

MEDICIÓN DEL CONTAGIO Y LA INTERDEPENDENCIA FINANCIERA
INTERNACIONAL: UNA PROPUESTA METODOLÓGICA

ANDRÉS DAVID PINCHAO ROSERO

UNIVERSIDAD DEL VALLE

FACULTAD DE CIENCIAS SOCIALES Y ECONÓMICAS

DEPARTAMENTO DE ECONOMÍA

SANTIAGO DE CALI

2016

MEDICIÓN DEL CONTAGIO Y LA INTERDEPENDENCIA FINANCIERA
INTERNACIONAL: UNA PROPUESTA METODOLÓGICA

ANDRÉS DAVID PINCHAO ROSERO

CÓDIGO: 1131075

TRABAJO DE GRADO PARA OPTAR AL TÍTULO DE ECONOMISTA

TUTOR:

JORGE MARIO URIBE GIL

UNIVERSIDAD DEL VALLE

FACULTAD DE CIENCIAS SOCIALES Y ECONÓMICAS

DEPARTAMENTO DE ECONOMÍA

SANTIAGO DE CALI

2016

Tabla de Contenido

Pág.

1. Introducción.....	1
2. Marco Teórico.....	4
3. Revisión de literatura.....	7
3.1 Primera generación.....	7
3.2 Segunda generación.....	8
3.3 Geografía y co-movimientos.....	9
3.4 Canales de transmisión de choques durante crisis.....	12
4. Metodología.....	14
4.1 Variable objetivo.....	17
4.2 Matriz de pesos.....	19
5. Estimaciones y Resultados.....	21
5.1 Frecuencias acumuladas de los VaR.....	21
5.2 Índices de Moran.....	23
5.2.1 Significancia Estadística.....	23
5.2.2 Correlaciones.....	24
5.2.3 Análisis gráfico y existencia de contagio.....	26
5.2.4 Identificación de Contagio y Quiebres Estructurales	30
5.2.5 Estadísticas descriptivas.....	32
5.2.6 Sincronización durante crisis económicas.....	35
6. Conclusiones.....	37
Referencias.....	40
Anexo 1.....	48
Anexo 2.....	51
Anexo 3.....	54
Anexo 4.....	57

Índice de Graficas

<i>Mapas de Riesgo en Noviembre 28 del 2007.....</i>	<i>22</i>
<i>Mapas de Riesgo en Diciembre 3 del 2007.....</i>	<i>22</i>
<i>Promedio de las frecuencias acumuladas de los VaR.....</i>	<i>23</i>
<i>Correlación entre Índice de Moran Geográfico e Índice de Moran Económico Mundial.....</i>	<i>23</i>
<i>Correlación entre Índice de Moran Económico Mundial e Índice de Moran Económico de América.....</i>	<i>24</i>
<i>Correlación entre Índice de Moran Económico Mundial e Índice de Moran Económico de Europa.....</i>	<i>25</i>
<i>Correlación entre Índice de Moran Económico Mundial e Índice de Moran Económico de Asia.....</i>	<i>25</i>
<i>Periodos de Contagio usando el Índice de Moran Geográfico.....</i>	<i>26</i>
<i>Periodos de Contagio usando el Índice de Moran Económico Mundial.....</i>	<i>27</i>
<i>Periodos de Contagio usando el Índice de Moran Económico América.....</i>	<i>29</i>
<i>Periodos de Contagio usando el Índice de Moran Económico Europa.....</i>	<i>29</i>
<i>Periodos de Contagio usando el Índice de Moran Económico Asia.....</i>	<i>30</i>

Índice de Tablas

<i>Pruebas de significancia estadística de los índices de Moran para la muestra completa.....</i>	<i>24</i>
<i>Pseudo P-valores para los índices de Moran por año.....</i>	<i>24</i>
<i>Prueba Global de Quiebres Múltiples de Bai y Perron.....</i>	<i>31</i>

<i>Índice de Moran Geográfico(estadísticas descriptivas)</i>	32
<i>Índice de Moran Económico Mundial (estadísticas descriptivas)</i>	33
<i>Índice de Moran Económico América(estadísticas descriptivas)</i>	33
<i>Índice de Moran Económico Europa (estadísticas descriptivas)</i>	33
<i>Índice de Moran Económico Asia (estadísticas descriptivas)</i>	33
<i>Prueba de efecto ARCH</i>	34
<i>Modelo con dicotómica de crisis general para el índice de Moran geográfico</i>	36
<i>Modelo con las cuatro dicotómicas de crisis para el índice de Moran geográfico</i>	36
<i>Modelo con dicotómica de crisis general para el índice de Moran Económico</i>	37
<i>Modelo con las cuatro dicotómicas de crisis para el índice de Moran económico</i>	37

Índice de Esquemas

<i>Resumen de la literatura teórica sobre contagio financiero</i>	6
---	---

Medición del contagio y la interdependencia financiera internacional: Una propuesta metodológica

Resumen

Este estudio, haciendo uso de herramientas propias de la econometría espacial y de medidas sofisticadas para la valoración del riesgo de mercado, se propone identificar episodios de contagio financiero internacional. Para tal fin utiliza valores extremos y cambios estructurales, junto con un índice de autocorrelación espacial, con ponderaciones geográficas y económicas, para 45 países entre desarrollados, subdesarrollados y emergentes, durante el periodo 1995-2014. Los resultados más significativos, se relacionan con la identificación de contagio a nivel global en la crisis *punto com* y la crisis del Euro, y con el hallazgo de procesos de desincronización y *decoupling* en la crisis *subprime*, elementos que permiten inferir que las crisis económicas conllevan efectos diferenciados en términos de sincronización, asociados con características idiosincrásicas de cada una.

Palabras Clave: Contagio Financiero, Valor en riesgo, índice de Moran, Crisis, desacoplamiento.

Clasificación JEL: E44, C43, F36, C01.

Abstract

Using spatial econometrics and sophisticated market risk statistics, this document aim at identifying episodes of financial contagion in international financial markets. To this end we use extreme value statistics and structural change indicators, joint to a spatial autocorrelation index, namely the Moran index with geographic and economic weights. These measures are fitted on data from a set of 45 countries, which includes developed and developing economies, on a period spanning from 1995 to 2014. Our most significant results are related to the identification of global contagion in the dotcom crisis and the Euro crisis. We also document a certain degree of decoupling and desynchronization during the subprime crisis. Those findings lead us to conclude that economic crises have marked idiosyncratic effects in terms of synchronization over financial markets.

Key Words: Financial contagion, value at risk, Moran index, Economic Crisis.

JEL Classification: E44, C43, F36, C01.

Medición del contagio y la interdependencia financiera internacional: Una propuesta metodológica

1. Introducción

En décadas recientes, el mundo ha sido golpeado por diferentes crisis económicas y financieras, algunas de ellas, más actuales, como la crisis *subprime* y la crisis del Euro, de las cuales todavía muchos países intentan recuperarse, y otras como la crisis *punto com*, la crisis Asiática, la crisis del tequila, la crisis del rublo y la crisis argentina, las cuales han dejado efectos devastadores sobre las economías, ya sea a nivel regional o global.

Hay pocas cosas más desesperanzadoras que una crisis económica. Altas tasas de desempleo, inflación, aumentos en las tasas de morbilidad y suicidio, son sólo algunos de los efectos que acompañan este fenómeno. Ahora bien, en el mundo globalizado en el que vivimos, un proverbio chino reza: “Algo tan pequeño como el aleteo de las alas de una mariposa en última instancia puede provocar un huracán en algún lugar del mundo”. La gran interconexión entre las economías, causa que una crisis en un país determinado, pueda esparcir sus efectos adversos sobre otras economías y de esta manera convertirse en una crisis mundial, con todos los efectos que esto conlleva.

Es debido a lo anterior que la pregunta central de este trabajo de grado, gira en torno a explorar y entender cómo a través de los cambios en las relaciones de dependencia espacial entre países ante eventos extremos, se pueden entrever episodios de contagio financiero¹ o de interdependencia, con choques transmitidos por canales geográficos o comerciales. Otras preguntas secundarias que se plantea explorar, son ¿cuáles de dichas relaciones espaciales o canales de transmisión estudiados se ajustan en mayor medida a la identificación de periodos de contagio? y ¿cuáles fueron las crisis en las que ocurrió contagio? A través de estas preguntas, el objetivo general es analizar las relaciones de dependencia

¹ En el sentido estricto definido por Rigobon, R. (2002). Contagio financiero: “It is the transmission of shocks that takes place in excess of these fundamental transmission that is considered contagion”.

financieras entre países, y ver si dichas relaciones cambian ante eventos extremos, o si solo se trató de co-movimientos de las variables que se transmiten a través de algunos canales como el comercial y el geográfico.

El problema de investigación es entonces, el contagio financiero espacial y la interdependencia, en 45² países del mundo entre desarrollados, subdesarrollados y emergentes, a través de dos tipos de canales de transmisión de choques, en un periodo comprendido entre 1995 y 2014.

Con este documento, se persigue realizar un análisis multidireccional de las economías, es decir, que no solo se considere la economía de un país y se concentre en explicar los choques sobre ella misma de forma unidireccional, sino que estudie los diversos efectos que tienen los vecinos, ya sean geográficamente o con alguna medida de contigüidad económica, sobre los eventos que ocurren en el país que sufrió el choque inicial.

El estudio de este tema, también permitirá determinar si la interconexión de las economías ha generado efectos adversos considerables ante eventos extremos, e identificar dentro de los canales estudiados cual canal de transmisión de los choques podría ser más importante. De esta forma, se podrán realizar propuestas de política, encaminadas a la disminución del impacto de la transmisión de dichos choques negativos. Lo anterior, además, permitirá el fortalecimiento de las economías que pueden ser vulnerables, y conllevará una reducción de los efectos nocivos hacia la sociedad.

El hallazgo de contagio entre los mercados financieros de los países analizados, la cuantificación de este, la identificación de los periodos de contagio y la medición de los cambios en la dependencia conjunta, no sólo es importante para las decisiones de política, sino que además juega un papel relevante en las decisiones de inversión, regulación, asignación de capital de riesgo y diversificación de portafolios.

² Argentina, Perú, Colombia, Chile, Australia, Austria, Bélgica, Brasil, Canadá, China, República checa, Dinamarca, Egipto, Finlandia, Francia, Alemania, Hungría, India, Indonesia, Irlanda, Israel, Italia, Japón, Malasia, Marruecos, México, Noruega, República de Corea, Holanda, Nueva Zelanda, Hong Kong, Pakistán, Polonia, Portugal, Rusia, Singapur, Sudáfrica, España, Sri Lanka, Suecia, Suiza, Tailandia, Turquía, Reino Unido, Estados Unidos.

Otro de los argumentos que justifica este estudio, es contrastar si algunas de las crisis más recientes, como la *subprime*, la del Euro, la *punto com* y la Asiática, están asociadas con fenómenos de contagio o si por el contrario, la intensidad de los canales de transmisión permanece igual, y los movimientos conjuntos entre algunos países pueden ser explicados por los fundamentales³.

Por otro lado, la elaboración de este trabajo, es un aporte metodológico al estudio del contagio financiero, tema en el cual hay un gran debate no solo en el ámbito teórico, sino también en el empírico, ya que los modelos tradicionales, presentan problemas de identificación, heteroscedasticidad, relaciones no lineales entre las variables, variables instrumento inapropiadas, variables omitidas relevantes, supuestos simplificadores demasiado restrictivos y frecuencias de datos muy altas o muy bajas (Uribe, 2011). Por lo cual, esta investigación ofrece una perspectiva empírica de análisis distinta, aportando un enfoque multidimensional del contagio, a través del estudio del ámbito espacial asignando ponderaciones que representen las relaciones de tipo comercial y geográficas entre países, y no sólo con el análisis de variables individuales, o a lo sumo con correlaciones en modelos de varianza a través del tiempo (modelos DCC-GARCH⁴) asignándole igual peso a todas las relaciones entre países como en épocas recientes se aborda este tema.

Además, dicha metodológica tiene la virtud de analizar los valores extremos de los retornos, es decir en épocas de crisis, para un conjunto grande de países. Todo lo anterior, complementado con una aproximación teórica en el análisis de la definición de contagio, combinando las dos interpretaciones convencionales presentadas por Rigobon (2002).

En este documento, se hace uso de técnicas de econometría espacial, específicamente de medidas de autocorrelación en el espacio (Índice de Moran) con ponderaciones de contigüidad geográfica y económica, y de técnicas avanzadas de valoración en riesgo (CaViaR⁵), para detectar la existencia de

3 Definición de interdependencia propuesta por Forbes y Rigobon (2000).

4 Dynamic Conditional Correlation Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity

5 *Conditional Autoregressive Value at Risk*

contagio financiero, de sincronización, y de canales de transmisión relevantes, para 45 economías del mundo en el periodo antes mencionado.

El contagio vendrá dado por dos aspectos, el primero, el cual es un análisis exploratorio y gráfico, cuando los niveles del índice de Moran por encima del 99 percentil, se aglomeren y tengan episodios estables de sincronización. Segundo, cuando se identifiquen quiebres estructurales en el índice de Moran, lo cual representa un cambio en las relaciones de dependencia ante eventos extremos considerados por fuera de los fundamentales. Adicional a esto, también se elaboran mapas de riesgo de los países analizados, y se estiman regresiones que consideran dicotómicas que representan las crisis *subprime*, del Euro, *punto com* y Asiática, para así identificar la existencia de contagio financiero durante dichos periodos.

Este estudio se divide en seis partes, además de la introducción ya expuesta, en la segunda sección, se presenta el marco teórico que soporta el análisis empírico, en la tercera la revisión de literatura de contagio financiero. En la cuarta sección se plantea la metodología, posteriormente, se expondrán las estimaciones y resultados en la quinta sección, y finalmente las conclusiones en la última sección.

2. Marco Teórico

Aunque en la literatura académica existe un amplio debate y no hay consenso sobre la existencia del contagio financiero entre mercados, ni sobre su definición, el concepto estándar y uno de los más citados es "Contagion is the propagation of shocks among markets in excess of the transmission explained by fundamentals" (Rigobon, 2002, p.5).

Sin embargo, existe un inconveniente en tratar de identificar cuáles son los fundamentales y en cómo afirmar que algo no es explicado por ellos, lo cual hace que esta definición sea un poco ambigua y difícil de contrastar.

Debido a lo anterior, aparecen dos acercamientos para tratar de superar dichos inconvenientes y avanzar en la definición, el primero de ellos, se puede denominar "Cambio en las relaciones de

dependencia”, el cual plantea entender el contagio como un cambio en la fuerza con la que se propagan los choques entre economías. El segundo, el cual recibe el nombre de “Contagio puro”, es la transmisión de los choques entre dos economías que se propaga por fuera de los canales tradicionales financieros, comerciales y políticos (Rigobon, 2002). Estas interpretaciones tienen la ventaja de albergar características empíricas verificables, en oposición con la definición estándar.

Alternativamente, se debe decir que otra de las definiciones de contagio muy usadas de manera empírica es también propuesta en Rigobon (2002), y hace referencia al incremento significativo controlando por incrementos en la volatilidad, en los vínculos o correlaciones entre mercados durante periodos de turbulencia, en ese sentido los trabajos de Luchtenberg y Vu (2015), Long, Tsui y Zhang (2014) y Dimitriou, Kenourgios, y Simos (2013) van en dicha dirección.

Este documento, hace uso de una combinación de las dos interpretaciones inicialmente mencionadas, ya que se entiende el contagio como los cambios en las medidas de dependencia conjunta entre países en episodios de crisis, y también, al tener en cuenta medidas de dependencia y valoraciones de riesgo extremas, se considera la propagación de choques por fuera de los canales fundamentales. Lo anterior reflejado en la metodología, a través de los cambios estructurales de un índice de dependencia espacial entre frecuencias acumuladas de valores en riesgo en percentiles extremos, asociados a momentos por fuera de los fundamentales para los países estudiados, y con los valores superiores al 99 percentil de dicho índice indicando comportamientos anormales en la dependencia espacial de los países.

Ahora bien, siguiendo a Uribe (2011) y a Rigobon (2002), se puede decir que la literatura teórica en relación con el contagio financiero es bastante diversa y podría dividirse en cuatro categorías: vínculos fundamentales, vínculos financieros, comportamiento del inversionista y vínculos de liquidez.

El enfoque de los vínculos fundamentales, estudia principalmente las relaciones comerciales (Gerlach y Smets, 1995; Corsetti, Pesenti, Roubini y Tille, 2000), las políticas macroeconómicas (Drazen, 1998) y los choques exógenos (Corsetti et al., 2000). Lo que se plantea, es que el contagio aparece cuando los

vínculos anteriores u otros vínculos fundamentales, no logran explicar gran parte de los comovimientos en los mercados en dos economías.

A diferencia de lo anterior, el enfoque de los vínculos financieros no considera el contagio como un sobrante de los vínculos fundamentales, sino que utiliza las relaciones financieras para explicarlo. Dentro de esta categoría, el contagio puede ocurrir por la transmisión de choques mediante canales financieros relacionados con la regulación bancaria (Kaminsky y Reinhart, 1998) y aspectos de riesgo moral (McKinnon y Pill, 1996).

Respecto al enfoque del comportamiento del inversionista, este considera que la formación de expectativas y la psicología del inversionista, es un vínculo por fuera de los vínculos fundamentales y ayuda a explicar directamente el contagio, dejando de lado canales de transmisión reales o financieros, y haciendo uso de la existencia de equilibrios múltiples (Masson, 1998; Mullainathan, 2002; Radelet y Sachs, 1998), comportamientos en manada (Chari y Kehoe, 1997; Calvo y Mendoza, 2000), y aprendizaje puro (Kodres y Pritsker, 2002; Rigobon, 1998).

Por último, el enfoque de los vínculos de liquidez, analiza el contagio a través de llamadas al margen (Calvo, 1999) y choques de riqueza (Valdés, 1997).

El presente trabajo, se enmarca dentro de la primera categoría, ya que se intenta analizar los comovimientos en los mercados de varias economías en momentos extremos, los cuales no logran ser explicados por los canales fundamentales, que en este caso son de tipo comercial y geográfico.

Esquema 1. Resumen de la literatura teórica sobre contagio financiero



Fuente: Tomado de Uribe (2011, pág. 36).

3. Revisión de la literatura

Existen numerosos trabajos en la literatura en los que se aborda el tema concerniente con la detección y cuantificación del contagio desde diversas metodologías, Rigobon (2002) hace una división de los modelos empíricos en dos generaciones:

3.1 Primera generación

Este grupo, incluye la estimación de coeficientes de correlación de *Pearson* entre dos mercados, y la estimación de contagio viene dada por los cambios en dichas correlaciones durante periodos de crisis (King y Wadhwani, 1990). Así mismo, dentro de esta generación, se encuentran también las funciones impulso respuesta estimadas a partir de modelos VAR (Baig y Goldfanjn, 1999), los modelos *logit* o *probit* usados en la estimación de eventos condicionales extremos (Eichengreen *et al.*, 1996), y los

modelos de vectores de co-integración para cuantificar el contagio (Longin y Solnik , 1995; Valenzuela y Rodriguez, 2015).

En general, aunque los enfoques anteriores tienen la ventaja de ser relativamente fáciles de implementar, presentan algunos problemas, como por ejemplo, la inestabilidad de los coeficientes de correlación de Pearson, relacionada con las limitaciones estructurales de dicho coeficiente, las cuales son bien documentadas por McNeil, Frey y Embrechts (2005) y Rigobon (2001), y que grosso modo, se refieren a la incapacidad de este estadístico para responder invariablemente ante cambios dramáticos en las varianzas condicionales o ante no linealidades de las series. También, los modelos *logit* o *probit* al suponer una distribución en la serie, normal multivariada o logística multivariada, cosa que no ocurre en las series financieras normalmente, entonces, la heteroscedasticidad y las colas pesadas hacen que la inferencia estadística que se realice con base en dichos modelos sea poco confiable. De igual forma, los vectores de co-integración, también presentan limitaciones, fundamentalmente al incorporar restricciones de largo plazo en las estimaciones, cuando el contagio es considerado un fenómeno de corto plazo.

3.2 Segunda generación

En ésta, se incluyen ajustes a los coeficientes de correlación, para de esta forma corregir el sesgo de las medidas tradicionales (Boyer, Gibson y Loretan, 1999; Rigobon, 2000; Forbes y Rigobon, 2002; Ahmad, Sehgal y Bhanumurthy, 2013; Luchtenberg y Vu, 2015). Dicho ajuste, es considerar en las correlaciones, los cambios en las varianzas condicionales o incluso en las no condicionales durante periodos extremos. Además, para detectar mejor el contagio, surgen algunos intentos de modelar las varianzas condicionales multivariadas con el uso de modelos ARCH con cambio de régimen (Edwards y Susmel, 2000; Guo, Cheng y Huang, 2011), los cuales aunque corrigen algunos problemas de las metodologías anteriores, tienen el inconveniente de imponer *a priori* los intervalos de contagio y no contagio antes de realizar las estimaciones.

Los trabajos analizados previamente, bajo la división de Rigobon (2002), pueden considerarse como el enfoque empírico tradicional en la literatura de contagio. Por otro lado, algunas metodologías más recientes en el estudio de este tema, consideran el uso de cópulas condicionales (incluyendo algunas veces también metodologías de *Markov Switching*), redes bayesianas, y en los últimos años, la utilización de métodos que incluyen el efecto de las interrelaciones y externalidades que produce el espacio dentro de la economía, particularmente usando la econometría espacial.

Respecto al análisis de cópulas, se encuentran trabajos recientes, que usan este método en la estimación de relaciones de dependencia, lineal y no lineal, entre las series de retornos de diferentes mercados. A nivel internacional, se encuentran las investigaciones realizadas por Rodriguez (2007), Aloui, Aissa y Nguyen (2011), Kenourgiosa, Samitas y Paltalidis (2011) y Mendes y Accioly (2012). Mientras que en el ámbito nacional, los trabajos de Bernardi (2005), Ramírez y Martínez (2009), Sandoval (2010), Uribe (2011) y Mosquera (2012) resaltan entre los más significativos.

Ahora bien, cuando se hace referencia a los trabajos que emplean técnicas de econometría espacial para el estudio de la propagación de choques entre mercados y el estudio del contagio, se encuentra que estos se pueden dividir en dos grupos: el primero, intenta describir la forma general en la cual la geografía y otros vínculos entre países influyen la transmisión de choques entre mercados, y el segundo, analiza los mecanismos que describen la propagación de choques especialmente durante las crisis.

3.3 Primer grupo: Geografía y co-movimientos

Dentro de los aportes encontrados correspondientes al primer grupo, vemos el de Asgharian *et al* (2013), que trata de identificar el grado o extensión de los vínculos (geográficos, económicos y financieros) entre países que podrían afectar los co-movimientos de los retornos de los mercados de valores. Esto lo desarrollan en un marco de regresión múltiple usando técnicas de econometría de panel espacial (modelo Durbin espacial (SDM) integrado por aspectos auto regresivos espaciales (SAR) en la variable dependiente y en el error). Utilizan datos de retornos mensuales para 41 mercados financieros entre enero de 1995 y diciembre de 2011, y así mismo, emplean ocho medidas de

integración: proximidad geográfica, inversión extranjera directa bilateral, el volumen de intercambio bilateral, la estabilidad bilateral del tipo de cambio, dos medidas de convergencia en la inflación y dos medidas basadas en la diferencia de la tasa de interés. Con lo anterior, obtienen que el vínculo más importante es el del comercio bilateral, que muestra además cómo un choque fuerte a tres países dominantes regionalmente (EE.UU, Reino Unido, Japón) tiene efectos importantes sobre otros países, y cómo un choque unitario en un país se amplifica más del 13% a través de este vínculo. Además de esto, se encuentra que el grado de dependencia del mercado de valores aumenta y la importancia de la proximidad disminuye, a través del tiempo y durante recesiones. Por otro lado, se analizan crisis regionales severas, y se encuentra un amplio impacto de Tailandia sobre sus vecinos comerciales durante la crisis Asiática.

Otro trabajo en esta misma línea de análisis es el de Pirinsky y Wang (2006), quienes estudian los co-movimientos en los retornos de las acciones que no son explicados por los fundamentales económicos, sino más bien por un componente geográfico ligado a patrones comerciales de residencia local de las sedes de las empresas. Para ello, utilizan retornos mensuales de acciones comunes nacionales listadas en NYSE, AMEX, y NASDAQ, excluyendo REITs, fondos de inversión y ADRs, en el periodo comprendido entre 1988 y 2002. Estos autores, también clasifican las ubicaciones de las empresas por estado y condado de sus sedes. El resultado obtenido a partir de un modelo de series de tiempo modificado, es que existen fuertes co-movimientos en los retornos de acciones de sedes de firmas en la misma área geográfica, por otra parte, se observa que las acciones de compañías que cambian la ubicación de su sede experimentan una disminución en su movimiento conjunto con las acciones de ubicación vieja, y un aumento en sus co-movimientos con acciones de la nueva ubicación, con lo que se infiere que la formación de precios tiene un componente geográfico significativo, ligado a relaciones comerciales de localización de las firmas.

Así mismo Arnold *et al* (2011) intentan analizar algunas medidas de dependencia que podrían influir en los retornos de los activos, y a su vez en el riesgo de un portafolio, para lo cual realizan una auto

regresión espacial en retornos de acciones diarias del *Euro Stoxx 50* para el periodo de 2003 a 2009, a través de un modelo que incorpora dependencias globales, dependencias dentro de las ramas industriales y dependencias locales (de ubicación). El resultado obtenido es que ciertas dependencias de ubicación tienen influencia en una mejor estimación del riesgo portafolio.

El trabajo de Eckel *et al.* (2011), plantea una investigación sobre los retornos asociados con los activos financieros en función de la distancia entre las firmas que emiten los activos y la localización de los inversionistas. Se parte de la premisa de que existe una relación inversa entre dicha distancia y los retornos, debido a los beneficios informacionales que otorga la cercanía, lo que permite tomar mejores decisiones de portafolio. Para contrastar esto emplearon el método de “*mark correlation function*”, esta función se calcula con base a las distancias entre pares de firmas y los retornos residuales de cada una de ellas. La investigación se realizó con datos de periodicidad mensual entre enero del 2001 y diciembre del 2008. Las firmas analizadas son las listadas en Standard and Poor’s 500 en el año 2005. Los resultados empíricos, sugieren que la distancia ejerce influencia negativa sobre los retornos solo cuando es menor a 50 millas (80,46 kilómetros), si la distancia es mayor, no hay evidencia significativa para decir que hay influencia sobre los retornos de los activos financieros.

Barker y Loughran (2007) se proponen analizar las correlaciones entre los retornos de activos financieros de acuerdo a la posición geográfica que ocupan dentro de Estados Unidos. Para esto analizaron 456 firmas de 38 estados americanos listadas en Standard and Poor’s 500. El método de estimación hace usos de técnicas de *bootstrapping*, no paramétricas. El análisis se realizó con una periodicidad mensual entre 2000 y 2004. Los resultados en términos generales apuntan a que, ante una reducción en la distancia entre dos firmas de 100 millas, el coeficiente que determina la correlación de los activos asociados a dichas firmas aumenta en 12 puntos básicos. Además, se encontró que las firmas ubicadas en costas opuestas, presentan una mayor correlación que las que no tienen esta característica.

En Latinoamérica, Fernández (2011) igualmente intenta explorar algunas nociones de dependencia espacial de los mercados financieros, brindando además algunas medidas alternativas de la distancia

entre empresas, para de esta manera formular una versión espacial del modelo de valoración de activos de capital (S-CAPM), y también derivar una medida de valor en riesgo VaR a partir de este modelo. Esto lo hace la autora para un grupo de 126 empresas de América latina, específicamente Brasil, Chile y México en un periodo entre 1997 y 2006, con datos de sección cruzada y utilizando un modelo SAR y un modelo de retardo espacial para la estimación del valor en riesgo VaR, además del uso de algunos ratios financieros anuales como la capitalización del mercado relativo al tamaño de la firma, el valor de mercado con respecto al valor en libro, la razón de apalancamiento, la rentabilidad por dividendo y el vencimiento de la deuda. Para el caso del modelo S-CAPM, la autora emplea como activo libre de riesgo los TES a 10 años con su conversión en cada país, y también el “*Morgan Stanley’s Emerging Markets (EM) Latin America standard core index in US dollars (USD)*” como una buena aproximación del portafolio de mercado, para de esta forma llegar a la cuantificación de la prima de riesgo en el portafolio de mercado, y así concluir que los factores de riesgo de una firma podrían afectar la evolución de los retornos esperados de otras firmas.

También se encuentra que para toda la muestra de países, existen efectos espaciales relevantes, y el beta (medida sensibilidad al mercado) del CAPM continua teniendo poder explicativo aun después de considerar dichas dependencias.

3.4 Segundo grupo: canales de transmisión de choques durante crisis

Dentro de las investigaciones relacionadas con el segundo foco de análisis, se encuentra la de Villar y Vayá (2005), que estudia las consecuencias de la integración de los mercados en aspectos de contagio financiero en épocas de crisis, para lo cual tienen en cuenta los eventos extremos sucedidos en Tailandia, Rusia y Brasil, e indagan cuáles son los canales o vínculos más importantes de contagio. Esto lo hacen observando un grupo de 28 mercados (Argentina, Bolivia, Brasil, Hong Kong, Colombia, Sudáfrica, entre otros) y usando dos elementos básicos. El primero es un conjunto de variables que los autores llaman objetivas, y que reflejan o representan la crisis económica, algunas de estas variables son los porcentajes de variación trimestral de las reservas internacionales, las cotizaciones bursátiles, la tasa

de interés y el tipo de cambio, en un periodo formado por el trimestre anterior al comienzo de la crisis y el primero o segundo trimestre durante la crisis. El segundo elemento son los canales de contagio, que pueden ser comerciales, financieros y las similitudes económicas y regionales. Para esta parte usan datos correspondientes a la inflación, el desempleo, el déficit de cuenta corriente, la expansión nacional del crédito respecto a M2, exportaciones, importaciones, entre otros.

De la anterior investigación, se obtiene como conclusión que el contagio tiene un componente regional importante para todas las crisis analizadas, sin embargo los fundamentales económicos no parecen actuar como un canal relevante del mismo. También se encuentra que los mercados más controlados por los gobiernos muestran canales de contagio similares. Así mismo, se observa que en periodos de crisis hay un esquema positivo significativo de auto correlaciones espaciales en las variables objetivo analizadas, y que en estos periodos las variables controladas (tasa de interés y tipo de cambio) se comportan similarmente. Además, se dice que en la crisis de Tailandia los mejores canales de contagio fueron la proximidad geográfica y las competencias por fondos de prestamista común, en la crisis Rusa, fue el comercio directo, y en Brasil solamente importó la proximidad.

Otro trabajo importante es el de Novo (2003), que intenta probar la idea de que la crisis monetaria de 1992, que afectó a varios países europeos fue un fenómeno de contagio, y de igual forma identificar cuál fue el canal más importante de dicho contagio, para lo cual usa un modelo *probit* espacial que tiene en cuenta explícitamente interacciones espaciales entre 65 países que han sufrido crisis monetarias. Emplea variables anuales como la tasa de crecimiento del crédito interno, el déficit presupuestal del gobierno como porcentaje del PIB, la cuenta corriente como porcentaje del PIB, la tasa de crecimiento del PIB real, la razón entre M2 y las reservas internacionales, el IPC, entre otras. Se llega a la conclusión que efectivamente la crisis de 1992 estuvo acompañada de contagio, y los canales de transmisión fueron los comerciales y los políticos, además de un rol importante del crecimiento económico en los efectos de dicha crisis.

En el artículo de Fernández-Avilés, Montero y Orlov (2012), se trata de modelar las relaciones de dependencia que se presentan en los mercados financieros de distintos países. Para ello, se introduce el concepto de distancia financiera que difiere de la distancia geográfica normalmente usada, pues tiene en cuenta los vínculos comerciales entre países por medio de índices basados en el flujo de inversión extranjera entre pares de países. Para realizar la estimación se emplearon métodos geoestadísticos tales como el semivariograma y el *k-kriging*. El contraste empírico se realizó con datos de periodicidad diaria de los precios de cierre de los principales mercados de valores en 17 países. Las conclusiones a las que se llegó fue que al analizar relaciones de dependencia, lo más adecuado es usar medidas de distancia financieras, pues estas se ajustan mejor al comportamiento de las relaciones de dependencia entre mercados financieros y resultan significantes en el análisis de éstas.

En otro artículo relevante en el área, Ali y Lebreton (2007) plantean un estudio de contagio financiero durante la crisis en el mercado cambiario que se presentó en Europa en el año 1992. La hipótesis del texto es que se espera que la cercanía regional aumente la posibilidad de contagio debido a la especulación. Para contrastar esto, usaron métodos econométricos que capturaran las relaciones geográficas: SAR (Spatial auto-regressive) y BSAR (Bayesian spatial auto-regressive). El conjunto de datos es tomado para 58 países y las distancias entre ellos son calculadas usando las coordenadas de sus respectivas capitales. Se obtiene como resultado, luego de la estimación empírica, que en el corto plazo hay presencia de dependencia espacial y de contagio puro, aunque la magnitud de dicho contagio es baja.

Finalmente, Keiler y Eder (2013) modelan el riesgo asociado con las instituciones financieras de acuerdo a la probabilidad de impago de cada institución, medida mediante las variaciones de los CDS. Utilizan un modelo en el cual dividen la varianza de los CDS en tres componentes de riesgo: sistémico, sistemático e idiosincrásico. Se evidenció la presencia de contagio y además se encontraron diferencias del grado de éste según la región: las instituciones de EE.UU y Europa son más propensas al contagio

que las instituciones asiáticas. Las estimaciones se realizaron usando el método SAR. Los datos fueron tomados de 15 instituciones financieras con una periodicidad mensual entre 2004 y 2009.

Después de revisar los trabajos antes mencionados, se debe decir que la presente investigación, se enmarca en las metodologías implementadas en el segundo grupo de análisis, intentando así, a través del índice de Moran, medir la relación de dependencia espacial entre los mercados e identificar los periodos de contagio a través de la transmisión del riesgo, es decir, analizando los cambios en las dinámicas del índice de moran, en los valores en riesgo (VaR) y las frecuencias acumuladas de los mismos, a la vez que identificando los canales de transmisión más importantes.

4. Metodología

Para cumplir con el objetivo de esta investigación, se hace uso de dos enfoques econométricos, el primero de ellos, es la econometría financiera a través de la estimación por regresión cuantilica del modelo CaViaR⁶, la cual permitirá la elaboración de valores en riesgo (VaR, por sus siglas en ingles) y de sus frecuencias acumuladas para cada país, donde estas últimas, serán las variables objetivo que permitirán tener una medida estandarizada y comparativa del nivel de riesgo de mercado de cada economía en el tiempo, que además serán usadas para la elaboración de mapas. El segundo enfoque utilizado es la econometría espacial, mediante la elaboración de una medida de dependencia o autocorrelación espacial, específicamente del índice de Moran, el cual hace uso de las frecuencias acumuladas antes mencionadas, y de dos matrices de contactos o pesos(ponderaciones comerciales y geográficas), las cuales reflejan las relaciones de contigüidad o canales de transmisión de choques entre países, para así obtener dos tipos de índices, uno con vínculos geográficos y otro con vínculos económicos(comerciales) para las 45 economías de la muestra. Adicional a esto se elaboran tres índices económicos complementarios, para el continente americano, europeo y asiático.

Con lo anterior, la existencia de contagio se va a presentar en primera medida ante valores extremos(mayores al 99 percentil) del índice aglomerados y con periodos de sincronización estables, y

⁶ “*Conditional Autoregressive Value at Risk*”

cuando los índices de Moran estimados a través del tiempo presenten cambios estructurales en el sentido de Bai (1997), Bai y Perron (1998) y Perron (2006), lo cual va a significar un cambio en las relaciones de dependencia y en la fuerza con que se transmiten los choques ante eventos extremos por fuera de los fundamentales. Adicionalmente, se construyen variables dicotómicas de las cuatro crisis analizadas para identificar episodios de sincronización entre economías. Una explicación conceptual y detallada de la construcción del índice de Moran se presenta a continuación.

Para contrastar la hipótesis de que el ámbito espacial juega un papel relevante dentro de la dinámica de los países, de forma tal que influye sobre la posible aparición de contagio y sobre la transmisión de choques, se requiere del concepto de autocorrelación espacial en la identificación de contagio. Existen numerosas definiciones de autocorrelación espacial en la literatura, una de ellas es presentada por Upton y Fingleton (1985), quienes la definen como una propiedad de los datos cartográficos, en la que se exhibe un patrón ordenado de ellos. Sin embargo, al ser esta definición subjetiva y llevar a diferentes interpretaciones, los mismos autores proponen una concepción más específica, en la cual la autocorrelación espacial existe, cuando surgen variaciones espaciales entre los valores en un mapa, o dicho de otra forma, patrones entre los valores registrados de un lugar dado. En este caso, la autocorrelación positiva ocurre cuando valores altos de una localidad, están asociados con valores altos de localidades vecinas, mientras que la autocorrelación negativa, ocurre cuando valores altos y bajos se alternan entre regiones contiguas.

Además de lo anterior, Upton y Fingleton, manifiestan que por facilidad y mayor comprensión, es mejor definir la autocorrelación espacial a través de su ausencia, es decir, cuando no existe ninguna relación entre las variables aleatorias (Y_i, Y_j) en cualquier región (i, j) en el área de análisis. De esta forma, la ausencia de autocorrelación espacial, ocurre cuando cada valor Y_i de un mapa, es asignado aleatoriamente con la misma probabilidad de encontrarse en cada ubicación (i, j) . Por esa misma línea de análisis, Griffith (1987) y Goodchild (1988), manifiestan que la autocorrelación espacial trata con atributos de información y ubicación, de esta manera plantean la necesidad de un índice comparativo,

con el cual se pueda determinar si el valor asignado en un mapa, se desvía significativamente de un patrón en el cual dichos valores se establecen aleatoriamente.

En términos sencillos, Cliff y Ord (1973) proponen definir la autocorrelación espacial, a través de la mayor probabilidad de que la distribución de algunas características cualitativas y cuantitativas, de regiones o países, se presenten también en regiones vecinas. Así mismo, Sokal y Oden (1978a, 1978b), plantean que para analizar la autocorrelación espacial, es necesario probar si el valor observado de una variable nominal u ordinal en una localidad, es dependiente o independiente de los valores de la misma variable en localidades vecinas.

Después de exponer grosso modo los planteamientos de los autores anteriores, se debe decir que en este trabajo, se considerará la existencia de autocorrelación espacial, cuando el valor de una variable con una ubicación espacial dada, no es explicada solamente por condiciones internas, sino además por los valores de las mismas variables en puntos vecinos, considerando en este caso vecinos, como aquellas economías con algunas relación de tipo geográfica o comercial.

Para contrastar la existencia de autocorrelación en términos espaciales, como se mencionó anteriormente, se hace uso del primer y más usado estadístico de dependencia espacial, es decir, del índice de Moran (Moran, 1950), el cual presenta valores en un rango entre 1 (*clustered*), correlación espacial positiva perfecta, cuando la presencia de un fenómeno en una región dada, causa la extensión de dicho fenómeno en regiones contiguas, y -1 (*dispersed*) correlación espacial negativa perfecta, cuando la presencia de un fenómeno en una localidad dada, impide o evita la aparición de dicho fenómeno en localidades vecinas. Con lo anterior, el índice de Moran calculado dinámicamente (en cada t), permitirá analizar las relaciones de dependencia de los países a través del tiempo, y así mismo, identificar los episodios considerados como contagio, los cuales como se dijo en el inicio, van a venir dados por los cambios estructurales del índice y por un análisis exploratorio gráfico considerando los valores extremos (1% más alto) y aglomerados del índice. De manera específica, el estadístico de Moran es descrito por la siguiente ecuación:

$$\mathfrak{S} = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_{j=1}^n (y_j - \bar{y})^2} \quad [1]$$

Donde w_{ij} , refleja la interacción entre dos regiones i y j , n es el número de observaciones, y y_i es el valor de la variable objetivo analizada por cada país. En este trabajo, la variable y_i va a representar las frecuencias acumuladas de los valores en riesgo calculados para cada país (VaR, por sus siglas en inglés), y w_{ij} , va a ser un componente de la matriz no estocástica de pesos o de contactos espaciales W , la cual refleja las relaciones o vínculos entre países, en nuestro caso, vínculos comerciales y geográficos. La elaboración de dichas variables se explica a continuación:

4.1 Variable objetivo

Para la construcción de esta variable, que viene representada por y_i , lo primero que se hace, es la estimación de la medida del riesgo de mercado para cada país de la muestra, a través de la técnica más reciente de estimación del Valor en Riesgo (VaR), es decir, con el uso del modelo “*Conditional Autoregressive Value at Risk*” (CAViaR), que es el de mayor ajuste en la modelación de retornos de activos financieros y en la consideración de colas pesadas (Engle y Manganelli, 1999, 2001, 2004). Esta técnica permite modelar directamente el cuantil de la distribución de retornos con una evolución suave representada a través de un proceso autoregresivo, para considerar el agrupamiento sobre el tiempo de las volatilidades de los retornos, y además, tiene en cuenta variables explicativas de tipo macroeconómico y financiero que resultan relevantes dentro de la modelación. Permite así, superar inconvenientes que se presentan con otras enfoques de estimación como los de volatilidad y los de simulación histórica (Engle y Manganelli, 2004).

Formalmente, el VaR es un método usado para cuantificar la exposición al riesgo de mercado, específicamente, representa la máxima pérdida esperada (o dicho de otra forma la peor pérdida) que se puede observar en un periodo de tiempo específico, bajo cierto nivel de confianza, como consecuencia de mantener un portafolio fijo de activos financieros, convirtiéndose así en una medida útil en decisiones de inversión, supervisión, asignación de capital de riesgo, diversificación y regulación, al

permitir resumir en una sola expresión el riesgo asociado a un activo financiero o portafolio. Otra forma de entender el VaR es como un cuantil en la distribución de pérdidas. Bajo el modelo CAViaR se puede representar de la siguiente manera:

$$\text{VaR}_t(\theta) = q_{\theta,t} = \beta_0 + \sum_{i=1}^r \beta_i q_{\theta,t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_j I(\bullet) \quad [2]$$

Siendo θ la probabilidad asociada al VaR, $\{\beta_0, \beta_i, \beta_j\}$ los parámetros desconocidos, $\beta_i q_{\theta,t-i}$ $i=0,1,\dots, r$, el termino autorregresivo que permite que el cuantil cambie suavemente en el tiempo, e $I(\bullet)$, una función indicadora que representa diversos grupos de variables y formas funcionales, en este caso se usó la especificación de valor absoluto simétrica $I(\bullet) = |R_{t-1}|$; donde R_{t-1} son los retornos pasados del activo o portafolio. La estimación de los parámetros se realiza utilizando regresión cuantílica de acuerdo a Koenker y Bassett (1978).

Los datos usados en la estimación de los VaR, son los índices Morgan Stanley Capital International (MSCI)⁷ de los retornos de los mercados financieros de cada país estudiado, en dólares y con segmento de capitalización grande y mediana, para el periodo 1995-2014. Después del cálculo de los VaR, se construye la frecuencia acumulada de ellos para normalizar y comparar los niveles de riesgo, es decir, que se calcula el porcentaje de los datos que son menores a un VaR dado (asignando el valor de 1 al VaR más alto de cada país), y esta última variable, es la que se incluye como variable objetivo (variable a comparar entre países) y_i en el índice de Moran.

4.2 Matriz de pesos

Cada w_{ij} , representa un componente dentro de la matriz de pesos W [ver ecuación 3], y refleja los canales económicos o geográficos que ayudan a identificar el contagio, causado por la dependencia entre un país y sus socios, ya sean en términos de importancia comercial o posición geográfica. Cabe resaltar, que se deciden utilizar matrices de pesos entre países y no entre zonas económicas o regiones,

⁷ Dichos índices, tienen la ventaja de ser comparables entre sí, al ser contruidos con las mismas formulas y métodos estadísticos. Pueden verse en: <http://www.msci.com/products/indexes/performance.html>

debido a que las variables objetivo mencionadas anteriormente y calculas utilizando los índices *MSCI* de retornos de mercado, que además existen sólo de forma desagregada, reflejan el comportamiento de las bolsas de valores y las condiciones de regulación de cada país y no de una región, lo cual permite captar de forma más lucida los comportamientos subyacentes y distintivos de cada economía.

El primer canal refleja los vínculos comerciales, a través de devaluaciones competitivas, es decir, cuando un país tiene incentivos para devaluar su moneda en respuesta a la devaluación ocurrida en otro país que es socio comercial, pues en caso contrario perderá competitividad y parte del mercado (Gerlach y Smets, 1995). O por otro lado, realizando procesos de devaluación para no perder competitividad vía precios, ya que al existir mercados comunes, la sustitución de bienes es un aspecto importante (Corsetti *et al.*, 2000).

Los efectos anteriores son reflejados a través de la variable w_{ij} , la cual se calcula como el cociente de la suma de las exportaciones e importaciones del país i con el país j , sobre las exportaciones e importaciones totales de i . Los datos empleados en la construcción de la variable, son sacados de la “*Direction of Trade Statistics*” del FMI, la cual contiene valores de exportaciones e importaciones anuales valoradas en dólares a precios corrientes, para los 45 países estudiados dentro del periodo de análisis.

$$W = \begin{bmatrix} 0 & w_{12} & w_{13} & \dots & w_{1n} \\ w_{21} & 0 & w_{23} & \dots & w_{2n} \\ w_{31} & w_{32} & 0 & \dots & w_{3n} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{n1} & w_{n2} & w_{n3} & \dots & 0 \end{bmatrix} \quad [3]$$

Por último, el canal que representa los aspectos geográficos, es construido a partir de las distancias euclidianas entre los centroides de pares de países analizados, considerando vecino a aquel país que esté alrededor de él, en cualquier dirección (en algunos múltiplos de π -medios), esto último se considera en la literatura como contigüidad según el criterio “Queen”. En palabras simples, w_{ij} va a ser igual a 1 si los países vecinos de una economía, están ubicados en lugares que representen el movimiento de una reina en un juego de ajedrez, partiendo de la posición del país inicial, y w_{ij} va a ser cero si no cumple la

condición. Para la obtención de estos datos, se transforman las coordenadas geográficas de los países y sus centroides (grados, minutos y segundos) en kilómetros⁸.

Cabe resaltar que la matriz de pesos W , se debe estandarizar dividiendo cada w_{ij} sobre la suma en fila de los w_{ij} , para que de esta forma los nuevos componentes sumen 1 en cada fila. Además, los elementos de la diagonal principal son ceros, considerando que un país no puede establecer relaciones con el mismo.

La metodología antes mencionada para el análisis del contagio financiero, permite involucrar el espacio dentro de las relaciones de los países, construyendo diferentes tipos de vínculos además del geográfico comúnmente estudiado en la literatura, y como ya se dijo, proporcionando un análisis multidimensional del contagio, en el sentido de no sólo tener en cuenta dentro del estudio variables particulares de forma separada para explicar contagio como generalmente se hace o sus correlaciones sin considerar las diferentes ponderaciones que existen en las relaciones de los países, sino que se consideran las interacciones con diferentes pesos entre las variables, que en este caso reflejan el riesgo de mercado de los países en épocas de crisis calculado de forma diaria, siendo esta última otra virtud al no existir muchas investigaciones en la literatura asociada al contagio financiero en donde se analicen las relaciones de dependencia y sus cambios de forma diaria.

Sin embargo, dicho método también presenta inconvenientes, como por ejemplo, la dificultad en la obtención de series de periodos de tiempo prolongados para la construcción de la matriz W , la poca efectividad del índice de Moran para captar relaciones no lineales y la posible presencia de endogeneidad por la utilización de matrices espaciales con ponderaciones económicas.

5. Estimaciones y Resultados

5.1 Frecuencias acumuladas de los VaR

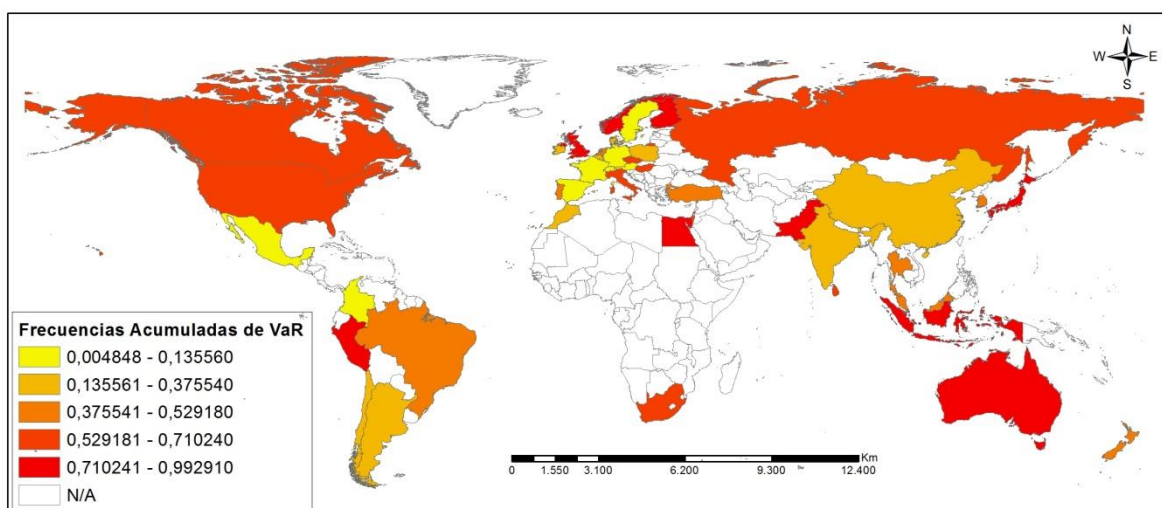
⁸ Dichas coordenadas geográficas están cargadas dentro del paquete de software gratuito para datos espaciales GeoDa. Ver: <http://geodacenter.asu.edu/software/downloads>.

A través del método *Conditional Autoregressive Value at Risk* (CAViaR) antes mencionado, se obtuvieron los VaR y con ellos, para normalizar y poder comparar los resultados se hallaron las frecuencias acumuladas para las 45 economías analizadas, con los cuales se elaboraron mapas de riesgo de mercado para algunas fechas exploratorias. Dichas fechas son Noviembre 28 del 2007 y Diciembre 3 del 2007, esta última, según el National Bureau of Economic Research (NBER)⁹ es la fecha en la cual comienza la crisis *subprime*, sin embargo se debe resaltar que la asignación de fechas para periodos de crisis puede representar aún motivos de mucho debate, pues como plantea Baur (2012), al haber crisis de duraciones tan largas como la crisis *subprime*, la identificación de dicho periodo se hace problemática.

De la elaboración de los mapas de riesgo que se encuentran en la parte inferior, se infiere que días antes de la crisis (Noviembre 28 del 2007) existían niveles de riesgo moderadamente altos en varios países (zonas de rojos), sin embargo, después al considerar la fecha tentativa del inicio de la crisis (Diciembre 3 del 2007) en el otro mapa, se observa que dichos niveles aunque seguían siendo altos, fueron comparativamente menores respecto a la fecha anterior para Estados Unidos, mientras que para otros países sí aumentaron, por lo cual, dichas economías presentan un rojo más fuerte en el segundo mapa, y representan que dicha crisis pudo haber generado efectos notables en algunos países con fuertes relaciones con EE.UU como China y México, que aumentaron su frecuencia acumulada de VaR, pero que en general no aumentó el riesgo global de la mayoría de países, ya que incluso en Europa, varias economías bajaron su nivel de riesgo. Lo que podría indicar, a simple vista que la crisis *subprime* pudo tener más que efectos de contagio, efectos de aglomeración entre países desarrollados con fuertes vínculos al mercado estadounidense y de desincronización con respecto al resto de economías.

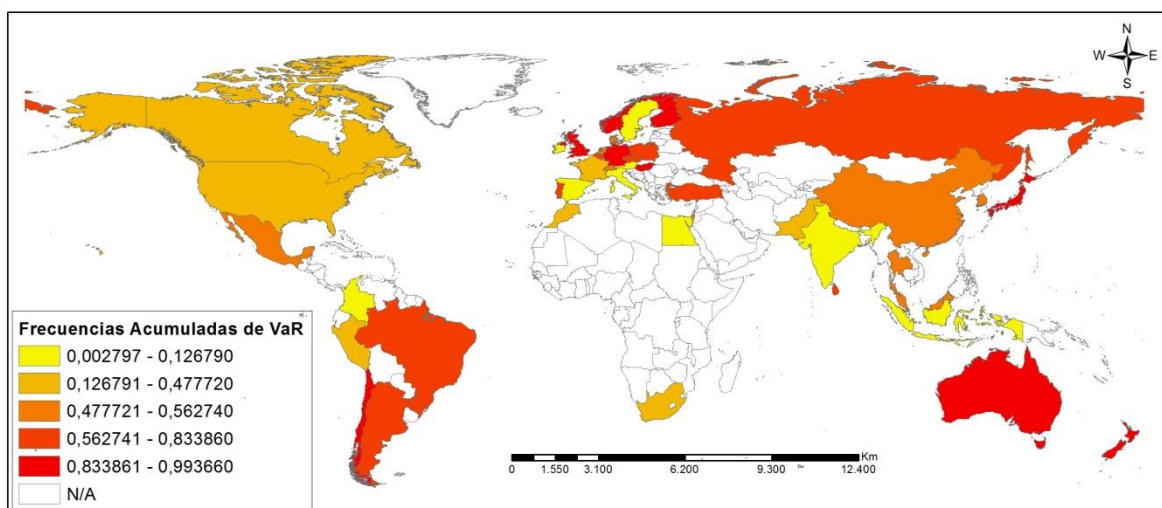
⁹ Las fechas son obtenidas con base en el paquete RecDum de Eviews que sigue al NBER.

Gráfico 1. Mapas de Riesgo en *Noviembre 28 del 2007*



Fuente: Elaboración Propia

Gráfico 2. Mapas de Riesgo en *Diciembre 3 del 2007*

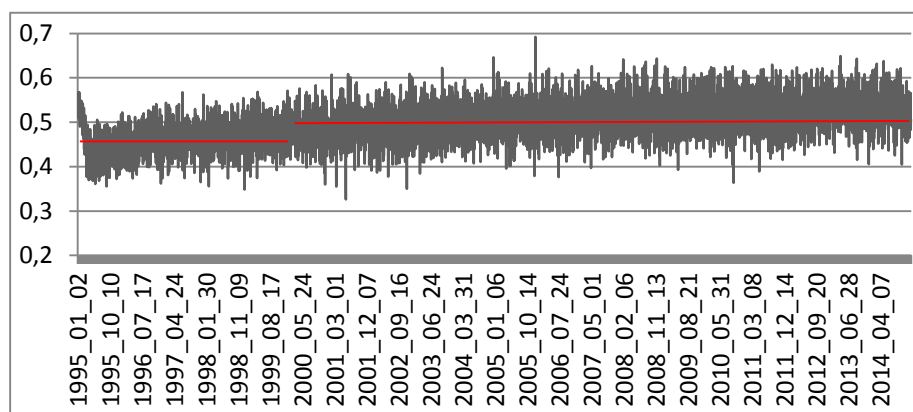


Fuente: Elaboración Propia

Además de esto, se obtiene la media de las 45 frecuencias acumuladas de los VaR, y se observa que después del año 2000 dicha media comienza a fluctuar alrededor de un valor más alto en comparación con el inicio de la muestra e incluso a tener valores atípicos mayores, lo que podría indicar, que desde la crisis *punto com*, han comenzado a aumentar en promedio los niveles de riesgo en muchas economías, aspecto que se puede haber reforzado con las últimas dos crisis, la *subprime* y la europea, de las cuales

todavía persisten efectos. Sin embargo, se debe decir que dicha media presenta gran volatilidad, lo que hace que las conclusiones que se saquen de esta sean solo exploratorias.

Gráfico 3. Promedio de las frecuencias acumuladas de los VaR



Fuente: Elaboración Propia

5.2 Índices de Moran

5.2.1 Significancia Estadística

Al ser los índices de Moran estimados para cada día, resulta engorroso ver la significancia estadística para cada uno, por lo cual se decide hacer *pseudo* p-valores para toda la muestra y por año de estudio, con lo que se obtiene que los índices calculados son bastante significativos o diferentes de cero dentro de toda la muestra y para cada año (Tabla 1 y 2). Se debe decir, que los análisis descriptivos de dichos índices se realizan en la sección 5.2.5 por cuestión de pertinencia.

Tabla 1. Pruebas de significancia estadística de los índices de Moran para la muestra completa.

Variable	<i>Pseudo</i> P-valor	Estadístico t	Desviación Estándar
Índice de Moran Geográfico	1.4E-103	22.11	0.04
Índice de Moran Económico Mundial	1.3E-116	-23.55	0.05
Índice de Moran Económico América	0.0E+00	-43.71	0.22

Índice de Moran Económico Europa	0.0E+00	-62.35	0.06
Índice de Moran Económico Asia	0.0E+00	-58.30	0.11

Fuente: Elaboración Propia

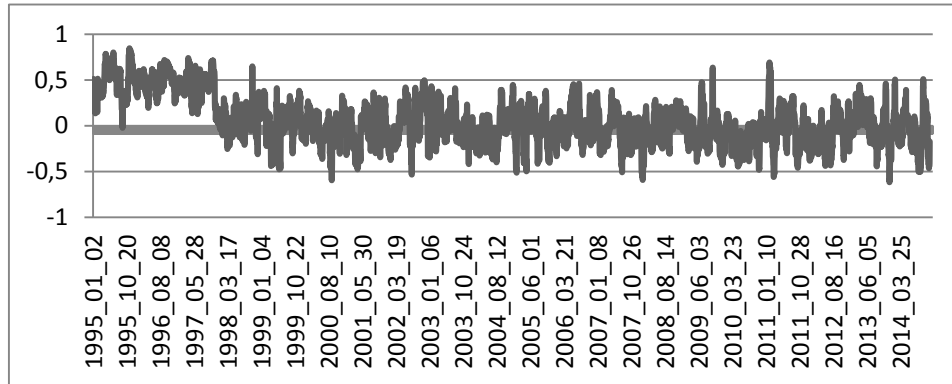
Tabla 2. *Pseudo* P-valores para los índices de Moran por año.

Año	Índice de Moran Geográfico	Índice de Moran Económico Mundial	Índice de Moran Económico América	Índice de Moran Económico Europa	Índice de Moran Económico Asia
1995	3.8E-13	2.4E-06	1.4E-13	1.2E-23	2.3E-45
1996	1.4E-10	2.1E-03	6.6E-18	9.7E-25	2.1E-30
1997	2.1E-17	6.8E-03	1.3E-09	1.5E-37	1.5E-24
1998	4.4E-05	2.1E-06	2.6E-17	1.8E-31	1.2E-26
1999	2.7E-07	7.9E-04	9.0E-12	3.6E-35	1.3E-22
2000	8.7E-04	3.6E-04	1.7E-18	4.1E-36	5.6E-19
2001	2.4E-05	5.1E-07	5.3E-23	9.0E-42	2.2E-25
2002	1.2E-03	5.7E-09	1.2E-19	8.3E-36	1.6E-26
2003	1.1E-03	4.6E-17	5.7E-25	1.6E-49	3.4E-28
2004	3.3E-05	1.6E-14	2.1E-24	1.3E-43	3.4E-25
2005	5.8E-02	1.4E-16	3.5E-24	6.5E-45	5.8E-29
2006	2.8E-03	8.4E-16	9.2E-29	4.2E-38	2.3E-29
2007	1.1E-03	6.8E-20	1.0E-25	1.2E-40	2.0E-27
2008	1.3E-04	1.2E-12	1.0E-22	4.6E-33	9.2E-32
2009	5.5E-03	2.2E-15	1.9E-23	5.5E-41	1.1E-34
2010	1.5E-03	1.1E-10	4.7E-20	6.9E-40	5.7E-36
2011	6.0E-10	3.9E-08	3.9E-13	1.5E-34	5.0E-37
2012	2.6E-12	2.9E-05	8.1E-19	2.3E-21	2.1E-41
2013	2.5E-16	1.8E-01	1.1E-19	7.1E-15	4.4E-50
2014	3.2E-12	4.1E-01	1.8E-18	1.1E-17	1.9E-40

Fuente: Elaboración Propia

5.2.2 Correlaciones

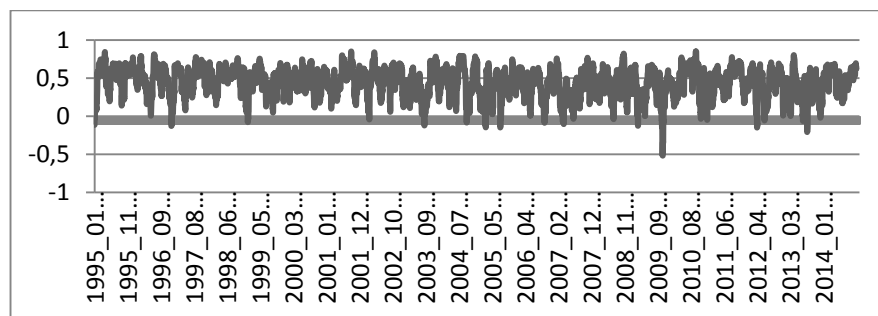
Gráfico 4. Correlación entre Índice de Moran Geográfico e Índice de Moran Económico Mundial



Fuente: Elaboración Propia

Se observa que a partir de 1997 la correlación entre dichos índices (Moran económico y geográfico mundial) comienza a disminuir notablemente, lo cual significa que desde ese año su asociación lineal disminuye y comienzan a divergir en su comportamiento, posiblemente a causa de que en dicho periodo empiezan episodios de crisis (crisis Asiática), que recoge elementos de tipo más económico que geográfico y que pueden estar reflejados por el índice de Moran con ponderaciones comerciales y dejado a un lado por el índice de Moran con ponderaciones geográficas. Además, que las relaciones comerciales pueden estar reflejando de mejor manera el comportamiento del nivel de riesgo de los países, el cual según el análisis del Gráfico 3 cambió desde años cercanos al 2000.

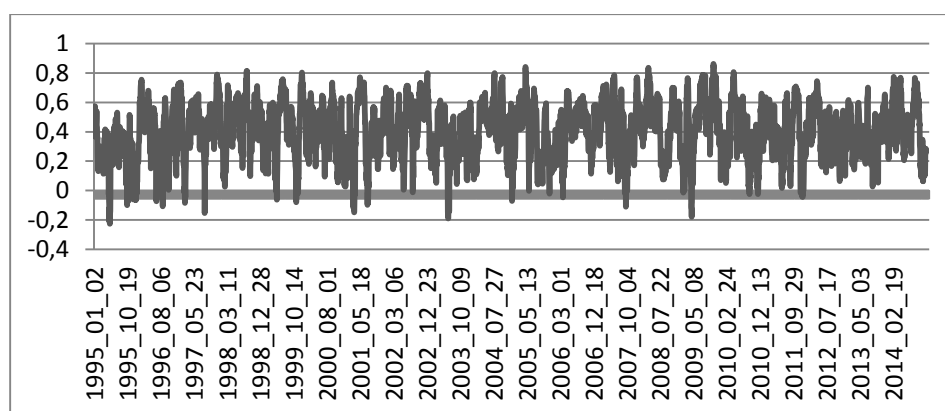
Gráfico 5. Correlación entre Índice de Moran Económico Mundial e Índice de Moran Económico de América



Fuente: Elaboración Propia

Se percibe que en general, existe una correlación elevada y positiva que pocas veces pasa por el cero, lo cual podría indicar que el comportamiento del continente americano puede representar muchos de los efectos globales, aspecto posiblemente asociado a que dentro de dicho continente se encuentra Estados Unidos. Sin embargo, existen comportamientos contrarios alrededor de 1996, 2004 y 2009, y otros periodos donde su relación es muy leve.

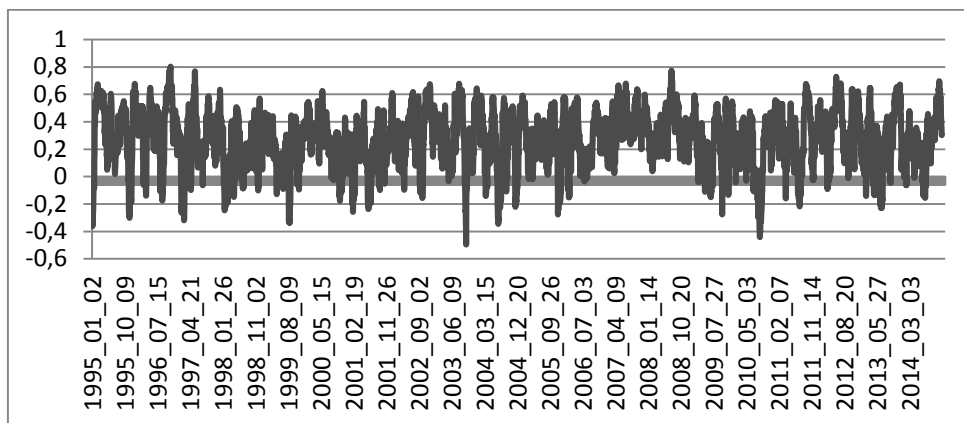
Gráfico 6. Correlación entre Índice de Moran Económico Mundial e Índice de Moran Económico de Europa



Fuente: Elaboración Propia

Se observa que el índice de Moran de Europa también tiene una correlación positiva y elevada con el índice de Moran económico mundial, representando posiblemente comportamiento similar entre lo acontecido en Europa y a nivel global, considerando global como los 45 países estudiados. Se debe decir también, que dicha correlación presenta varios periodos de comportamiento contrario e incluso de relación nula, posiblemente a causa de fenómenos con efectos de tipo más regional.

Gráfico 7. Correlación entre Índice de Moran Económico Mundial e Índice de Moran Económico de Asia



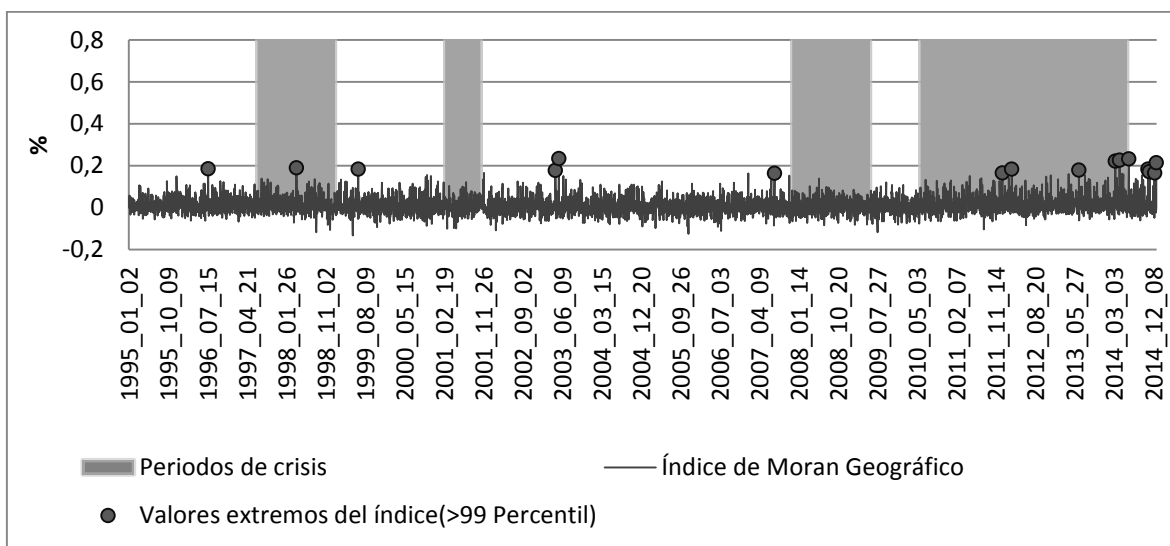
Fuente: Elaboración Propia

De este comportamiento del coeficiente de correlación, se observa que el índice de Moran de Asia tiene una correlación pequeña o moderadamente positiva en el periodo de análisis con el índice mundial, ya que existen muchos periodos en los que el comportamiento de los índices es disímil, lo cual, se puede asociar con la existencia de periodos de tiempo en los que el comportamiento de Asia no se ve reflejado a nivel global, posiblemente debido a que sus crisis pueden tener efectos más fuertes en el ámbito regional.

De manera general, se contempla que el índice de Moran Económico, es decir con ponderaciones comerciales, para América y Europa podrían representar en mayor medida el comportamiento de los 45 países analizados, aspecto que puede ser asociado a que muchos de los países con mayor importancia financiera y económica se ubican dentro de dichos continentes. Además, se encuentra que el índice económico podría recoger efectos que el geográfico deja por fuera, lo que se puede asociar a que en mayor medida que la posición geográfica, vínculos de largo plazo como los comerciales juegan un papel relevante dentro de la transmisión de choques.

5.2.3 *Análisis gráfico y existencia de contagio*

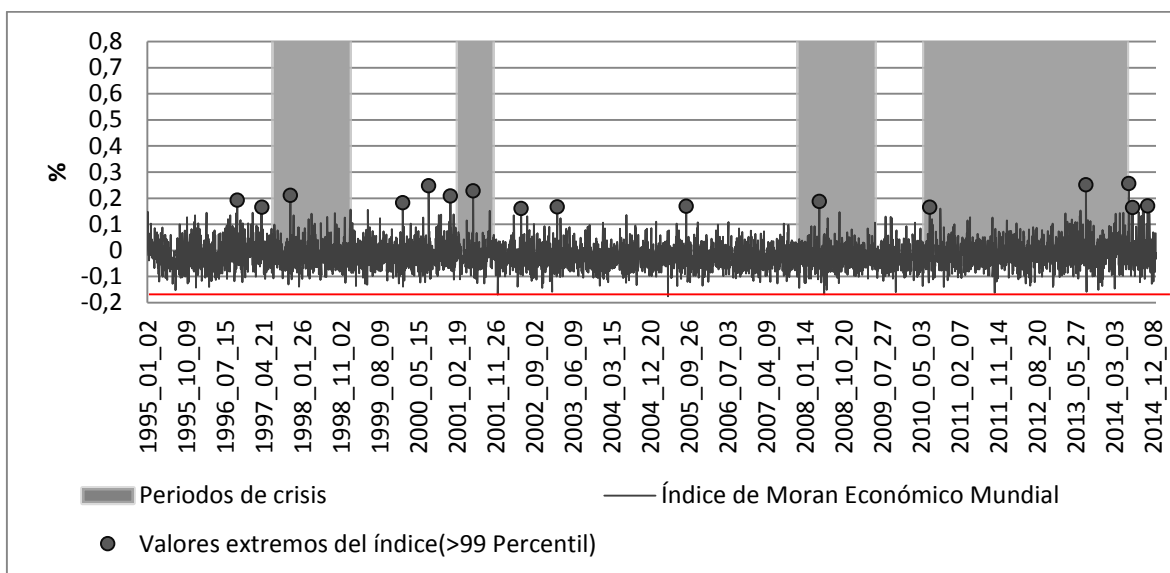
Gráfico 8. Periodos de Contagio usando el Índice de Moran Geográfico.



Fuente: Elaboración Propia

Considerando cuatro periodos de crisis económica y financiera: La crisis Asiática, la crisis *punto com*, la crisis *subprime* y la crisis del Euro, las cuales fueron fechadas según informes del FMI y fechas provistas por el NBER, se observa que los valores máximos del índice de Moran con ponderaciones geográficas, caen dentro del periodo de crisis Asiática y el de crisis del Euro, los cuales reportan los valores más altos dentro del conjunto de mayores al 99 percentil del índice y tienen mayor aglomeración con periodos bajos y leves de desincronización. Sin embargo, en el caso de la crisis Asiática no existen periodos consecutivos o cercanos con valores extremos del índice que representen el contagio, por lo cual dicho índice sería poco robusto pero daría un panorama previo de que con solamente la consideración geográfica se obtienen resultados interesantes. Los valores extremos del índice por fuera de los periodos de crisis, podrían considerar episodios de contagio o sincronización en momentos que no se han estudiado todavía, por ejemplo episodios de *Boom*.

Gráfico 9. Periodos de Contagio usando el Índice de Moran Económico Mundial.



Fuente: Elaboración Propia

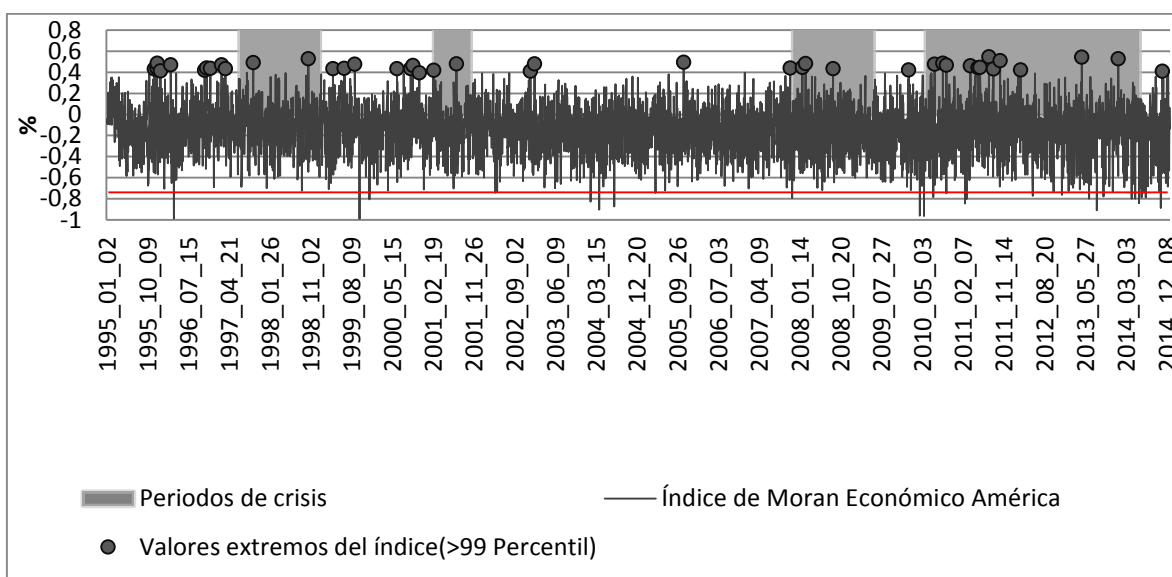
Al considerar los valores máximos del índice de Moran con ponderaciones comerciales, se obtiene que aunque estos caen dentro de los cuatro periodos considerados como crisis económica, y se pueden entender como episodios de contagio, los de niveles más elevados y los de mayor aglomeración y con menores y más leves episodios de desincronización (pocos y pequeños valores negativos del índice) son los ubicados en la crisis *punto com* y la crisis del Euro, por lo tanto, el contagio más evidente se presenta durante dichos periodos. Los valores extremos del índice que caen por fuera de los periodos de crisis, podrían corresponder como se dijo también con anterioridad a periodos de contagio o sincronización entre países, en episodios de *boom* o de estrés financiero.

Para el caso del índice de Moran con ponderaciones comerciales para América, Europa y Asia, expuestos en los Gráficos 10, 11 y 12, se observa que dichos índices presentan niveles altos de desincronización a través del tiempo (valores muy negativos del índice), especialmente en el caso de América y Asia, lo cual se puede deber a la elevada heterogeneidad de dichos continentes, especialmente América en donde coexisten economías desarrolladas y subdesarrolladas y donde los efectos y episodios de contagio pueden no ser tan claros. Sin embargo, se puede identificar que para el caso de América aunque valores extremos caen sobre los cuatro episodios de crisis, los periodos con menor cantidad de episodios de desincronización (valores del índice por encima de la línea roja) y con

altos y aglomerados niveles del índice que se podrían considerar como contagio ocurren alrededor de la crisis *punto com*, Para el caso de Europa, los valores extremos del índice caen sobre la crisis Asiática y la crisis del Euro, siendo esta última la que tiene mayor cantidad de puntos máximos y con mayor aglomeración, identificando posible contagio en las dos crisis mencionadas.

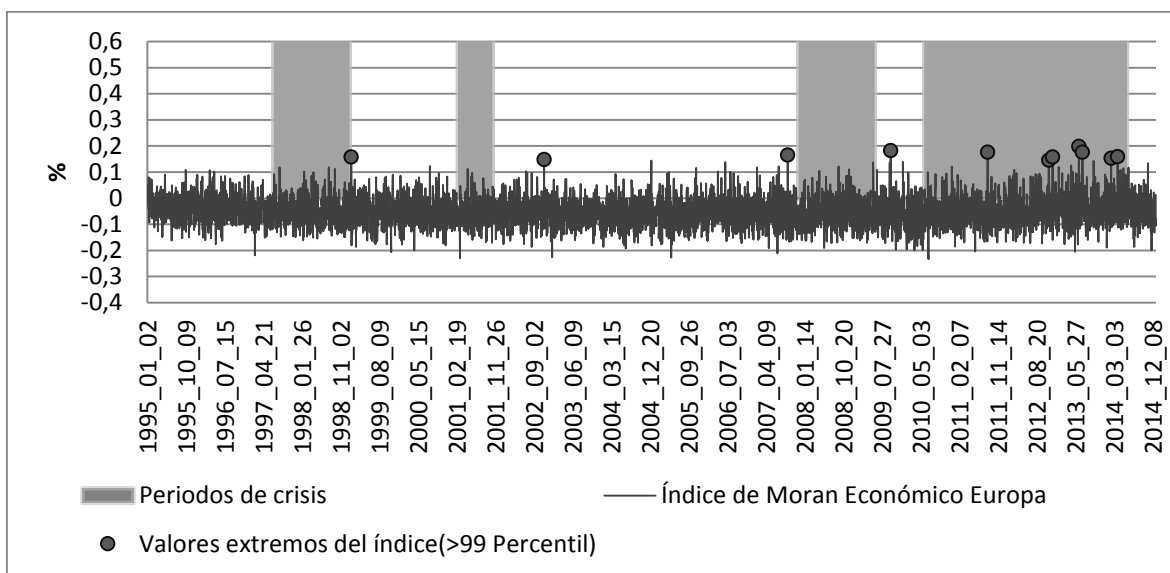
En el caso de Asia, los episodios de crisis en donde caen valores elevados del índice, son la crisis Asiática con valores bastante aglomerados y la crisis *subprime* marginalmente, no obstante existe una gran desincronización. Cabe resaltar, que debido a la heterogeneidad de los continentes antes mencionada, la identificación de episodios de contagio se hace difícil y se podría pensar en hacer categorías de países según algún tipo de relación de tipo más económica.

Gráfico 10. Periodos de Contagio usando el Índice de Moran Económico América.



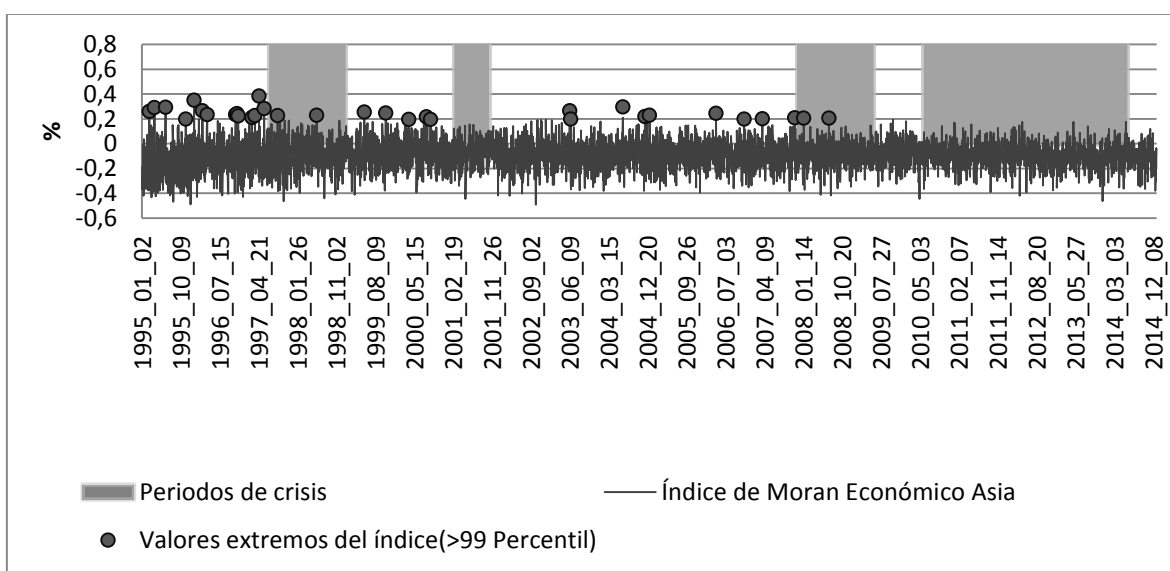
Fuente: Elaboración Propia

Gráfico 11. Periodos de Contagio usando el Índice de Moran Económico Europa.



Fuente: Elaboración Propia

Gráfico 12. Periodos de Contagio usando el Índice de Moran Económico Asia.



Fuente: Elaboración Propia

5.2.4 Identificación de Contagio y Quiebres Estructurales

Después del análisis gráfico, se hace un análisis más robusto, teniendo en cuenta la prueba de quiebres estructurales múltiples global siguiendo a Bai (1997), Bai y Perron (1998) y Perron (2006) sobre un modelo en media o modelo ingenuo¹⁰:

$$\text{Índice de Moran}_t = \alpha_o + \varepsilon_t \quad [4]$$

Siendo α_o la constante y ε_t un término de error con todas las características deseables en Mínimos Cuadrados Ordinarios. De aquí, el contagio va a venir dado en momentos en los que ocurran quiebres estructurales, lo cual significa un cambio en el proceso generador de datos y con ello en el comportamiento del índice, lo cual se aproxima a la definición de contagio de Rigobon (2002), en la que se interpreta el contagio como un cambio en la fuerza con la que se transmiten los choques, que en este caso vienen dados por momentos fuera de los fundamentales o momentos extremos, es decir, alejados del comportamiento normal del índice.

Tabla 3.

Prueba Global de Quiebres Múltiples de Bai y Perron		
<i>Variable</i>	Número de Quiebres	Fechas
	UDmax / WDmax	
<i>Índice de Moran Geográfico</i>	1 / 2	4/30/1998, 4/20/2011
<i>Índice de Moran Económico Mundial</i>	2 / 2	12/04/2001, 11/17/2011
<i>Índice de Moran Económico América</i>	1 / 1	3/20/2001
<i>Índice de Moran Económico Europa</i>	2 / 2	9/25/1998, 12/28/2011
<i>Índice de Moran Económico Asia</i>	1 / 1	1/14/1998

Nota: Trimming 0.15, Max. breaks 5, Nivel sig 0.05.

Fuente: Elaboración Propia

¹⁰ Estimado con MCO corregido por errores estándar robustos usando la matriz HAC de Newey y West.

Después de realizar la prueba, se obtiene que aunque dentro de los cuatro periodos de tiempo en los que se ubican las crisis existen cambios estructurales (ver Anexo 1) para los cinco índices de Moran, los episodios de cambios estructurales óptimos (estadísticos F con y sin ponderar maximizados entre el número de quiebres) y por ende de existencia de contagio de forma más robusta ocurren para el índice geográfico en Abril de 1998(Crisis Asiática) y Abril de 2011(Crisis del Euro), para el índice económico mundial en Diciembre del 2001(Crisis *punto com*) y Noviembre del 2011(Crisis del Euro), para el índice correspondiente al continente americano Marzo del 2001(Crisis *punto com*), para Europa Septiembre de 1998(Crisis Asiática) y Diciembre del 2011(Crisis del Euro), y para Asia en enero de 1998(Crisis Asiática).

Lo anterior, da evidencia de que la crisis Asiática, la *punto com* y la del Euro podrían haber causado mayores efectos de contagio en la muestra de 45 países seleccionados, generando momentos de comportamientos sincronizados de riesgo, ponderados por canales comerciales de largo plazo en eventos extremos por fuera de los fundamentales, lo que representa más que simple interdependencia o co-movimientos en el sentido de Rigobon (2002). Además considerando el índice económico mundial, se evidencia el notable efecto de contagio en la crisis *punto com* y la Europea, la primera que acompañada con la burbuja *puntocom* y con los excesos de la llamada nueva economía, además de la fuerte especulación, generó efectos notorios en muchos países, especialmente quiebras, cierres y fusiones de compañías tecnológicas y de la comunicación que venían teniendo bastante importancia a nivel global.

La segunda crisis con episodios de contagio, a la que también se le llama crisis de la zona euro, puede reflejar los comportamientos sincronizados de los fondos de inversión de varios países y de sus mercados accionarios, ante el estallido de la burbuja inmobiliaria acontecida años atrás que pudo además tener efectos transferidos sobre la deuda soberana. También la existencia de una moneda común pudo haber acelerado los procesos de contagio, más aún cuando se consideran el canal comercial.

Por otro lado, un hecho que podría parecer contra intuitivo y contradecir algunos de los planteamientos de la literatura, es la evidencia de que en la *subprime*, no existieron procesos fuertes de contagio financiero, lo cual podría indicar que dicha crisis tuvo efectos más notorios y significativos en algunos países desarrollados y en otros con fuertes vínculos con Estados Unidos, lo que va en congruencia con los mapas de riesgo mostrados con anterioridad, además que se podrían evidenciar efectos de desincronización durante dicha crisis, aspecto relacionado con procesos de *Decoupling* sobre todo en el ámbito real, en donde el comportamiento de los países emergentes podría ir en dirección contraria al de Estados Unidos durante la crisis *subprime* (Kose, Otrok, y Prasad, 2008).

5.2.5 Estadísticas descriptivas

Tabla 4.

Índice de Moran Geográfico			
Mediana	0,011	0,001	0,013
Varianza	0,001	0,001	0,004
Asimetría	0,860	0,707	1,231
Curtosis	0,624	0,910	0,839
<i>Pseudo</i> P-valor	3,70E-40	1,65E-35	4,82E-44

Fuente: Elaboración Propia

Tabla 5.

Índice de Moran Económico Mundial			
Mediana	-0,010	-0,019	0,006
Varianza	0,002	0,002	0,003
Asimetría	-0,187	0,291	0,407
Curtosis	-0,324	0,939	-0,071
<i>Pseudo</i> P-valor	8,42E-40	2,6E-123	0,011

Fuente: Elaboración Propia

Tabla 6.

Índice de Moran Económico América		
Mediana	-0,046	-0,055

Varianza	0,003	0,004
Asimetría	0,273	0,508
Curtosis	0,408	0,420
<i>Pseudo</i> P-valor	6,63E-82	1,5E-278

Fuente: Elaboración Propia

Tabla 7.

Índice de Moran Económico Europa			
Mediana	-0,100	-0,117	-0,137
Varianza	0,044	0,047	0,048
Asimetría	-0,099	-0,170	-0,391
Curtosis	0,118	-0,041	-0,005
<i>Pseudo</i> P-valor	8,08E-99	0,00	2,38E-50

Fuente: Elaboración Propia

Tabla 8.

Índice de Moran Económico Asia		
Mediana	-0,129	-0,083
Varianza	0,022	0,011
Asimetría	0,204	-0,122
Curtosis	-0,192	0,250
<i>Pseudo</i> P-valor	3,79E-96	0,00

Fuente: Elaboración Propia

Tabla 9.

Prueba de efecto ARCH (Ho=No existe Heteroscedasticidad)		
<i>Modelo Ingenuo con variable dependiente:</i>	<i>Estadístico F/ Obs*R²</i>	<i>Prob. F / Prob. χ^2</i>
<i>Índice de Moran Geográfico</i>	0.1272 / 0.1273	0.7212 / 0.7212
<i>Índice de Moran Económico Mundial</i>	0.0839 / 0.0839	0.7720 / 0.7720
<i>Índice de Moran Económico América</i>	0.0013 / 0.0013	0.9709 / 0.9709
<i>Índice de Moran Económico Europa</i>	0.0740 / 0.0741	0.7854 / 0.7854
<i>Índice de Moran Económico Asia</i>	18.21 / 18.15	2.009e-05 / 2.03e-05

Fuente: Elaboración Propia

De las estadísticas descriptivas, las cuales dividen los índices según la fecha de quiebre estructural hallada para cada uno, y de las pruebas de heteroscedasticidad, se obtiene que el índice de Moran geográfico presenta medianas positivas y más altas, en sus tres submuestras, lo cual puede estar asociado con mayores niveles de sincronización entre países. Por otra parte, los demás índices presentan medianas en mínimo dos submuestras, en donde estas son negativas, es decir, que presentan algunos episodios de desincronización aunque estos valores son muy pequeños y podrían considerarse poco significativos. Además de lo anterior, se observa que la varianza, aunque pequeña para todos los índices, es comparativamente más alta en el caso de Europa y Asia.

Si se considera la asimetría y la curtosis, se observa que después de las fechas en donde se parte la muestra, dicha curtosis se vuelve positiva o negativa pero con valores muy bajos, indicando que existen pocos valores extremos del índice, y si se considera además la asimetría, en la mayoría de los casos, dichos valores atípicos van a ubicarse en el segmento positivo alejado de la media, es decir que dichos valores podrían asociarse con algunos eventos de contagio con mayor sincronización entre países. Cabe resaltar, que teniendo en cuenta los *pseudos* p-valores hallados, todos los índices de Moran estudiados son estadísticamente diferentes de cero en cada submuestra.

Por último si se tienen en cuenta las pruebas de heteroscedasticidad de los índices, se observa que el único que contiene efectos ARCH, es decir, que su varianza condicional cambia es el índice correspondiente para Asia.

5.2.6 *Sincronización durante crisis económicas*

Después de esto, y en aras de ver el comportamiento de los índices de Moran durante las crisis económicas, se elaboraron cinco variables dicotómicas, cuatro de ellas considerando el valor de 1 cuando se esté en presencia de periodos de crisis (Tomando fechas aproximadas de inicio y finalización según el Fondo Monetario Internacional y el NBER) y ubicando el valor de 0 en otro caso. Cada una de

las cuatro variables dicotómicas que se mencionan representan la crisis Asiática, *punto com*, *subprime* y del Euro, y la quinta variable dicotómica la cual se puede interpretar como una variable indicadora de crisis general, toma el valor de 1 cuando cualquiera de los cuatro episodios de crisis ocurran y 0 en otro caso.

Se estimaron dos tipos de modelos de MCO corregidos por errores robustos con la matriz HAC de Newey-West, uno en el que se incluye como variable explicativa la dicotómica de crisis general y otro en el que se incluyen las cuatro variables de crisis. La variable explicada son los índices de Moran.

De lo anterior, se obtiene que para el índice de Moran geográfico y para el Económico mundial (Tablas 8, 9, 10 y 11), la dicotómica de crisis general es significativa y positiva, por lo cual, de manera global en momentos de crisis existen periodos de mayor sincronización y posiblemente contagio, por lo que el índice de Moran aumenta, indicando que los países realizan comportamientos similares o correlacionados en la mayoría de eventos extremos. Por otro lado, cuando se incluyen las cuatro variables dicotómicas de crisis, se observa que el Moran geográfico aumenta en el periodo de la crisis Asiática y la crisis del Euro, mientras que el índice Económico aumenta ante la crisis *punto com* y la del Euro, mostrando evidencia de sincronización y posible contagio entre economías en dichos periodos, sin embargo, para este último índice la primera crisis mencionada(*punto com*) resulta no ser significativa, posiblemente debido a las fechas escogidas.

Otro hecho relevante, es que en ambos índices la crisis *subprime* tiene un efecto significativo y negativo, lo que revalida los hechos mencionados con anterioridad de posible *decoupling* durante esta crisis.

Además de esto, al analizar las regresiones con los otros índices de Moran (Ver Anexo 2), se observa que existen comportamientos muy disimiles. Con excepción del índice de América, los otros dos índices presentan la dicotómica de crisis general significativa, aunque en el caso asiático es muy pequeño el coeficiente, teniendo en cuenta que se modeló la heteroscedasticidad corroborada en la sección previa (Anexo 4). Adicionalmente, cuando se hacen las regresiones considerando las cuatro variables de crisis, se observan comportamientos también muy diferentes, lo cual es influenciado como

ya se dijo por la elección de las fechas que pueden hacer variar de manera importante la significancia de dichas variables.

Tabla 10. Modelo con dicotómica de crisis general para el índice de Moran geográfico.

Variable dependiente: <i>Índice de Moran geográfico</i>				
Variable	Coefficiente	Error Estándar	Estadístico t	Prob.
C	0.0106	0.0007	14.7333	3.618e-48
<i>Dicotomica de Crisis</i>	0.0039	0.0012	3.2453	0.0013
R-2 Ajustado	0.0021			
Estadístico F	12.0667	Estadístico Durbin-Watson		1.9765
Prob(Estadístico F)	0.0005			

Fuente: Elaboración Propia

Tabla 11. Modelo con las cuatro dicotómicas de crisis para el índice de Moran geográfico

Variable dependiente: <i>Índice de Moran Geográfico</i>				
Variable	Coefficiente	Error Estándar	Estadístico t	Prob.
C	0.0106	0.0007	14.7290	3.84e-48
Crisis Asiática	0.0042	0.0025	1.6247	0.1042
Crisis del Euro	0.0076	0.0015	5.0487	4.59e-07
Crisis <i>Subprime</i>	-0.0031	0.0016	-1.9261	0.0541
Crisis <i>Punto com</i>	-0.0029	0.0027	-1.0885	0.2763
R-2 Ajustado	0.0066			
Estadístico F	9.6898	Estadístico Durbin-Watson		1.9867
Prob(Estadístico F)	8.3332e-08	Estadístico F Wald		9.7218
Prob(Estadístico F Wald)	7.8439e-08			

Fuente: Elaboración Propia

Tabla 12. Modelo con dicotómica de crisis general para el índice de Moran Económico.

Variable dependiente: *Índice de Moran Económico*

Variable	Coefficiente	Error estándar	Estadístico t	Prob.
C	-0.0175	0.0010	-17.5317	6.5838e-67
<i>Dicotomica de Crisis</i>	0.0032	0.0015	2.0855	0.0370

R-2 Ajustado	0.0008		
Estadístico F	5.2828	Estadístico Durbin-Watson	1.9302
Prob(Estadístico F)	0.0215	Estadístico F Wald	4.3496
Prob(Estadístico F Wald)	0.0370		

Fuente: Elaboración Propia

Tabla 13. Modelo con las cuatro dicotómicas de crisis para el índice de Moran económico.

Variable dependiente: <i>Índice de Moran Económico</i>				
Variable	Coficiente	Error Estándar	Estadístico t	Prob.
Constante	-0.0175	0.0011	-15.0260	5.4542e-50
Crisis Asiática	0.0034	0.0027	1.2498	0.2114
Crisis del Euro	0.0071	0.0020	3.5246	0.0004
Crisis <i>punto com</i>	0.0024	0.0023	1.0182	0.3086
Crisis <i>Subprime</i>	-0.0061	0.0021	-2.9509	0.0031
R-2 Ajustado	0.0052			
Estadístico F	7.8763	Estadístico Durbin-Watson		1.9397
Prob(Estadístico F)	2.51e-06	Estadístico F Wald		8.2213
Prob(Estadístico F Wald)	1.31e-06			

Fuente: Elaboración Propia

6. Conclusiones

A través de la propuesta metodológica de esta investigación, se logró evidenciar que la econometría espacial y específicamente la asignación de pesos diferentes a las relaciones entre países, teniendo en cuenta vínculos económicos y geográficos, podría representar un aporte a la literatura de contagio e interdependencia, al no asignar una ponderación homogénea como se hace en otras metodologías (coeficientes de dependencia asintóticos o modelos de correlaciones de varianza). De esta forma permite capturar elementos de largo plazo importantes, subyacentes en las relaciones entre economías, y que permiten seguir explorando en el mejor entendimiento de cómo cambian las vínculos de dependencia conforme a los países estudiados, es decir de cómo aparece el contagio financiero de acuerdo a características específicas entre países.

Teniendo en cuenta los objetivos planteados inicialmente, se observa que el espacio ya sea desde una medida de contigüidad económica o geográfica, juega un papel relevante dentro del estudio de contagio financiero, ya que como menciona Luchtenberg y Vu (2015), muchas veces los mercados de los países son menos influenciados por los efectos propios del país de lo que son influenciados por mercados de otras economías. Se puede inferir que aunque los canales de tipo geográfico tienen un buen ajuste en la identificación de contagio, algo similar a lo hallado por Rejeb(2013), los canales económicos de largo plazo relacionados con vínculos de tipo comercial, pueden tener mayor capacidad, ya que consideran elementos como los socios comerciales, las particularidades de los bienes exportados y otros elementos importantes que podrían contribuir a las correlaciones de mercados de activos internacionales durante las crisis. Siendo esta la primera vez que, por medio de un índice de relaciones de dependencia extremas (por fuera de los fundamentales) de riesgo de mercado, de largo plazo, se logran identificar episodios de contagio.

Los episodios de contagio identificados a través del índice económico global, es decir teniendo en cuenta las 45 economías analizadas, son Diciembre del 2001 y Noviembre del 2011, fechas relacionadas con la crisis *punto com* y la crisis del Euro, las cuales presentan cambios estructurales en su comportamiento normal, es decir que presentan un quiebre en el proceso generador de datos, lo que dentro de este contexto representa una aumento en la fuerza con la cual se transmiten los choques extremos y ocurren por fuera de los fundamentales. Además se observa que las crisis en las que se identificó contagio, son las que representan mayores valores del índice, y por ende, son los periodos en donde existió mayor sincronización entre países.

De lo mencionado anteriormente, se puede decir que la crisis *punto com*, que vino acompañada por la burbuja tecnológica y excesos de la denominada nueva economía, generó grandes efectos negativos sobre muchos países, reflejados en quiebras, fusiones y cierres de compañías dedicadas a la tecnología y la comunicación con bastante relevancia a nivel mundial, efectos que además pudieron transmitirse dentro del mercado accionario. De igual forma, la crisis del Euro, que pudo deberse entre muchas

cosas, al estallido de la burbuja inmobiliaria de años atrás y el traspaso de sus efectos a la deuda soberana, podría haber generado importantes choques negativos sobre varias economías ya sea a través del mercado accionario o a través de las consecuencias de tener una moneda común.

Por otro lado, se halla que la crisis *subprime* no evidencia episodios de contagio financiero, y más bien, posee elementos de desincronización entre países, lo que va en dirección a la hipótesis de *decoupling*, en donde el comportamiento de los desarrollados es independiente de los emergentes, y que además se relaciona con lo planteado por Dimitriou, Kenourgios y Simos(2013) y Dooley y Hutchison(2009), quienes mencionan que dicha crisis presenta señales de desincronización posiblemente debido a que varios países hicieron reformas antes de su aparición, como por ejemplo aumentos sustanciales en los activos de reserva, reducciones en la deuda pública neta, menor exposición de los emergentes a divisas, y en algunos casos con posiciones largas en dólares, limitación de préstamos a la banca extranjera, mejor monitoreo de la deuda en moneda extranjera de las empresas no financieras, y superávits en cuenta corriente y fiscal primaria. Hecho que permite evidenciar que las crisis económicas son diferentes y generan resultados diversos, ya que mientras en algunos casos producen sincronización, en otros pueden producir lo contrario, lo cual se va a deber a elementos propios e idiosincrásicos de cada crisis.

Otro argumento que sustenta la no identificación de contagio durante la crisis *subprime*, está relacionado con el planteamiento de Syllignakis y Kouretas (2011), quienes mencionan que los fundamentales macroeconómicos, y especialmente variables de tipo monetario y de tipo de cambio, tuvieron sustancial poder explicativo en el aumento en las correlaciones condicionales entre países durante la crisis, y por ende no se consideraría como contagio según nuestra definición, ya que la transmisión de los choques no ocurriría en exceso de los fundamentales, sino que sería explicada por ellos mismos.

Se encontró además, que el comportamiento de América y Europa podrían reflejar en mayor medida el comportamiento global, lo que es coherente debido a que la mayoría de países desarrollados podrían agruparse dentro de esos dos continentes.

Finalmente, este estudio es relevante tanto para formuladores de política como para fondos de inversión, ya que a través del seguimiento del índice de Moran, acompañado con el seguimiento de las frecuencias de VaR y los mapas de riesgo, se pueden identificar momentos en los cuales se observen comportamientos anómalos del riesgo global, y con ello, tomar decisiones de portafolio, regulación, pero más importante, de intervención, como por ejemplo la provisión de financiamiento y liquidez para estabilizar la economía y de esta forma evitar efectos adversos sobre los países, y por ende, más específicamente, sobre el bienestar de las personas.

Para terminar, otros posibles trabajos que consideren diferentes variables objetivo o combinaciones lineales de ellas y diferentes formas de agrupación de los países según medidas económicas, podrían ayudar a la creación de índices de Moran de manera regional que provean otros resultados interesantes.

Referencias

- Ahmad, W., Sehgal, S., y Bhanumurthy, N. (2013). Eurozone crisis and BRIICKS stock markets: Contagion or market interdependence?. *Economic Modelling*, 33, pp. 209-225.
- Aloui, R., Aïssa, M.S.B., y Nguyen, D.K. (2011). Global Financial Crisis, Extreme Interdependences, and Contagion Effects: The Role of Economic Structure? , *Journal of Banking & Finance*, 5(1),130-141.
- Arnold, M., Stahlberg, S., y Wied, D. (2011). Modeling different kinds of spatial dependence in stock returns. *Empirical Economics*, 44(2), 761–774. doi:10.1007/s00181-011-0528-2
- Asgharian, H., Hess, W., y Liu, L. (2013). A spatial analysis of international stock market linkages. *Journal of Banking & Finance*, 37(12), 4738–4754. doi:10.1016/j.jbankfin.2013.08.015
- Bai, J. (1997). Estimation of a Change Point in Multiple Regression Models, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 79(4), 551-563.

- Bai y Perron. (1998). Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Change, *Econometrica*, Vol. 1(66), 47-78.
- Baig, T. y GoldfanJn, I. (1999). Financial Market Contagion in the Asian Crisis, *IMF Staff Papers*, 46(2),167-195.
- Barker, D., y Loughran, T. (2007). The Geography of S&P 500 Stock Returns. *Journal of Behavioral Finance*, 8(4), 177–190. doi:10.1080/15427560701684884
- Baur, D. G. (2012). Financial contagion and the real economy. *Journal of Banking and Finance*, 36(10), 2680–2698.
- Bernardi, B. (2005). El Contagio Financiero en Países Emergentes, *Revista Científica. Pensamiento y Gestión*, 19, Universidad del Norte, pp.43-77.
- Bollerslev, T. (1986). “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity”, *Journal of Econometrics*, 31 (3), 307-327.
- Bollerslev, T. (2008). "Glossary to ARCH (GARCH)," CREATES Research Papers 2008-49, School of Economics and Management, University of Aarhus.
- Boyer, B., Gibson, M. y Loretan, M. (1999). Pitfalls in Test for Changes in correlations, *IFS Discussion Paper*, No. 597R, Federal Reserve Board.
- Calvo, G. (1999). “Contagion in Emerging Markets: When Wall Street is a Carrier”, *Working Paper*, University of Maryland.
- Calvo, G., y Mendoza, E. (2000). “Rational Contagion and the Globalization of Securities Markets”, *Journal of International Economics*, 51(1), pp. 79-113.

- Chari, V.V., y Kehoe, P.J. (1997). “Hot Money”, *NBER Working Paper*, 6007. Recuperado de: <http://www.nber.org/papers/w6007.pdf>.
- Cliff, A.D. y Ord, J.K. (1973). *Spatial autocorrelation*. Pion, London.
- Corsetti, G., Pesenti, P., Roubini, N. y Tille, C. (2000). “Competitive Devaluations: Toward a Welfare-Based Approach”, *Journal of International Economics*, 51(1), 217-41.
- Dimitriou, D., Kenourgios, D., y Simos, T. (2013). Global financial crisis and emerging stock market contagion: A multivariate FIAPARCHDCC approach. *International Review of Financial Analysis*, 30, 46-56.
- Dooley, M. y Hutchison, M., (2009). Transmission of the U.S. subprime crisis to emerging markets: evidence on the decoupling–recoupling hypothesis. *J. Int. Money Finance* 28 (8), 1331–1349.
- Drazen, A. (1998). “Political Contagion in Currency Crisis”, *NBER Working Paper*, 7211. Recuperado de: <http://www.nber.org/papers/w7211.pdf>
- Eckel, S., Löffler, G., Maurer, A., y Schmidt, V. (2011). Measuring the effects of geographical distance on stock market correlation. *Journal of Empirical Finance*, 18(2), 237–247. doi:10.1016/j.jempfin.2010.12.001.
- Edwards, S. y Susmel, R. (2000). Interest Rate Volatility and Contagion in Emerging Markets: Evidence from the 1990s, *NBER Working Papers* 7813, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Eichengreen, B., Rose, A., y Wyplosz, C. (1996). Contagious Currency Crises, *Working Paper*, No. 5681, NBER.
- Engle, R. (1982). “Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation”, *Econometrica*, 50(4), 987-1007.

- Engle, R. F. y Manganelli, S. (1999). “CAViaR: Conditional Autoregressive Value at Risk by Regression Quantiles”, *NBER Working Paper Series*, núm. 7341, National Bureau of Economic Research, Massachusetts, 1999.
- Engle, R. F. y Manganelli, S.(2001). “Value at Risk Models in Finance”, Working Paper Series, núm. 75, European Central Bank.
- Engle, R. F. y Manganelli, S. “CAViaR: Conditional Autoregressive Value at Risk by Regression Quantiles”, *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 22, núm. 4, American Statistical Association, pp. 367-381, 2004.
- Gerlach, S. y Smets, F. (1995). “Contagious Speculative Attacks”, *European Journal of Political Economy*, 11(1), 45-63.
- Fernández-Avilés, G., Montero, J.-M., y Orlov, A. G. (2012). Spatial modeling of stock market comovements. *Finance Research Letters*, 9(4), 202–212. doi:10.1016/j.frl.2012.05.002
- Fernandez, V. (2011). Spatial linkages in international financial markets. *Quantitative Finance*, 11(2), 237–245. doi:10.1080/14697680903127403
- Forbes, K., y Rigobon, R. (2001). *Measuring Contagion: Conceptual and Empirical Issues*, S. Claessens y K. Forbes (eds.), International Financial Contagion, Kluwer Academic Publishers, pp.480.
- Griffith, D.A. (1987). Spatial Autocorrelation: A primer. Association of American Geographers, *Resource Publications in Geography*.
- Goodchild, M.F. (1988). Spatial Autocorrelation. CATMOG 47.
- Guo, F., Chen, C. y Huang, Y.(2011).Markets contagion during financial crisis: A regime-switching approach. *International Review of Economics & Finance*, 20(1), 95-109.

- Kaminsky, G., y Reinhart, C. (1998). "On Crises, Contagion, and Confusion", *Journal of International Economics*, 51(1), pp. 145-168
- Keiler, S. y Eder, A.(2013). "CDS spreads and systemic risk: A spatial econometric approach," *Discussion Papers 01/2013*, Deutsche Bundesbank, Research Centre.
- 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.
- King, M. y Wadhwani, S. (1990). Transmission of Volatility Between Stock Markets, *Review of Financial Studies*, 3(1), 5-33.
- Kodres, L. y Pritsker, M. (2002). A Rational Expectations Model of Financial Contagion. *Journal of Finance*, 57(2) , 769-799.
- Koenker, R. y Bassett, G. (1978). "Regression Quantiles", *Econometrica*, 46(1), 33-50.
- Kose, M., Otrok, C. y Prasad, M. (2008). How Much Decoupling? How Much Converging?. *Finance & Development*. June 2008. Recuperado de: <https://www.imf.org/external/pubs/ft/fandd/2008/06/pdf/kose.pdf>
- Long, L., Tsui, A., y Zhang, Z. (2014). Estimating time-varying currency betas with contagion: New evidence from developed and emerging financial markets. *Japan and the World Economy*, 30, 10-24.
- Longin, F., y Solnik, B. (1995). "Is the Correlation in International Equity Returns Constant: 1960-1990", *Journal of International Money and Finance*, 14(1), 3-26.
- Luchtenberg, K., Vu, Q. (2015). The 2008 financial crisis: Stock market contagion and its determinants. *Research in International Business and Finance*, 33, 178-203.

- Masson, P. (1998). "Contagion: Monsoonal Effects, Spillovers, and Jumps between Multiple Equilibria", *IMF Working Papers*, 98/142. Recuperado de: <http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/wp98142.pdf>
- McKinnon, R., y Pill, H. (1996). "Credible Liberalizations and International Capital Flows: The Overborrowing Syndrome", *National Bureau of Economic Research-Financial Deregulation and Integration in East Asia*, 5, pp.7-50.
- McNeil, A., Rüdiger, F. y Embrechts, P. (2005). *Quantitative Risk Management : Concepts, Techniques, and Tools*, Princeton, NJ. Princeton University Press.
- Mendes, B., y Accioly, V. (2012). On the dependence structure of realized volatilities. *International Review of Financial Analysis*, 22, 1-9.
- Mullainathan, S. (2002). "A Memory Based Model of Bounded Rationality", *The Quarterly Journal of Economics*, 117(3), 735-774.
- Moran, P.A.P. (1950). Notes on continuous stochastic phenomena. *Biometrika*, 37:17.
- Mosquera, S. (2012). Contagio financiero en la crisis *subprime*: efectos sobre el mercado integrado latinoamericano. Tesis de pregrado no publicada, Univesidad del Valle, Cali, Colombia.
- Novo, A. (2003). Contagious Currency Crises: A Spatial Probit Approach, *Banco de Portugal, departament of Economic Research*.
- Perron, P. (2006). *Dealing with a Structural Breaks*, The Palgrave Handbook of Econometrics: Volume 1: Econometric Theory.
- Pirinsky, C., y Wang, Q. (2006). Does Corporate Headquarters Location Matter for Stock Returns ? *The Journal of Finance*, 61(4), 1991–2015.

- Radelet, S., y Sachs, J. (1998). "The East Asian Financial Crisis: Diagnosis, Remedies, Prospects", *Brooking Papers on Economic Activity*, 29(1), 1-90.
- Ramírez, M., y Martínez, C. (2009). "International Propagation of Shocks: An Evaluation of Contagion Effects for some Latin American Countries", Documento de Trabajo, 71, Facultad de Economía de la Universidad del Rosario, Colombia.
- Rejeb, A.B. (2013). Volatility spillovers and contagion: An empirical analysis of structural changes in emerging market volatility. *Economics Bulletin*, 33 (1), 56-71.
- Rigobon, R. (1998). "Informational Speculative Attacks: Good News is No News", *Working Paper*, Massachusetts Institute of Technology. Lecturas de Economía -Lect. Econ.- No. 75. Medellín, julio-diciembre 2011.
- Rigobon, R. (2000). A Simple test for Stability of Linear Models under Heteroskedasticity, Omitted Variable, and Endogenous Variable Problems, *Working Paper*, Massachusetts Institute of Technology.
- Rigobon, R. (2001). Contagion: How to Measure it?, *Working Paper*, No 8118, NBER.
- Rigobon, R. (2002). "International Financial: Theory and Evidence in Evolution", *The Research Foundation of The Association for Investment Management and Research*TM.
- Rodríguez, J. (2007). Measuring Financial Contagion: A Copula Approach, *Journal of Empirical Finance*, 14(3), 401-423.
- Sandoval, G. (2010). Un Ejercicio Exploratorio de Contagio Financiero en Colombia, Trabajo de Grado, Universidad del Valle, Colombia.

- Sokal, R.R. y Oden, N.L. (1978a). Spatial autocorrelation in biology 1. Methodology. *Biological Journal of the Linnean Society*, 10(199).
- Sokal, R.R. y Oden, N.L. (1978b). Spatial autocorrelation in biology 2. Some biological implications and four applications of evolutionary and ecological interest. *Biological Journal of the Linnean Society*, 10(229).
- Syllignakis, M. y Kouretas, G. (2011). Dynamic correlation analysis of financial contagion: Evidence from the Central and Eastern European markets. *International Review of Economics and Finance*, 20 (4), 717-732.
- Upton, G.J. y Fingleton, B. (1985). Spatial data analysis by example, volume 1: Point pattern and quantitative data. Wiley, Toronto Singapore, Brisbane, New York, Chichester.
- Uribe, J. (2011). Contagio financiero: una metodología para su evaluación mediante coeficientes de dependencia asintótica. *Lecturas de Economía*, 75, 29-57.
- Valenzuela, G., y Rodríguez, A. (2015). Market interdependence and transmission of volatility in latin America. *Innovar*, 25 (55), 157-170.
- Valdés, R. (1997). “Emerging Market Contagion: Evidence and Theory”, *Documento de Trabajo, Banco Central de Chile*.
- Villar, O. Y Vayá, E. (2005). Financial Contagion between Economies: an Exploratory Spatial Analysis. *Estudios de economía aplicada*, 23(1), 151-165.

ANEXOS

Anexo 1.

Tabla A1.1. Quiebres estructurales sobre el índice de Moran geográfico.

Prueba de quiebres múltiples
 Prueba de Bai-Perron de 1 a M quiebres determinados globalmente
 Variable del punto de quiebre: C
 Opciones de la prueba: Trimming 0.15, Max. breaks 5, nivel de sig. 0.05
 La prueba estadística emplea las covarianzas HAC (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth) asumiendo distribución de los datos común.

Quiebres determinados con el Estadístico F secuencial:	5
Quiebres con el significativo Estadístico F más alto:	5
Quiebres determinados con UDmax:	1
Quiebres determinados con WDmax:	2

Quiebres	Estadístico F	Estadístico F Escalado	Estadístico F ponderado	Valores críticos
1 *	50.4967	50.4967	50.4967	8.5799
2 *	44.7794	44.7794	53.2143	7.2199
3 *	34.1961	34.1961	49.2287	5.9600
4 *	25.3381	25.3381	43.5673	4.9899
5 *	20.5277	20.5277	45.0454	3.9100

Estadístico UDMax *	50.4967	Valor critico UDMax**	8.8800
Estadístico WDMax*	53.2143	Valor critico WDMax**	9.9099

* Nivel de significancia al 0.05.

** Valores críticos de Bai-Perron (Econometric Journal, 2003).

Fechas de quiebre estimadas:

1: 4/20/2011

2: 4/30/1998, 4/20/2011

3: 4/30/1998, 12/07/2004, 11/08/2010

4: 4/30/1998, 12/07/2004, 4/02/2008, 4/20/2011

5: 4/30/1998, 12/03/2001, 12/07/2004, 4/02/2008, 4/20/2011

Fuente: Elaboración Propia

Tabla A1.2. Quiebres estructurales sobre el índice de Moran económico Mundial.

Prueba de quiebres múltiples
 Prueba de Bai-Perron de 1 a M quiebres determinados globalmente
 Variable del punto de quiebre: C
 Opciones de la prueba: Trimming 0.15, Max. breaks 5, nivel de sig. 0.05
 La prueba estadística emplea las covarianzas HAC (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth) asumiendo distribución de los datos común.

Quiebres determinados con el Estadístico F secuencial:	5
Quiebres con el significativo Estadístico F más alto:	5
Quiebres determinados con UDmax:	2
Quiebres determinados con WDmax:	2

Estadístico F	Estadístico F	Valores
---------------	---------------	---------

Quiebres	Estadístico F	Escalado	ponderado	críticos
1 *	39.3071	39.3071	39.3071	8.5799
2 *	43.6002	43.6002	51.8130	7.2199
3 *	30.6958	30.6958	44.1896	5.9600
4 *	24.5331	24.5331	42.1833	4.9899
5 *	19.2941	19.2941	42.3384	3.9100
Estadístico UDMax *		43.6002	Valor critico UDMax**	8.8800
Estadístico WDMax*		51.8130	Valor critico WDMax**	9.9099

* Nivel de significancia al 0.05.

** Valores críticos de Bai-Perron (Econometric Journal, 2003).

Fechas de quiebre estimadas:

1: 11/17/2011

2: 12/04/2001, 11/17/2011

3: 12/04/2001, 6/25/2008, 11/17/2011

4: 9/30/1999, 12/24/2002, 6/25/2008, 11/17/2011

5: 5/06/1998, 12/04/2001, 12/07/2004, 6/25/2008, 11/17/2011

Fuente: Elaboración Propia.

Tabla A1.3. Quiebres estructurales sobre el índice de Moran económico América.

Prueba de quiebres múltiples

Prueba de Bai-Perron de 1 a M quiebres determinados globalmente

Variable del punto de quiebre: C

Opciones de la prueba: Trimming 0.15, Max. breaks 5, nivel de sig. 0.05

La prueba estadística emplea las covarianzas HAC (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth) asumiendo distribución de los datos común.

Quiebres determinados con el Estadístico F secuencial:		5		
Quiebres con el significativo Estadístico F más alto:		5		
Quiebres determinados con UDmax:		1		
Quiebres determinados con WDmax:		1		
Quiebres	Estadístico F	Estadístico F Escalado	Estadístico F ponderado	Valores críticos
1 *	28.8030	28.8030	28.8030	8.5799
2 *	17.5964	17.5964	20.9110	7.2199
3 *	13.2055	13.2055	19.0106	5.9600
4 *	10.1255	10.1255	17.4103	4.9899
5 *	7.3763	7.3763	16.1864	3.9100
Estadístico UDMax *		28.8030	Valor critico UDMax**	8.8800
Estadístico WDMax*		28.8030	Valor critico WDMax**	9.9099

* Nivel de significancia al 0.05.

** Valores críticos de Bai-Perron (Econometric Journal, 2003).

Fechas de quiebre estimadas:

1: 3/20/2001

2: 4/23/2001, 9/15/2010

3: 10/04/1999, 9/26/2003, 9/15/2010
 4: 10/04/1999, 9/26/2003, 5/28/2007, 9/15/2010
 5: 1/27/1998, 3/20/2001, 3/22/2004, 9/06/2007, 9/15/2010

Fuente: Elaboración Propia

Tabla A1.4. Quiebres estructurales sobre el índice de Moran económico Europa.

Prueba de quiebres múltiples

Prueba de Bai-Perron de 1 a M quiebres determinados globalmente

Variable del punto de quiebre: C

Opciones de la prueba: Trimming 0.15, Max. breaks 5, nivel de sig. 0.05

La prueba estadística emplea las covarianzas HAC (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth) asumiendo distribución de los datos común.

Quiebres determinados con el Estadístico F secuencial:	5
Quiebres con el significativo Estadístico F más alto:	5
Quiebres determinados con UDmax:	2
Quiebres determinados con WDmax:	2

Quiebres	Estadístico F	Estadístico F Escalado	Estadístico F ponderado	Valores críticos
1 *	46.3526	46.3526	46.3526	8.5799
2 *	47.2060	47.2060	56.0980	7.2199
3 *	32.6897	32.6897	47.0600	5.9600
4 *	25.4260	25.4260	43.7184	4.9899
5 *	20.3638	20.3638	44.6858	3.9100

Estadístico UDMax *	47.2060	Valor critico UDMax**	8.8800
Estadístico WDMax*	56.0980	Valor critico WDMax**	9.9099

* Nivel de significancia al 0.05.

** Valores críticos de Bai-Perron (Econometric Journal, 2003).

Fechas de quiebre estimadas:

1: 12/28/2011
 2: 9/25/1998, 12/28/2011
 3: 9/25/1998, 1/27/2003, 12/28/2011
 4: 9/25/1998, 1/27/2003, 2/20/2006, 12/28/2011
 5: 9/25/1998, 1/01/2003, 12/30/2005, 12/30/2008, 12/29/2011

Fuente: Elaboración Propia

Tabla A1.5. Quiebres estructurales sobre el índice de Moran económico Asia.

Prueba de quiebres múltiples
 Prueba de Bai-Perron de 1 a M quiebres determinados globalmente

Variable del punto de quiebre: C

Opciones de la prueba: Trimming 0.15, Max. breaks 5, nivel de sig. 0.05

La prueba estadística emplea las covarianzas HAC (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth) asumiendo distribución de los datos común.

Quiebres determinados con el Estadístico F secuencial:	5
Quiebres con el significativo Estadístico F más alto:	5
Quiebres determinados con UDmax:	1
Quiebres determinados con WDmax:	1

Quiebres	Estadístico F	Estadístico F Escalado	Estadístico F ponderado	Valores críticos
1 *	40.2786	40.2786	40.2786	8.5799
2 *	30.1131	30.1131	35.7854	7.2199
3 *	21.3338	21.3338	30.7121	5.9600
4 *	16.0846	16.0846	27.6566	4.9899
5 *	12.9744	12.9744	28.4707	3.9100

Estadístico UDMax *	40.2786	Valor critico UDMax**	8.8800
Estadístico WDMax*	40.2786	Valor critico WDMax**	9.9099

* Nivel de significancia al 0.05.

** Valores críticos de Bai-Perron (Econometric Journal, 2003).

Fechas de quiebre estimadas:

1: 1/14/1998

2: 1/14/1998, 12/28/2011

3: 1/14/1998, 1/08/2002, 12/28/2011

4: 1/14/1998, 1/08/2002, 1/10/2008, 12/28/2011

5: 1/14/1998, 1/08/2002, 7/22/2005, 7/30/2008, 12/28/2011

Fuente: Elaboración Propia.

Anexo 2.

Tabla A2.1. Modelo con dicotómica de crisis general para el índice de Moran Económico América.

Variable dependiente: índice de Moran Económico América

Método: Mínimos cuadrados corregidos con errores estándar y covarianza

HAC (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 10.0000)

Variable	Coeficiente	Error Estand.	Estadístico t	Prob.
C	-0.1348	0.0040	-32.948	1.872e-216
<i>Dicotómica de crisis</i>	0.0037	0.0065	0.5809	0.5612
R-2	7.01e-05	Media de la var. Depend.		-0.1334
R-2 ajustado	-0.0001	Desv. Est. Variable depen.		0.2205
S.E de la reg.	0.2205	Criterio de inf. Akaike		-0.1851
Suma resid. cuadra.	253.686	Criterio de Schwarz		-0.1826

Log verosimilitud	484.996	Crit. Inf. Hannan -Quinn	-0.1842
Estadístico F	0.3657	Estad. Durbin-Watson	1.9818
Prob(Estadístico F)	0.5453	Estadístico F Wald	0.3375
Prob(Estadístico F Wald)	0.5612		

Fuente: Elaboración Propia

Tabla A2.2. Modelo con las cuatro dicotómicas de crisis para el índice de Moran económico América

Variable dependiente: índice de Moran económico América

Método: Mínimos cuadrados corregidos con errores estándar y covarianza

HAC (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 10.0000)

Variable	Coefficiente	Error Estand.	Estadístico t	Prob.
C	-0.1348	0.0040	-32.9389	2.496e-216
Crisis Asiática	0.0288	0.0115	2.4951	0.0126
Crisis del Euro	0.0051	0.0083	0.6133	0.5396
Crisis <i>subprime</i>	-0.0146	0.0108	1.3498	0.1771
Crisis <i>punto com</i>	-0.0184	0.017	-1.0343	0.3010
R-2	0.0019	Media de la var. Depend.		-0.1334
R-2 ajustado	0.0011	Desv. Est. Variable depen.		0.2205
S.E de la reg.	0.2203	Criterio de inf. Akaike		-0.1858
Suma resid. cuadra.	253.219	Criterio de Schwarz		-0.1795
Log verosimilitud	489.8012	Crit. Inf. Hannan -Quinn		-0.1836
Estadístico F	2.4937	Estad. Durbin-Watson		1.9857
Prob(Estadístico F)	0.0409	Estadístico F Wald		2.6602
Prob(Estadístico F Wald)	0.0310			

Fuente: Elaboración Propia

Tabla A2.3. Modelo con dicotómica de crisis general para el índice de Moran Económico Europa.

Variable dependiente: índice de Moran Económico Europa.

Método: Mínimos cuadrados corregidos con errores estándar y covarianza

HAC (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 10.0000)

Variable	Coefficiente	Error Estand.	Estadístico t	Prob.
C	-0.0513	0.0010	-47.7985	0
<i>Dicotómica de crisis</i>	0.0048	0.0018	2.6781	0.0074
R-2	0.0017	Media de la var. Depend.		-0.0494
R-2 ajustado	0.0015	Desv. Est. Variable depen.		0.0573
S.E de la reg.	0.0572	Criterio de inf. Akaike		-2.8810
Suma resid. cuadra.	17.1187	Criterio de Schwarz		-2.8785
Log verosimilitud	7518.6574	Crit. Inf. Hannan -Quinn		-2.8801
Estadístico F	8.9100	Estad. Durbin-Watson		1.9275
Prob(Estadístico F)	0.0028	Estadístico F Wald		7.1722
Prob(Estadístico F Wald)	0.0074			

Fuente: Elaboración Propia

Tabla A2.4. Modelo con las cuatro dicotómicas de crisis para el índice de Moran económico Europa.

Variable dependiente: índice de Moran económico Europa.

Método: Mínimos cuadrados corregidos con errores estándar y covarianza

HAC (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 10.0000)

Variable	Coeficiente	Error Estand.	Estadístico t	Prob.
C	-0.0513	0.0010	-47.7847	0
Crisis <i>subprime</i>	-0.0058	0.0032	-1.7880	0.0738
Crisis Asiática	0.0048	0.0033	1.4243	0.1544
Crisis del Euro	0.0099	0.0022	4.3862	1.1762e-05
Crisis <i>punto com</i>	-0.0014	0.0039	-0.3707	0.7108
R-2	0.0063	Media de la var. Depend.		-0.0494
R-2 ajustado	0.0055	Desv. Est. Variable depen.		0.0573
S.E de la reg.	0.0571	Criterio de inf. Akaike		-2.8845
Suma resid. cuadra.	17.0398	Criterio de Schwarz		-2.8782
Log verosimilitud	7530.7116	Crit. Inf. Hannan -Quinn		-2.8823
Estadístico F	8.2718	Estad. Durbin-Watson		1.9363
Prob(Estadístico F)	1.20e-06	Estadístico F Wald		6.7856
Prob(Estadístico F Wald)	1.917e-05			

Fuente: Elaboración Propia

Tabla A2.5. Modelo con dicotómica de crisis general para el índice de Moran Económico Asia.

Variable dependiente: índice de Moran Económico Asia.

Método: Mínimos cuadrados corregidos con errores estándar y covarianza HAC

(Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 10.0000)

Variable	Coeficiente	Error Estand.	Estadístico t	Prob.
C	-0.0923	0.0024	-37.8899	9.848e-278
Dicotómica de crisis	0.0002	0.0034	0.0607	0.9515
R-2	7.943e-07	Media de la var. Depend.		-0.0922
R-2 ajustado	-0.0001	Desv. Est. Variable depen.		0.1143
S.E de la reg.	0.1143	Criterio de inf. Akaike		-1.4991
Suma resid. cuadra.	68.1738	Criterio de Schwarz		-1.4966
Log verosimilitud	3913.3223	Crit. Inf. Hannan -Quinn		-1.4982
Estadístico F	0.0041	Estad. Durbin-Watson		1.9807
Prob(Estadístico F)	0.9486	Estadístico F Wald		0.0036
Prob(Estadístico F Wald)	0.9515			

Fuente: Elaboración Propia

Tabla A2.6. Modelo con las cuatro dicotómicas de crisis para el índice de Moran económico Asia.

Variable dependiente: índice de Moran económico Asia

Método: Mínimos cuadrados corregidos con errores estándar y covarianza HAC (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 10.0000)

Variable	Coeficiente	Error Estand.	Estadístico t	Prob.
C	-0.0923	0.0024	-37.8790	1.418e-277
Crisis Asiática	0.0003	0.0068	0.0499	0.9601
Crisis del Euro	-0.0033	0.0040	-0.8290	0.4070
Crisis <i>Subprime</i>	0.0016	0.0056	0.2853	0.7753
Crisis <i>punto com</i>	0.0181	0.0068	2.6457	0.0081
R-2	0.0010	Media de la var. Depend.		-0.0922
R-2 ajustado	0.0002	Desv. Est. Variable depen.		0.1143
S.E de la reg.	0.1142	Criterio de inf. Akaike		-1.4990
Suma resid. cuadra.	68.1027	Criterio de Schwarz		-1.4927
Log verosimilitud	3916.0418	Crit. Inf. Hannan -Quinn		-1.4968
Estadístico F	1.3601	Estad. Durbin-Watson		1.9828
Prob(Estadístico F)	0.2451	Estadístico F Wald		2.2727
Prob(Estadístico F Wald)	0.0590			

Fuente: Elaboración Propia

Anexo 3.

Tabla A3.1. Pruebas de heteroscedasticidad-índice de Moran Geográfico

Prueba de Heteroscedasticidad: ARCH

Estadístico F	0.1272	Prob. F(1,5215)	0.7212
Obs*R-2	0.1273	Prob. Chi-Square(1)	0.7212

Ecuación de prueba:

Variable dependiente: RESID^2

Método: Mínimos cuadrados corregidos con errores estándar y covarianza HAC (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 10.0000)

Variable	Coeficiente	Error Estand.	Estadístico t	Prob.
C	0.0015	4.9760e-05	31.7132	5.46e-202
RESID^2(-1)	0.0050	0.0163	0.3064	0.7592
R-2	2.4406e-05	Media de la var. Depend.		0.0015
R-2 ajustado	-0.0001	Desv. Est. Variable depen.		0.0031

S.E de la reg.	0.0031	Criterio de inf. Akaike	-8.6623
Suma resid. cuadra.	0.0527	Criterio de Schwarz	-8.6598
Log verosimilitud	22597.6619	Crit. Inf. Hannan -Quinn	-8.6614
Estadístico F	0.1272	Estad. Durbin-Watson	1.9702
Prob(Estadístico F)	0.7212		

Fuente: Elaboración Propia

Tabla A3.2. Pruebas de heteroscedasticidad-índice de Moran económico

Prueba de Heteroscedasticidad: ARCH			
Estadístico F	0.0839	Prob. F(1,5215)	0.7720
Obs*R-2	0.0839	Prob. Chi-Square(1)	0.7720

Ecuación de prueba:

Variable dependiente: RESID^2

Método: Mínimos cuadrados corregidos con errores estándar y covarianza HAC (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 10.0000)

Variable	Coefficiente	Error Estand.	Estadístico t	Prob.
C	0.0024	7.2012e-05	34.4789	7.30e-235
RESID^2(-1)	0.0040	0.0114	0.3507	0.7257
R-2	1.6089e-05	Media de la var. Depend.		0.0024
R-2 ajustado	-0.0001	Desv. Est. Variable depen.		0.0044
S.E de la reg.	0.0044	Criterio de inf. Akaike		-7.9860
Suma resid. cuadra.	0.1038	Criterio de Schwarz		-7.9835
Log verosimilitud	20833.6382	Crit. Inf. Hannan -Quinn		-7.9851
Estadístico F	0.0839	Estad. Durbin-Watson		1.9998
Prob(Estadístico F)	0.7720			

Fuente: Elaboración Propia

Tabla A3.3. Pruebas de heteroscedasticidad-índice de Moran Económico América

Prueba de Heteroscedasticidad: ARCH			
Estadístico F	0.0013	Prob. F(1,5215)	0.9709
Obs*R-2	0.0013	Prob. Chi-Square(1)	0.9709

Ecuación de prueba:

Variable dependiente: RESID^2

Método: Mínimos cuadrados corregidos con errores estándar y covarianza HAC (Bartlett kernel, Newey-

West fixed bandwidth = 10.0000)

Variable	Coefficiente	Error Estand.	Estadístico t	Prob.
C	0.0486	0.0012	39.7052	1.77e-301
RESID^2(-1)	-0.0005	0.0152	-0.0331	0.9735
R-2	2.540e-07	Media de la var. Depend.		0.0486
R-2 ajustado	-0.0001	Desv. Est. Variable depen.		0.0759
S.E de la reg.	0.0759	Criterio de inf. Akaike		-2.3167
Suma resid. cuadra.	30.0925	Criterio de Schwarz		-2.3142
Log verosimilitud	6045.2583	Crit. Inf. Hannan -Quinn		-2.3158
Estadístico F	0.0013	Estad. Durbin-Watson		2.0000
Prob(Estadístico F)	0.9709			

Fuente: Elaboración Propia

Tabla A3.4. Pruebas de heteroscedasticidad-índice de Moran Económico Europa

Prueba de Heteroscedasticidad: ARCH			
Estadístico F	0.0740	Prob. F(1,5215)	0.7854
Obs*R-2	0.0741	Prob. Chi-Square(1)	0.7854

Ecuación de prueba:

Variable dependiente: RESID^2

Método: Mínimos cuadrados corregidos con errores estándar y covarianza HAC (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 10.0000)

Variable	Coefficiente	Error estand	Estadístico t	Prob.
C	0.0032	8.5821e-05	38.13641	6.462e-281
RESID^2(-1)	0.0037	0.0133	0.2826	0.7774
R-2	1.4208e-05	Media de la var. Depend.		0.0032
R-2 ajustado	-0.0001	Desv. Est. Variable depen.		0.0049
S.E de la reg.	0.0049	Criterio de inf. Akaike		-7.7708
Suma resid. cuadra.	0.1287	Criterio de Schwarz		-7.7682
Log verosimilitud	20272.1665	Crit. Inf. Hannan -Quinn		-7.7699
Estadístico F	0.07409	Estad. Durbin-Watson		2.0001
Prob(Estadístico F)	0.7854			

Fuente: Elaboración Propia

Tabla A3.5. Pruebas de heteroscedasticidad-índice de Moran Económico Asia.

Prueba de Heteroscedasticidad: ARCH

Estadístico F	18.2133	Prob. F(1,5215)	2.009e-05
Obs*R-2	18.1568	Prob. Chi-Square(1)	2.034e-05

Ecuación de prueba:

Variable dependiente: RESID^2

Método: Mínimos cuadrados corregidos con errores estándar y covarianza HAC (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 10.0000)

Variable	Coeficiente	Error Estand.	Estadístico t	Prob.
C	0.01229	0.0003	35.5407	6.039e-248
RESID^2(-1)	0.0589	0.0138	4.2733	1.960e-05
R-2	0.0034	Media de la var. Depend.		0.0130
R-2 ajustado	0.0032	Desv. Est. Variable depen.		0.0197
S.E de la reg.	0.0196	Criterio de inf. Akaike		-5.0177
Suma resid. cuadra.	2.0202	Criterio de Schwarz		-5.0152
Log verosimilitud	13090.9104	Crit. Inf. Hannan -Quinn		-5.0169
Estadístico F	18.2133	Estad. Durbin-Watson		2.0031
Prob(Estadístico F)	2.009e-05			

Fuente: Elaboración Propia

Anexo 4.

Tabla A4.1 Modelo en Varianza con dicotómica de crisis para índice de Moran económico Asia.

Variable dependiente: índice de Moran económico Asia

Método: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution

Convergencia lograda después de 20 iteraciones

Varianza premuestral: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(2) + C(3)*RESID(-1)^2 + C(4)*GARCH(-1) + C(5)

**Dicotómica de crisis*

Variable	Coeficiente	Error estand.	Estadístico Z	Prob.
C	-0.0901	0.00151	-58.6373	0
Ecuación de varianza				
C	2.318e-05	3.586e-06	6.4629	1.0270e-10
RESID(-1)^2	0.0005	0.0010	0.5096	0.6103
GARCH(-1)	0.9975	0.0009	1014.24132	0
<i>Dicotómica de crisis</i>	-6.9501e-06	2.227e-06	-3.1204	0.0018
R-2	-0.00034	Media de la var. Depend.		-0.0922
R-2 ajustado	-0.00034	Desv. Est. Variable depen.		0.1143
S.E de la reg.	0.1143	Criterio de inf. Akaike		-1.5438

Suma resid. cuadra.	68.1974	Criterio de Schwarz	-1.5375
Log verosimilitud	4032.9034	Crit. Inf. Hannan -Quinn	-1.5416
Estadís. Durbin Watson.	1.9800		

Fuente: Elaboración Propia

Tabla A4.2 Prueba de Heteroscedasticidad sobre el Modelo en Varianza con dicotómica de crisis para índice de Moran económico Asia.

Prueba de efecto ARCH (Ho=No existe Heteroscedasticidad)	
<i>Estadístico F/ Obs*R²</i>	<i>Prob. F / Prob. χ^2</i>
1.5245 / 1.5246	0.2169 / 0.2169

Fuente: Elaboración Propia