
Asimetría	$BF$	0.91	-2.53	-3.16	-1.87	-2.95	-37.52
Media, varianza y asimetría	$BF$	-574.2	-464.62	-425.5	-210.6	-914.4	-2463
<b>Test de Contagio y Quiebre Estructural Conjunto</b>							
Todos	$BF$	-1576	-1011.2	-1651	-1444		-3328

Fuente: Elaboración propia

Considerando los 5 mercados conjuntos, sí existe evidencia de quiebre estructural en media en el régimen de Crisis Financiera Global comparado con el de Gran Moderación con probabilidad de 97%. Los momentos de orden superior sí muestran evidencia decisiva de quiebre estructural conjunto. La probabilidad de quiebre estructural conjunto en varianza es de 100% y existe evidencia decisiva en relación a quiebre estructural conjunto en asimetría con un valor del factor de Bayes ( $BF_{ru}$ ) de -37.52. En general, los resultados de las pruebas de quiebre en los momentos muestran que el quiebre estructura en la varianza es la más importante para todos los mercados, seguida igualmente por los quiebres en media y asimetría para Argentina, Brasil y EEUU. Sin embargo, cuando se consideran conjuntamente, todas las pruebas de quiebre estructural son significativas, mostrando la importancia de estas.

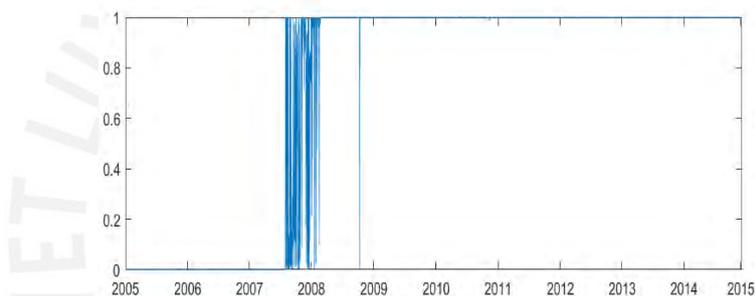
El tercer panel de la Tabla 6 para los mercados individuales, muestra la evidencia de contagio conjunto y quiebres estructurales es decisiva en todos los casos, con el valor del factor de Bayes que oscila entre -1475.70 para Chile, -1011.20 para Argentina, -1651.20 para Brasil y -1443.60 para México. Para los mercados combinados, ( $BF_{ru}$ ) es -3327.60, lo que indica la importancia de examinar el contagio y las roturas estructurales conjuntamente. Por último, dichos resultados de contagio y quiebres estructurales conjuntos son consistentes al análisis de la Tabla 4 donde se incluye a Chile. Es decir, la

evidencia decisiva de contagio conjunto y quiebre estructural se repite a pesar de excluir a Perú de las estimaciones.

#### 4.1.2.3. COLOMBIA.

La Figura 6 muestra la probabilidad de que los mercados se encuentren en un periodo de crisis o moderación, se puede observar un pequeño cambio con respecto a lo examinado para Perú y Chile, pues si bien el cambio de régimen ocurre en el mismo lapso que para los otros dos países, hacia fines del 2008 hay una caída en la probabilidad; sin embargo, no es significativo, pues probabilidad de crisis se mantiene.

Figura 6: Probabilidad de estar en el régimen global de crisis financiera global incluyendo a Colombia.



Fuente: Elaboración propia

Con respecto a la Tabla 7, la cual es la misma que la descrita anteriormente para Chile y Perú. Los resultados se mantienen en su mayoría. Asimismo, el sentido con respecto a los cambios de magnitud se mantiene. Con respecto a Colombia específicamente, se puede notar un incremento de la correlación con el mercado estadounidense, pasando de 0.235 en el periodo de Moderación a 0.759 en el

Tabla 7: posterior means de los parámetros de cambio de régimen durante la Crisis Financiera Global, incluyendo a Chile

Parámetros	Mercados	Colombia	Argentina	Brasil	México	US	Mercados	Colombia	Argentina	Brasil	México	US
<b>Régimen de Gran Moderación</b>							<b>Régimen de Crisis Financiera Global</b>					
<b>Covarianza</b>	<b>Argentina</b>	0.426					<b>Argentina</b>	1.354				
	<b>Brasil</b>	0.678	0.300				<b>Brasil</b>	2.203	3.479			
	<b>México</b>	0.775	0.162	0.620			<b>México</b>	1.508	2.330	3.270		
	<b>US</b>	0.245	0.110	0.245	0.234		<b>US</b>	1.120	1.537	2.253	1.626	
<b>Correlación</b>	<b>Argentina</b>	0.244					<b>Argentina</b>	0.567				
	<b>Brasil</b>	0.303	0.261				<b>Brasil</b>	0.739	0.782			
	<b>México</b>	0.395	0.156	0.491			<b>México</b>	0.716	0.737	0.832		
	<b>US</b>	0.235	0.205	0.367	0.395		<b>US</b>	0.759	0.696	0.818	0.836	
<b>Coasimetría</b>	<b>Argentina</b>	-0.039					<b>Argentina</b>	-0.119				
	<b>Brasil</b>	-1.477	-1.318				<b>Brasil</b>	0.295	0.305			
	<b>México</b>	-0.235	-0.787	-1.04			<b>México</b>	-0.045	0.155	0.039		
	<b>US</b>	-0.085	-0.386	-0.27	-0.297		<b>US</b>	-0.451	-0.056	0.120	-0.187	
<b>Media</b>		0.037	0.001	0.069	0.064	0.015		0.019	0.012	-0.02	0.002	0.015
<b>Varianza</b>		3.465	0.877	1.393	1.105	0.311		1.599	3.572	5.568	2.777	1.365
<b>Asimetría</b>		-0.646	-0.770	-1.57	-0.627	-0.10		0.370	-1.138	-0.94	-0.502	0.568

Fuente: Elaboración propia

periodo de Crisis Financiera Global. Con respecto a la co-asimetría hay un comportamiento normal de aversión al riesgo para los pares Colombia-Brasil y Colombia-México, pero el comportamiento extraño se mantiene con respecto al par Colombia-Argentina. Sin embargo, con respecto a la co-asimetría con respecto al mercado de contagio, se puede ver un incremento en la magnitud, lo cual estaría demostrando que los inversionistas en Colombia fueron relativamente menos adversos al riesgo con respecto a los Estado Unidos, esto pudo darse debido a los problemas del mercado bursátil colombiano durante mediados del 2006.

Por último, para el resto de momentos, la media para Colombia si bien cae, no lo hace en gran magnitud, lo cual refleja lo observado en la tabla de estadísticos descriptivos. Esto último, también ocurre para la varianza que se vuelve menor durante el periodo de Crisis Financiera Global. La asimetría para Colombia se vuelve positiva, lo que da cuenta de que los inversionistas no veían seguras sus inversiones en este mercado. Además, con respecto a lo mencionado anteriormente, la asimetría argentina se vuelve más negativa, confirmando una vez más que los inversionistas veían más seguro el invertir en este mercado.

Comparando los test de contagio en la Tabla 8, con respecto a los hechos para Perú y Chile, no hay mayor cambio en las conclusiones, el único dato que parece tener un cambio es el contagio vía co-asimetría para Argentina, que en la estimación para Chile mostraba evidencia decisiva de contagio mediante este estadístico; mientras que para la estimación para Perú, evidencia fuerte de contagio. Sin embargo, al incluir Colombia, se ve que no existe evidencia de contagio mediante co-asimetría.

Para el caso de los test de quiebre estructural resalta el test de quiebre estructural en media para todos los mercados en conjunto, el cual llega a 99%, el mayor con respecto a las dos estimaciones anteriores. El mismo test de mercados conjuntos para quiebre estructural en varianza es el menor (0%), a pesar de que el resto de mercados latinoamericanos muestra una probabilidad de 100% de quiebre en el segundo momento. Por último con respecto a los test individuales para el mercado colombiano, a diferencia de Perú y Chile existe

100% de probabilidad de quiebre en media; mientras que, para la varianza es el único mercado que no presenta quiebre estructural a nivel de varianza. Sin embargo, es el único mercado en el que hay evidencia decisiva de un quiebre a nivel de asimetría con un valor del factor de Bayes ( $BF_{ru}$ ) de -52.16. Por último, para el caso del test para todos los momentos en conjunto, se mantiene con respecto a lo analizado para Perú y Chile.

Tabla 8: Resultados empíricos para la Crisis Financiera Global, incluyendo Colombia.

Test	Método (RD)	Colombia	Argentina	Brasil	México	USA	$\forall i$
<b>Test de Contagio</b>							
Correlación	$p$	1.00	1.00	1.00	1.00		1.00
Coasimetría	$p$	-3.36	-35.17	-3.34	0.24		-668
Correlación y coasimetría	$BF$	-77.70	-46.28	-46.7	-158.7		-875
<b>Test de Quiebre Estructural</b>							
Media	$p$	0.70	1.00	0.53	0.83	1.00	0.97
Varianza	$p$	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
Asimetría	$BF$	0.91	-2.53	-3.16	-1.87	-2.95	-37.5
Media, varianza y asimetría	$BF$	-574.23	-464.62	-426	-210.6	-914	-2462
<b>Test de Contagio y Quiebre Estructural Conjunto</b>							
Todos	$BF$	-1575.7	-1011.2	-1651	-1444		-3328

Fuente: Elaboración propia.

Por último, para el caso colombiano, los resultados se mantienen. Habiendo consistencia entre las estimaciones hechas para los tres países. Asimismo, se tiene que recalcar la importancia de los test conjuntos tanto a nivel de contagio y quiebres estructurales por separado, como al momento de realizarlos conjuntamente.

## 4.2. CRISIS FINANCIERA ASIÁTICA DE 1997

### 4.2.1. DATOS Y ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS

Los datos analizados son los retornos de activos para Hong Kong y Latinoamérica entre el 4 de enero de 1995 y el 30 de diciembre de 1998 ( $T=986$ ). Se calcularon los rendimientos porcentuales diarios como la diferencia de logaritmos de los índices de precios diarios, multiplicados por 100. Todas las series tienen la denominación en dólares americanos. La Figura 2 contiene las gráficas de las series, donde se puede observar mayor volatilidad a inicios de 1995 y a mediados de 1997, esto último concuerda con la Crisis Financiera

Asiática, que a diferencia del común de crisis financieras fue la segunda más duradera (al menos 6 meses) después de la Crisis Financiera Global.

Tabla 9: Estadísticos descriptivos para retornos de activos. Crisis Asiática

	Perú	Argentina	Brasil	México	HK
<b>Gran Moderación: Enero 4, 1995 hasta Dic. 31, 1996</b>					
<b>Media</b>	0.29	0.66	0.18	9,14	0.11
<b>Mínimo</b>	-8.00	-7.71	-9.10	-6.52	-5.88
<b>Máximo</b>	8.25	4.66	7.48	6.88	3.12
<b>Desv. Est.</b>	1.42	1.48	1.97	1.4	0.99
<b>Asimetría</b>	-0.21	-0.5	-0.5	-0.16	-0.69
<b>Correlación</b>	0.15	0.49	0.55	0.60	0.42
<b>Co-asimetría</b>	-0.06	-0.32	-0.23	-0.19	-0.26
<b>Crisis Asiática: Oct. 20, 1997 hasta 30 Dic., 1998</b>					
<b>Media</b>	-0.01	0.03	-0.03	0.01	0.003
<b>Mínimo</b>	-14.2	-15.38	-16.6	-11.53	-10.19
<b>Máximo</b>	13.19	10.07	18.93	15.12	13.93
<b>Desv. Est.</b>	1.77	2.12	2.47	1.77	1.45
<b>Asimetría</b>	-0.32	-0.88	-0.22	-0.12	-0.34
<b>Correlación</b>	0.48	0.56	0.66	0.71	0.57
<b>Co-asimetría</b>	-0.26	-0.51	-0.80	0.02	0.09

Fuente: Elaboración propia.

Asimismo, los estadísticos descriptivos dan cuenta de esto último, motivando nuevamente el uso de la distribución normal sesgada. Se toma en cuenta como el periodo de moderación desde inicios de 1995 hasta fines del año 1996; mientras que, el periodo de Crisis Financiera Asiática a partir del 20 de octubre de 1997 hasta fines del año de 1997. La fecha de inicio del periodo de crisis es importante ya que coincide con el ataque especulativo de Hong Kong, el cual también es tomado por Forbes y Rigobon (2002) y Chan et al. (2018). La Tabla 9 muestra evidencia de no normalidad en el comportamiento de los retornos de activos. En el periodo de crisis, la media de los retornos es mucho más negativa que durante el periodo de Moderación, a pesar que para algunos países como Perú la media ya era negativa. Las magnitudes del máximo, mínimo y la desviación estandar se incrementan para todos los países excepto para Perú.

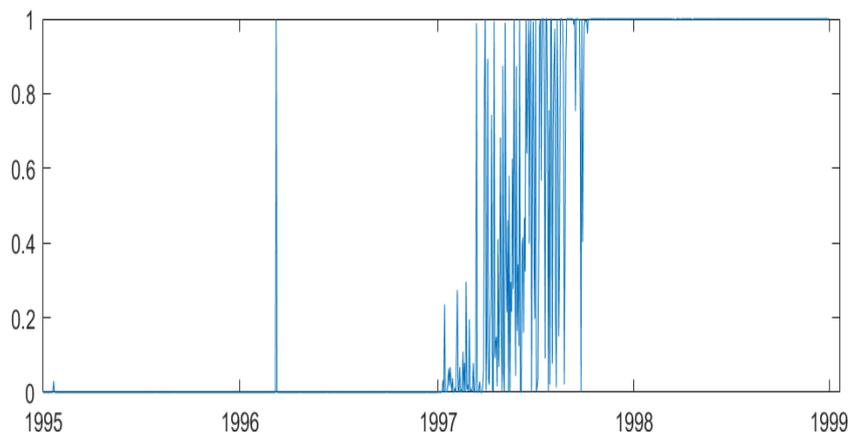
Los estadísticos de correlación y co-asimetría también se incrementan para todos los países (con excepción de la co-asimetría para México), lo que nos da una primera evidencia de la existencia de contagio para Latinoamérica durante la Crisis Asiática de 1997.

#### 4.2.2. ESTIMACIÓN

Se estima el modelo descrito para Perú, Argentina, Brasil y México durante el ataque especulativo de Hong Kong, para el periodo previamente establecido. El prior para el periodo de Moderación  $\Pr(s_t = 0) = 0.99$ . Así, la probabilidad de encontrarse en el régimen  $s_t = 0$ , decrece linealmente desde 0.99 desde el primero de enero de 1997, hasta 0.01 el 19 de octubre de 1997. La Tabla 11 presenta los resultados empíricos de los tests para contagio, quiebre estructural y conjuntos para la Crisis Financiera Asiática entre Hong Kong y países Americanos. El primer panel considera los tests de contagio; el segundo, tests de quiebre estructural; y el tercero, un test conjunto de contagio y quiebre estructural.

La Figura 6 muestra la probabilidad de que los mercados de activos se encuentren en el periodo de Moderación o en el régimen de Crisis Financiera Asiática. Como da cuenta la Figura 6, el mercado da señales de cambio de régimen desde inicios del año 1996, con un gran aumento en la probabilidad aunque no es constante. Sin embargo, desde el inicios del año 1997, los mercados parecen cambiar de régimen, primero sin un gran incremento en la probabilidad, pero a mediados del mismo año este cambio se concreta, por lo que se podría decir que la transición es de calma, reflejando la continuidad de los mercados financieros, tal como advierten Chan et al. (2018) para la misma crisis con respecto a países europeos.

Figura 7: Probabilidad de estar en el régimen de crisis financiera asiática



Fuente: Elaboración propia

La Tabla 10 muestra las posterior means de los parámetros de cambio de régimen, al ajustar las innovaciones al modelo RSSN. El primer panel para el periodo de Moderación ( $s_t = 0$ ); mientras que el segundo panel para el periodo de Crisis Financiera Asiática ( $s_t = 1$ ). Se puede notar un incremento en el parámetro de correlación para todos los pares de mercados, excepto Perú-Brasil y Argentina-México; sin embargo, todos los países incrementan significativamente su correlación con el país de contagio, Hong Kong, siendo los más significativos México y Argentina. Por otro lado, la co-asimetría tiene un comportamiento extraño para los pares de países latinoamericanos, pues se nota un incremento en la negatividad del periodo  $s_{t}=0$  al  $s_{t}=1$ , esto indicaría la preferencia por el riesgo de los inversores durante el periodo de crisis; sin embargo, para el par de países México-Perú se nota un comportamiento normal, pues hay un incremento de 0.048 a 0.076, así los inversionistas tienen una preferencia por una co-asimetría positiva, lo cual denota su preferencia por la aversión al riesgo.

En segundo lugar, el cambio en el parámetro de co-asimetría con respecto al mercado de contagio se incrementa, volviéndose más positivo, lo cual denota que los inversionistas fueron relativamente más adversos al riesgo en los

Tabla 10: Posterior means de los parámetros de cambio de régimen durante la Crisis Financiera Asiática

Parámetros	Mercados	Perú	Argentina	Brasil	México	HK	Mercados	Perú	Argentina	Brasil	México	HK
<b>Régimen de Gran Moderación</b>							<b>Régimen de Crisis Financiera Asiática</b>					
<b>Covarianza</b>	<b>Argentina</b>	1.335					<b>Argentina</b>	1.316				
	<b>Brasil</b>	1.853	3.123				<b>Brasil</b>	1.841	4.868			
	<b>México</b>	1.669	3.789	3.434			<b>México</b>	1.592	3.553	4.627		
	<b>HK</b>	0.271	0.152	0.411	0.100		<b>HK</b>	1.502	3.711	5.100	3.696	
<b>Correlación</b>	<b>Argentina</b>	0.587					<b>Argentina</b>	0.469				
	<b>Brasil</b>	0.687	0.708				<b>Brasil</b>	0.481	0.763			
	<b>México</b>	0.584	0.813	0.621			<b>México</b>	0.588	0.788	0.749		
	<b>US</b>	0.257	0.089	0.202	0.048		<b>HK</b>	0.526	0.785	0.805		
<b>Coasimetría</b>	<b>Argentina</b>	0.046					<b>Argentina</b>	-0.485				
	<b>Brasil</b>	1.470	-0.459				<b>Brasil</b>	-0.313	-1.399			
	<b>México</b>	0.048	0.844	-0.04			<b>México</b>	0.076	-0.215	-1.23		
	<b>HK</b>	-0.223	0.214	-0.26	-0.021		<b>HK</b>	0.083	1.116	1.710	1.574	
<b>Media</b>		0.013	0.029	0.060	-0.002	0.085		-0.071	-0.042	-0.01	0.020	-0.02
<b>Varianza</b>		1.399	3.726	5.225	5.781	0.811		1.680	4.630	8.748	4.361	4.921
<b>Asimetría</b>		-0.781	-0.521	-0.14	-0.200	0.558		-0.132	-0.722	-1.33	0.035	-1.85

Fuente: Elaboración propia

mercados latinoamericanos con respecto a Hong Kong, resaltando especialmente el incremento de -0.256 a 1.710 para Brasil; y el incremento de -0.021 a 1.574 para México.

En lo que respecta al resto de momentos, la media de los retornos son positivas durante el periodo de Moderación y se hacen negativas durante el periodo de Crisis, hay una excepción para México, sin embargo, hay que tener en cuenta que este país atravesó una crisis durante el año 1994, por lo que eso pudo generar ese cambio. Esto último también se nota en la varianza, este parámetro se incrementa para todos los países de Latinoamérica y Hong Kong exceptuando a México. Además el incremento más notable es el de Brasil casi duplicándose. Por último, la asimetría decrece en magnitud para Perú de -0.781 a -0.132 y para México de -0.200 a 0.035. Mientras que, para Argentina la magnitud se incrementa de -0.521 a -0.722, para Brasil de -0.144 a -1.334, y para Hong Kong de 0.558 a -1.853. Ambos fenómenos reflejan que los inversionistas consideraban más seguros a los mercados brasileños, argentinos y hongkoneses, estos últimos a pesar de la crisis.

La Tabla 11 muestra los resultados para las pruebas de contagio, quiebre estructural y conjuntas. El primer panel muestra que la evidencia de incremento de contagio por el canal tradicional de correlación entre Estados Unidos y los mercados americanos es 100% a excepción de Perú que es 98%. Solamente para Perú, el canal de correlación domina al de co-asimetría. No obstante, para el resto de países el canal de co-asimetría es relevante, especialmente para los mercados de Brasil y México, pues hay evidencia decisiva de que haya ocurrido contagio vía asimetría entre Hong Kong y Brasil, con un valor del factor de Bayes ( $BF_{ru}$ ) de -11.69 y entre Hong Kong y México de -9.64. Esto muestra la preferencia de los inversores de alejarse de activos argentinos o mexicanos hacia activos hongkoneses, dando cuenta de su preferencia por la aversión al riesgo. Para el caso argentino, el valor -1.36 indica evidencia débil en favor del contagio vía co-asimetría, pero también se debe tener en cuenta. El caso peruano es curioso, pues estaría dando cuenta de cierta estabilidad en sus mercados a comparación del resto de países. La última columna muestra los resultados a los tests conjuntos de contagio entre Hong Kong y todos los

mercados americanos, la probabilidad de contagio vía correlación es 0%; mientras que, existe evidencia decisiva de contagio a través de co-asimetría con un valor de -211.69.

Tabla 11: Resultados empíricos para la Crisis Financiera Asiática

Test	Método (RD)	Perú	Argentina	Brasil	México	HK	$\forall i$
<b>Test de Contagio</b>							
Correlación	$p$	0.98	1.00	1.00	1.00		0.00
Coasimetría	$p$	0.65	-1.36	-11.69	-9.64		-211.7
Correlación y coasimetría	$BF$	-0.70	-67.65	-35.71	-40.93		-300.5
Media	$p$	0.75	0.91	0.96	0.99	0.61	0.89
Varianza	$p$	0.84	0.88	1.00	0.04	1.00	1.00
Asimetría	$BF$	0.06	0.08	-1.84	-1.41	-6.45	-23.15
Media, varianza y asimetría	$BF$	-2.26	-3.32	-9.91	-5.42	-35.51	-6.80
<b>Test de Contagio y Quiebre Estructural Conjunto</b>							
Todos	$BF$	-11.31	-130.74	-244.5	-169.23		-307.3

Fuente: Elaboración propia

La última fila muestra evidencia de que el contagio existió conjuntamente vía correlación y co-asimetría. Este es el caso para tres de los 4 pares de países latinoamericanos de manera individual con el factor de Bayes ( $BF_{ru}$ ) que van desde -35.71 hasta -67.65. Siendo un caso particular el de Perú donde solo existe evidencia débil de contagio vía estos dos canales. Por último, la considerar el contagio para todos los países americanos vía los dos canales obtenemos un logaritmo del factor de Bayes de -300.51, mostrando evidencia decisiva de contagio conjunto vía correlación y co-asimetría.

El segundo panel de la Tabla 11 muestra los tests de quiebre estructural para 3 momentos estadísticos. Con respecto al país que contagia, se puede observar que existe quiebre estructural a nivel de varianza y asimetría, y en menor medida a nivel de media (solo 61%). Si bien, Hong Kong no es el único país con algo de evidencia de haber tenido un quiebre estructural a nivel de asimetría, sí es el único país con evidencia decisiva de quiebre estructural en asimetría con un logaritmo natural del Factor de Bayes de -6.45. Esto es consecuente con lo mostrado en la Tabla 10, donde la asimetría de Hong Kong pasaba de 0.558 en el periodo  $s_t = 0$  a -1.853. En la misma tabla además se nota un cambio con respecto a este estadístico para Brasil y México, aunque en menor magnitud, lo

cual se relaciona con la evidencia débil para un quiebre estructural en asimetría encontrado en la Tabla 11. Para el caso de Hong Kong, este test indica un fenómeno conocido como flight to safety, el cual ocurre cuando los inversores venden las inversiones que perciben riesgosas y compran activos seguros. Además según Chan et al. (2018) esto indicaría, relativamente, un mayor apetito por el riesgo por los activos hongkoneses durante el periodo de crisis.

Para los países de América, a nivel de media los valores son 75%, 91%, 96%, 99% y 61%; para Perú, Argentina, Brasil y México respectivamente. A nivel de varianza, solamente Brasil presenta un 100%; mientras que el resto de mercados se encuentran por debajo de 90%, especialmente México (4%). Sin embargo, al momento de hacer un test de quiebre estructural conjunto por media, varianza y asimetría, se nota evidencia decisiva para Brasil y México, los cuales mostraban evidencia débil al momento de realizar el test de manera individual.

Considerando todos los mercados de manera conjunta hay evidencia de quiebre estructural en la varianza a una probabilidad de 100%. Además hay evidencia decisiva de quiebre estructural por asimetría con un valor del logaritmo natural del Factor de Bayes de -23.15. El test de quiebre estructural en media, varianza y asimetría considerando los países conjuntamente, muestra evidencia decisiva de un quiebre estructural. Por último, se puede observar que en relación con quiebre estructural para todos los mercados el quiebre estructural a nivel de varianza es el más importante seguido por el de asimetría, este último solo por el mercado Hongkonés.

El tercer panel de la Tabla 11 muestra los resultados de tests de contagio y quiebre estructural simultáneamente para cada mercado, así como para todos los mercados en conjunto. Estos últimos tests, en especial el de la última columna, pueden ser considerados como tests de contagio y crisis generales como mencionan Chan et al. (2018). Individualmente para todos los mercados existe evidencia decisiva en todos los casos, con un logaritmo natural el Factor de Bayes entre -11.31 para Perú, hasta -244.49 para Brasil, aunque existe mejor evidencia para Argentina, Brasil y México. Al momento de combinar los mercados  $BF_{ru}$  es -307.31, lo cual indica, como se ha venido advirtiendo, la

importancia de evaluar el contagio y los quiebres estructurales de manera conjunta.

#### 4.3. CRISIS FINANCIERA RUSA DE 1998

##### 4.3.1. DATOS Y ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS

Para el análisis de la crisis rusa se utilizan rendimientos de las acciones de Rusia y Latinoamérica entre el 4 de enero de 1996 y el 28 de noviembre del 2000 ( $T=1230$ ). Al igual que en las estimaciones anteriores, se utilizan las diferencias de los logaritmos naturales de los índices de precios diarios multiplicados por 100. Cabe resaltar que para esta crisis solo se tomarán en cuenta para el análisis Perú, Chile, Argentina, Brasil, México y Rusia (país de contagio). No se tomará en cuenta a Colombia, como en los análisis anteriores, por falta de disponibilidad de datos.

Previo al análisis de los estadísticos descriptivos, es necesario evidenciar que el análisis de esta crisis es peculiar ya que durante el segundo lustro de la década de los 90's se dieron al menos dos crisis de escala global, la Crisis Financiera Asiática de 1997 (analizada en la sección anterior) y la Crisis Rusa de 1998. Por ello, como se observa en la Figura 7, el periodo al que catalogamos como Gran Moderación también exhibe cierta volatilidad, en especial para mercados como el argentino, brasileños y rusos; mientras que en el caso de los mercados chileno, peruano y mexicano, en menor medida. Cabe resaltar, además, que en este último en el año 1994 también se gestó una crisis. Esta peculiaridad también es observable al comparar los estadísticos descriptivos; sin embargo, se mantiene dentro de lo esperado por lo que el uso de la distribución normal sesgada sigue siendo correcta. Se considera como Moderación al periodo entre el 4 de enero de 1996 y el 28 de noviembre de 1997; mientras que, del 11 de abril de 1998 al 28 de noviembre del 2000 se considera como Crisis Rusa.

Tabla 12: Estadísticos descriptivos para retornos de activos. Crisis Financiera Rusa

	Perú	Chile	Argentina	Brasil	México	Rusia
<b>Gran Moderación: Enero 4, 1996 hasta Nov. 28, 1997</b>						
<b>Media</b>	0.04	-0.05	0.04	0.12	0.09	0.29
<b>Mínimo</b>	-6.66	-4.04	-14.8	-16.50	-18.17	-21.10
<b>Máximo</b>	6.28	2.00	5.90	9.30	10.87	14.71
<b>Desv. Est.</b>	1.18	0.62	1.77	2.26	1.75	3.44
<b>Asimetría</b>	-0.20	-0.34	-1.83	-1.37	-1.92	-0.54
<b>Correlación</b>	0.06	0.10	0.12	0.12	0.10	
<b>Coasimetría</b>	-0.08	-0.07	-0.38	-0.26	-0.39	
<b>Crisis Financiera Rusa: Abril 11, 1998 hasta Nov. 28, 2000</b>						
<b>Media</b>	-0.03	0.01	-0.04	0.02	0.07	0.19
<b>Mínimo</b>	-7.00	-3.77	-10.8	-13.72	-9.14	-17.66
<b>Máximo</b>	9.56	3.22	11.57	17.42	8.31	15.56
<b>Desv. Est.</b>	1.26	0.88	2.06	2.83	2.21	3.33
<b>Asimetría</b>	0.55	0.05	0.17	-0.004	0.03	0.19
<b>Correlación</b>	0.27	0.23	0.21	0.21	0.22	
<b>Coasimetría</b>	0.14	-0.03	-0.05	-0.09	-0.06	

Fuente: Elaboración propia.

Así, en la Tabla 12 la media de los retornos disminuye para todos los países, excepto para Chile, pues para este país hay un incremento en el periodo de Crisis. Por otro lado, para el caso de las magnitudes de máximo, mínimo se puede ver que Perú, Chile, Argentina y Brasil hay un incremento del rango entre estos dos, pero para el caso de México y Rusia el rango prácticamente se mantiene. No obstante, la desviación estándar se incrementa para todos los países latinoamericanos, mas no para Rusia. Por otro lado, con respecto a los co-movimientos, se puede observar que todos los mercados latinoamericanos sin excepción aumentan su correlación con el país que contagia de un periodo a otro, lo cual nos da una primera evidencia de contagio. Asimismo, los grandes cambios de magnitud en la asimetría especialmente para Perú, Argentina, Brasil y México nos indican una primera evidencia de los cambios en la dependencia de mercado.

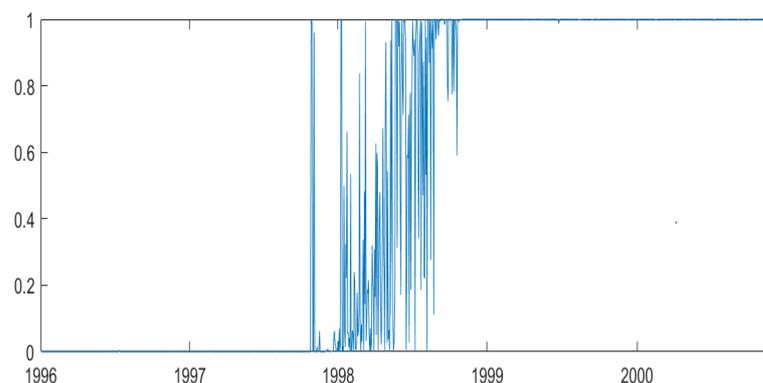
### 4.3.2. ESTIMACIÓN

El análisis de la Crisis Rusa se realizará de la misma manera que los anteriores, partiendo de grupos de cinco países en el que se incluye el país de contagio. Sin embargo, como se mencionó líneas arriba para este caso en particular se prescindirá de Colombia debido a la disponibilidad de datos. El prior para el periodo de Gran Moderación es  $\Pr(s_t = 0) = 0.99$ . De esta manera, la probabilidad de encontrarse en este periodo decrecerá linealmente desde el 28 de noviembre de 1997 hasta el 11 de abril de 1998. Las tablas 13 y 15 presentan los resultados de las pruebas para el caso específico de la Crisis Rusa.

#### 4.3.2.1. PERÚ

La Figura 8 muestra la probabilidad de encontrarse o no en el periodo de crisis para todo el horizonte temporal de la muestra. En dicha figura se puede apreciar que el cambio de régimen en los mercados empezó hacia finales del año 1997 y se concretó hacia el tercer trimestre de 1998, lo cual está muy relacionado con la evidencia, pues la Crisis del Rublo empezó a mediados del mes de agosto de 1998.

Figura 8: Probabilidad de estar en el régimen global de crisis financiera rusa incluyendo a Perú.



Fuente: Elaboración propia

Tabla 13: Posterior means de los parámetros de cambio de régimen durante la Crisis Financiera Rusa, incluyendo Perú

Parámetros	Mercados	Perú	Argentina	Brasil	México	Rusia	Mercados	Perú	Argentina	Brasil	México	Rusia
<b>Régimen de Gran Moderación</b>							<b>Régimen de Crisis Financiera Rusa</b>					
<b>Covarianza</b>	<b>Argentina</b>	-0.104					<b>Argentina</b>	1.388				
	<b>Brasil</b>	0.079	0.198				<b>Brasil</b>	1.699	3.561			
	<b>México</b>	-0.023	0.232	0.299			<b>México</b>	1.431	3.235	3.722		
	<b>Rusia</b>	0.201	0.570	1.274	1.039		<b>Rusia</b>	2.418	5.196	7.193	5.380	
<b>Correlación</b>	<b>Argentina</b>	-0.115					<b>Argentina</b>	0.573				
	<b>Brasil</b>	0.081	0.157				<b>Brasil</b>	0.560	0.693			
	<b>México</b>	-0.029	0.202	0.262			<b>México</b>	0.554	0.741	0.679		
	<b>Rusia</b>	0.087	0.199	0.445	0.389		<b>Rusia</b>	0.614	0.784	0.864	0.760	
<b>Coasimetría</b>	<b>Argentina</b>	0.083					<b>Argentina</b>	0.549				
	<b>Brasil</b>	0.007	0.309				<b>Brasil</b>	0.070	0.669			
	<b>México</b>	0.351	0.409	0.294			<b>México</b>	-0.318	0.829	1.308		
	<b>Rusia</b>	-0.588	-1.645	-2.25	-1.011		<b>Rusia</b>	-0.384	-1.457	-2.26	-1.175	
<b>Media</b>		0.016	0.008	0.074	0.032	0.036		-0.071	-0.043	-0.01	0.038	-0.01
<b>Varianza</b>		0.750	1.143	1.204	1.039	7.011		1.439	4.083	6.437	4.652	5.380
<b>Asimetría</b>		0.570	0.147	1.125	0.749	-1.14		0.101	0.720	1.603	0.420	2.329

Fuente: Elaboración propia

Con respecto a la co-asimetría podemos ver que para los pares de países Perú-Argentina, Perú-Brasil, Argentina-Brasil, Argentina-México y Brasil-México, los valores se vuelven más positivos. Esto es evidencia de que los inversionistas buscan co-asimetrías positivas. Los cambios más notorios se dan para Perú-Argentina, Argentina-México y Brasil-México, siendo este último el mayor. Sin embargo, para el caso de Perú-México pasa lo contrario, pues la co-asimetría, de ser positiva en el primer periodo, se vuelve negativa hacia el segundo, por tanto podemos concluir que hay una mayor preferencia por el riesgo en estos mercados.

En segundo lugar, con respecto a las co-asimetrías de los países latinoamericanos con respecto al país que contagia se puede ver que no hay un cambio notable. Primero porque en el primer periodo todos los valores con respecto a este estadístico son negativos, y segundo porque no hay mayores cambios hacia el segundo periodo. Los únicos pares de países que cambian son Perú-Rusia y Argentina-Rusia; mientras que el resto de prácticamente se mantiene en el mismo nivel que en el primer periodo. Continuando con el análisis que se realizó previamente, se postula que hay una menor aversión al riesgo en estos países; sin embargo, también es evidencia de la magnitud de la crisis en estos países, en los cuales tal vez tuvo mayor repercusión.

Con respecto a los estadísticos de media, varianza y asimetría, el primero se vuelve negativo si comparamos el Periodo de Moderación con el de Crisis Rusa. La varianza aumenta significativamente de un periodo a otro para todos los países latinoamericanos; sin embargo, con respecto a Rusia se puede ver que disminuye hacia el periodo de crisis. Esto puede parecer extraño; sin embargo, como se ve en la Figura 7 el año 1997 también fue un periodo de alta volatilidad generada por la Crisis Financiera Asiática. La asimetría nos da cuenta de qué tan seguro los inversores consideran cada mercado, de esta manera los estadísticos son evidencia que los inversores veían menos seguros los mercados argentino, brasileño y ruso, pues la asimetría se vuelve más positiva. Por otro lado, para el mercado peruano y mexicano se puede ver lo contrario, lo que nos da cuenta de cierta seguridad en estos mercados.

Ahora bien, analizando las pruebas de contagio que corresponden al primer panel de la Tabla 14 se puede observar que según las pruebas individuales, todos los países latinoamericanos exhiben contagio con respecto a Rusia a través del canal de correlación. Asimismo, todos los mercados de forma conjunta también exhiben contagio, como indica la última columna. Con respecto a la co-asimetría pasa lo contrario, ningún mercado exhibe evidencia en favor del contagio de manera individual; sin embargo, al probar el contagio para todos los mercados de forma conjunta se puede ver que sí existe evidencia decisiva en favor del mismo. Por último, la prueba de contagio mediante correlación y co-asimetría comprueba evidencia decisiva de contagio para los mercados peruano y argentino, pero no para los mercados ruso y mexicano. Esto se encuentra estrechamente relacionado con el análisis de la co-asimetría en la Tabla 13, pues solo los pares Perú-Rusia y Argentina-Rusia exhibían cambios en la co-asimetría del Periodo de Moderación al Periodo de Crisis. Asimismo, la prueba conjunta para todos los mercados para contagio mediante ambos canales también muestra evidencia decisiva en favor de este.

Tabla 14: Resultados empíricos para la Crisis Financiera Rusa, incluyendo Perú

Test	Método (RD)	Perú	Argentina	Brasil	México	Rusia	$\forall i$
<b>Test de Contagio</b>							
Correlación	$p$	1.00	1.00	0.99	0.99		1.00
Coasimetría	$p$	0.98	0.92	1.08	1.00		-12.90
Correlación y coasimetría	$BF$	-13.10	-11.82	-2.64	-2.30		-44.68
Media	$p$	0.65	0.92	0.74	0.97	0.95	0.90
Varianza	$p$	0.99	1.00	1.00	1.00	0.99	1.00
Asimetría	$BF$	0.27	0.02	0.09	-0.22	-4.86	-9.84
Media, varianza y asimetría	$BF$	-7.27	-37.24	-92.34	-91.67	-11.80	-121.8
<b>Test de Contagio y Quiebre Estructural Conjunto</b>							
Todos	$BF$	-99.42	-209.96	-291.0	-227.56		-166.5

Fuente: Elaboración propia

El segundo panel muestra las pruebas de quiebre estructural. Para el caso de quiebre estructural en media se observa que todos los países tuvieron una probabilidad mayor al 50% de quiebre estructural en media, siendo el menor el mercado peruano; mientras que, el de mayor probabilidad es México. Asimismo, la prueba de quiebre estructural en media conjunta para todos los mercados

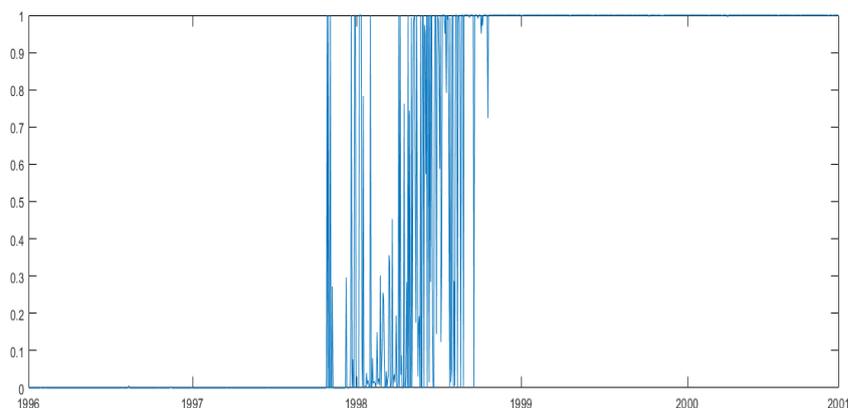
latinoamericanos y ruso muestra un 90% de probabilidad de contagio. En cuanto a la varianza se puede observar lo mismo, todos los países exhiben una probabilidad mayor al 98% de quiebre estructural en varianza, ocurre lo mismo al realizar la prueba para todos los mercados en conjunto con una probabilidad de 100%. Para el caso de la asimetría se puede observar que solo el país en el que se originó la crisis presenta evidencia decisiva de quiebre estructural, mas no los países latinoamericanos. Sin embargo, al evaluar los mercados de forma conjunta se puede concluir que sí existe evidencia decisiva en favor de quiebre estructural en asimetría.

Si bien las pruebas individuales con respecto a media, varianza y asimetría son concluyentes solo para los primeros dos estadísticos, la última fila del segundo panel que evalúa el quiebre estructural conjunto en estos tres estadísticos conjuntamente de manera individual y para todos los mercados nos muestra que existe evidencia decisiva en favor de quiebre estructural para los tres estadísticos conjuntos para todos los países, aunque el menor es el mercado peruano, y también quiebre estructural al analizar los mercados en su conjunto. El último panel muestra las pruebas conjuntas de quiebre estructural y contagio para los mercados latinoamericanos de manera individual y para todos los mercados de manera conjunta. Nuevamente, hay evidencia decisiva de contagio para todos los mercados latinoamericanos, así como para todos los mercados en conjunto.

#### 4.3.2.2. CHILE

La Figura 9 muestra la probabilidad de encontrarse o no en el periodo de crisis durante todo el horizonte temporal de la muestra. Se puede apreciar que el cambio de régimen en los mercados presenta un comportamiento es muy similar al del cambio de régimen evaluado en la sección anterior al considerar a Perú y excluir a Chile de la muestra.

Figura 9: Probabilidad de estar en el régimen global de crisis financiera rusa incluyendo a Chile.



Fuente: Elaboración propia

La Tabla 15 que presenta los posterior means de los parámetros muestra indicios de lo observado en la Figura 6. La correlación de los países latinoamericanos con respecto al país de contagio aumenta de un periodo a otro. Si bien las correlaciones estimadas aumentan para todos los países durante el periodo de crisis, el aumento en las correlaciones con el mercado de contagio es mayor en todos los casos.

Con respecto a la co-asimetría podemos ver que los pares de países latinoamericanos como Chile-Argentina, Chile-Brasil, Argentina-Brasil, Argentina-México y Brasil-México presentan valores más positivos durante el periodo de crisis en comparación al periodo de moderación. Esto es evidencia en favor a que los inversionistas prefieren buscar co-asimetrías más positivas. Los cambios más drásticos se dan para Argentina-Chile, México-Argentina y México Brasil. Sin embargo, para el caso de Chile-México el aumento de la co-asimetría no es muy concluyente.

Al analizar las co-asimetrías de los países latinoamericanos con respecto al país que contagia se puede observar que no hay un cambio notable. Primero, porque en el primer periodo todos los valores con respecto a este estadístico son negativos, y segundo porque no hay mayores cambios hacia el segundo. Los

Tabla 15: Posterior means de los parámetros de cambio de régimen durante la Crisis Financiera Rusa, incluyendo Chile

Parámetros	Mercados	Chile	Argentina	Brasil	México	Rusia	Mercados	Chile	Argentina	Brasil	México	Rusia
<b>Régimen de Gran Moderación</b>							<b>Régimen de Crisis Financiera Rusa</b>					
<b>Covarianza</b>	<b>Argentina</b>	0.043					<b>Argentina</b>	1.040				
	<b>Brasil</b>	0.053	0.183				<b>Brasil</b>	1.159	3.224			
	<b>México</b>	0.082	0.204	0.279			<b>México</b>	1.138	3.002	3.572		
	<b>Rusia</b>	0.041	0.613	1.385	1.070		<b>Rusia</b>	1.822	5.214	7.025	5.600	
<b>Correlación</b>	<b>Argentina</b>	0.070					<b>Argentina</b>	0.573				
	<b>Brasil</b>	0.082	0.141				<b>Brasil</b>	0.502	0.579			
	<b>México</b>	0.026	0.148	0.183			<b>México</b>	0.586	0.662	0.725		
	<b>Rusia</b>	0.219	0.247	0.467	0.404		<b>Rusia</b>	0.798	0.679	0.844	0.791	
<b>Coasimetría</b>	<b>Argentina</b>	0.087					<b>Argentina</b>	0.246				
	<b>Brasil</b>	-0.015	0.382				<b>Brasil</b>	0.068	0.661			
	<b>México</b>	0.027	0.385	0.310			<b>México</b>	-0.064	1.419	1.271		
	<b>Rusia</b>	-0.303	-1.641	-2.25	-1.027		<b>Rusia</b>	0.389	-1.659	-2.37	-1.280	
<b>Media</b>		-0.062	0.014	0.076	0.034	0.051		-0.019	-0.050	-0.02	0.042	-0.03
<b>Varianza</b>		0.326	1.128	1.230	1.022	6.960		0.863	3.822	6.179	4.481	11.299
<b>Asimetría</b>		0.029	0.115	1.103	0.888	-1.03		0.117	0.202	1.513	0.241	2.023

Fuente: Elaboración propia

-únicos pares de países que cambian son Chile-Rusia y México-Rusia; mientras que el resto prácticamente se mantiene en el mismo nivel. Continuando con el análisis previo, se podría decir que hay una menor aversión al riesgo en estos países; sin embargo, también nos da cuenta de la magnitud de la crisis en estos países, en los cuales tal vez tuvo mayor repercusión.

Con respecto a los estadísticos de media, varianza y asimetría, el primero se vuelve negativo si comparamos el Periodo de Moderación con el de Crisis Rusa. La varianza aumenta significativamente de un periodo a otro para todos los países latinoamericanos de entre 2 a 4 veces del Periodo de Moderación al de Crisis. Con respecto a la asimetría, nos da cuenta de qué tan seguro los inversores veían los mercados latinos. Mercados como los de Brasil, Chile y Rusia son considerados menos seguros por los inversores, pues la asimetría se vuelve más positiva. Por otro lado, para el mercado mexicano se puede ver lo contrario, lo que nos da cuenta de cierta seguridad en este mercado.

Ahora bien, analizando las pruebas de contagio que corresponden al primer panel de la Tabla 16 se puede observar que según las pruebas individuales, todos los países latinoamericanos exhiben contagio con respecto a Rusia a través del canal de correlación. Asimismo, todos los mercados también exhiben contagio de forma simultánea a nivel de correlación, como indica la última columna. Con respecto a la co-asimetría pasa lo contrario, ningún mercado exhibe evidencia en favor del contagio de manera individual; sin embargo, al probar el contagio para todos los mercados de forma conjunta se puede ver que sí existe evidencia decisiva en favor del mismo. Por último, la prueba de contagio mediante correlación y co-asimetría comprueba evidencia decisiva de contagio para los mercados chilenos y argentino, pero no para los mercados ruso y mexicano. Esto se encuentra estrechamente relacionado con el análisis de la co-asimetría en la Tabla 15, pues solo los pares Chile-Rusia y Argentina-Rusia exhibían cambios en la co-asimetría del Periodo de Moderación al Periodo de Crisis. Además es consistente con la estimación realizada en la sección anterior al incluir a Perú y excluir a Chile. Asimismo, la prueba conjunta para todos los mercados para contagio mediante ambos canales también muestra evidencia decisiva en favor de este.

Tabla 16: Resultados empíricos para la Crisis Financiera Rusa, incluyendo Chile

Test	Método (RD)	Chile	Argentina	Brasil	México	Rusia	$\forall i$
<b>Test de Contagio</b>							
Correlación	<i>p</i>	1.00	1.00	0.99	0.99		1.00
Coasimetría	<i>p</i>	1.83	1.18	1.11	0.82		-9.36
Correlación y coasimetría	<i>BF</i>	-101.01	-7.71	-2.33	-2.83		-123.7
<b>Test de Contagio y Quiebre Estructural Conjunto</b>							
Media	<i>p</i>	0.96	0.87	0.71	0.97	0.91	0.92
Varianza	<i>p</i>	1.00	1.00	1.00	1.00	0.99	1.00
Asimetría	<i>BF</i>	0.98	0.52	-0.30	-0.54	-6.43	-20.02
Media, varianza y asimetría	<i>BF</i>	-62.25	-32.81	-105.8	-159.97	-15.71	-261.1
Todos	<i>BF</i>	-343.02	-257.09	-324.7	-257.80		-384.8

Fuente: Elaboración propia

El segundo panel muestra las pruebas de quiebre estructural. Para el caso de quiebre estructural en media se observa que todos los países tuvieron una probabilidad mayor al 71% de quiebre estructural; mientras que, el de mayor probabilidad es México. Asimismo, la prueba sobre la existencia de quiebre estructural en media para todos los mercados latinoamericanos y ruso, simultáneamente, muestra un 92% de probabilidad de contagio. En cuanto a la varianza el comportamiento se repite, todos los países exhiben una probabilidad mayor al 98% de quiebre estructural en varianza, ocurre lo mismo al realizar la prueba para todos los mercados en conjunto con una probabilidad de 100%. Para el caso de la asimetría se puede observar que solo el país en el que se originó la crisis presenta evidencia decisiva en favor a quiebre estructural, mas no los países latinoamericanos. Sin embargo, al evaluar los mercados de forma conjunta se puede concluir que sí existe evidencia decisiva en favor de quiebre estructural en asimetría.

Si bien las pruebas individuales con respecto a media, varianza y asimetría son concluyentes solo para los primeros dos estadísticos, la última fila del segundo panel que evalúa el quiebre estructural en estos tres estadísticos de manera individual y para todos los mercados nos muestra que existe evidencia decisiva en favor de quiebre estructural para los tres estadísticos conjuntos para todos los países, aunque el menor es el mercado peruano, y también quiebre estructural al analizar los mercados en su conjunto. El último panel muestra las

pruebas conjuntas de quiebre estructural y contagio para los mercados latinoamericanos de manera individual y para todos los mercados de manera conjunta. Nuevamente, hay evidencia decisiva de contagio para todos los mercados latinoamericanos, así como para todos los mercados en conjunto.

## 5. CONCLUSIONES

Las pruebas de contagio y quiebres estructurales aplicadas para la Crisis Financiera Global, Crisis asiática y Crisis rusa arrojan resultados diferentes pero concluyentes. El presente trabajo prueba la existencia de contagio del mercado de Estados Unidos hacia los países emergentes analizados. Si bien es cierto que existe una no linealidad en este fenómeno y hay divergencia según qué momentos y co-momentos se analiza, las pruebas conjuntas de contagio y quiebres estructurales muestran evidencia decisiva en favor a la ocurrencia de estos fenómenos en los países emergentes y en Estados Unidos. En lo que respecta a la Crisis asiática, las conclusiones sobre contagio y quiebres estructurales no difieren significativamente a las presentadas para la Crisis Financiera Global. La característica principal radica en que la evidencia sobre quiebre estructural es más decisiva que la de contagio. Sin embargo, las pruebas realizadas sobre los momentos y co-momentos siguen presentando evidencia en favor a contagio, pero en menor magnitud en comparación a la crisis global. No obstante, los resultados encontrados en la Crisis Rusa difieren considerablemente.

Si bien es cierto que aún se mantiene la evidencia de quiebres estructurales en los países emergentes y en Rusia, no existe evidencia en favor a contagio durante dicha crisis. Una posible explicación a dichos resultados gira entorno a que los mercados financieros emergentes se han ido integrando al mercado financiero mundial, debido a la post globalización, en mayor medida durante las últimas décadas. Esto se evidencia en la mayor y decisiva en favor no solo de quiebre estructura sino también de contagio en la Crisis Financiera Global (2008) en comparación a las crisis financieras de los noventas como la Crisis Rusa (1998) y la Crisis Asiática (1997) que se desencadenaron en un contexto donde los países emergentes iniciaban la integración de sus mercados financieros al mundo.

## Bibliografía

- Aït-Sahalia, Y., Cacho-Diaz, J., y Laeven, R. J. (2015). Modeling financial contagion using mutually exciting jump processes. *Journal of Financial Economics*, 117(3), 585-606. doi:10.3386/w15850
- Arias, E., Hausmann, R., y Rigobon, R. (1998). Contagion on Bond Markets: Preliminary Notes. *Massachusetts Institute of Technology, Sloan School of Management, Cambridge*.
- Bae, K., Karolyi, A., y Stulz, R. (2003). A New Approach to Measuring Contagion. *The Review of Financial Studies*, 16(3) 717-763. doi:10.1093/rfs/hhg012
- Baig, T., y Goldfajn I. (1999). Financial Market Contagion in the Asian Crisis. *IMF Staff Papers*, 46(2), 167-195.
- Bekaert, G., Harvey, C., y Ng, A. (2005). Market Integration and Contagion. *The Journal of Business*, 78(1), 39-69. doi:10.1086/426519
- Bekaert, G., Ehrman, M., y Mel, A. (2014). The Global Crisis and Equity Market Contagion. *The Journal of Finance*, 69(6), 2597-2649. doi:10.2139/ssrn.2387628
- Billio, M., y Caporin, M. (2005). Multivariate Markov Switching Dynamic Conditional Correlation GARCH Representations for Contagion Analysis. *Statistical Methods and Applications*, 14(2), 145-161. doi:10.1007/s10260-005-0108-8
- Caccioli, F., Shrestha, M., Moore, C., y Farmer, J. (2014). Stability analysis of financial contagion due to overlapping portfolios. *Journal of Banking & Finance*, 46, 233-245. doi:10.2139/ssrn.2176080
- Calvo, S., y Reinhart, C. (1996). Capital Flows to Latin America: Is There Evidence of Contagion Effects? *World Bank Policy Research, Working Paper*, 1619. doi:10.1596/1813-9450-1619
- Chan, J. C. C., Fry-McKibbin, R. A., y Hsiao, C. Y.-L. (2018). A regime switching skew-normal model of contagion. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 23(1). doi: 10.1515/snde-2017-0001
- Chan-Lau, J., Mathieson, D., y Yao, J. (2004). Extreme Contagion in Equity Markets. *IMF Staff Papers*, 51(2), 386-408.
- Doukas, J. (1989). Contagion effect on sovereign interest rate spreads. *Economic Letters*, 29(3), 237-241.

- Dungey, M., Fry, R., Gonzalez-Hermosillo, B., y Martin, V. (2007). Contagion in global equity markets in 1998: the effects of the Russian and LTCM crises. *The North American Journal of Economics and Finance*, 18(2), 155-174.
- Dungey, M., Fry, R.A., Gonzalez-Hermosillo, B., y Martin (2010). Transmission of financial crises and contagion: A latent factor approach. Oxford University Press. Oxford.
- Edwards, S., y Susmel, R. (2001). Volatility dependence and contagion in emerging equity markets. *Journal of Development Economics*, 66(2), 505–532. doi:10.1016/s0304-3878(01)00172-9
- Eichengreen, B., Rose, A., y Wyplosz, C. (1996). Contagious currency crises. *National Bureau of Economic Research, Working Paper*, 5681.
- Engle, R. (2002). Dynamic conditional correlation a simple class of multivariate GARCH models. *Forthcoming Journal of Business and Economic Statistics*, 20(3), 339-350.
- Forbes, K., y Rigobon, R. (1998). Contagion or Vulnerability? *Sloan School of Management, Working Paper*.
- Forbes, K., y Rigobon, R. (2001). Contagion in Latin America: Definitions, Measurement and Policy Implications. *Economía*, 1(2), 1–46. doi:10.1353/eco.2001.0001
- Fry-McKibbin, R., Hsiao, C., y Martin, V. L. (2017). Joint test of contagion with applications to financial crises. *CAMA, Working Paper*, 23.
- Garcia, R., y Tsafack, G. (2008). Dependence structure and extreme comovements in international equity and bond markets with portfolio diversification effects. *Journal of Banking and Finance*, 35, 1954-1970.
- Gravelle T., Kichian M. and Morley, J. (2006). Detecting shift-contagion in currency and bond markets. *Journal of International Economics*, 68(2), 409-423.
- Harkmann, K. (2014). Stock Market Contagion from Western Europe to Central and Eastern Europe during the Crisis Years 2008-2012. *Eastern European Economics*, 52(3), 55-65.
- Imen, Z., Faten, L., y Elmoez, Z. (2018). Financial contagion in the subprime crisis context: A copula approach. *North American Journal of Economics and Finance*, 47, 269-282.

- Kenourgios, D., Samitas, A., y Paltalidis, N. (2011). Financial crises and stock market contagion in a multivariate time-varying asymmetric framework. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 21(1), 92-106.
- Longin, F., y Solnik, B. (2001). Extreme correlations in international Equity Markets. *Journal of Finance*, 56, 649-676.
- Longstaff, F. (2010). The subprime credit crisis and contagion in financial markets. *Journal of Financial Economics*, 97(3), 436-450.
- Reinhart, C., y Kaminsky, G. (1998). On Crises, Contagion, and Confusion. *Journal of International Economics*, 51, 145-168.
- Rodriguez, J. (2003). Measuring Financial Contagion: A Copula Approach. *Journal of Empirical Finance*, 14(3), 401-423.
- Schmukler, S., y Frankel, J. (1997). Crisis, contagion, and country funds: Effects on East Asia and Latin America. SSRN Electronic Journal. doi:10.2139/ssrn.9516
- Tai, C. (2007). Market Integration and Contagion: Evidence from Asian Emerging Stock and Foreign Exchange Markets. *Emerging Markets Review*, 8(4), 264-283.
- Valdés, R. (1995). Emerging Markets Contagion: Evidence and Theory. *SSRN Electronic Journal*. doi:10.2139/ssrn.69093
- Yang, T., y Lim, J. (2004). Crisis, Contagion, and East Asian Stock Markets. *Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies*, 7(1), 119-151.
- Yilmaz, K. (2009). Return and volatility spillovers among the East Asian equity markets. *Journal of Asian Economics*, 21(3), 304-313. doi:10.1016/j.asieco.2009.09.001