

# Interrelaciones y causalidad entre los principales mercados de capitales en América Latina: un enfoque de Series de Tiempo

---

César Gurrola Ríos\*

Roberto Santillán Salgado\*\*

Ana Lorena Jiménez Preciado\*\*\*

Fecha de recepción: 25 de octubre de 2013

Fecha de aprobación: 30 de diciembre de 2013

---

\* Universidad Juárez del Estado de Durango  
Facultad de Economía, Contaduría y Administración  
cgurrola@ujed.mx

\*\* Instituto Tecnológico de Estudios Superiores de Monterrey  
EGADE Business School  
roberto.santillan@itesm.mx

\*\*\* Instituto Politécnico Nacional  
Escuela Superior de Economía  
ana\_jzp@hotmail.com

## RESUMEN

Los mercados accionarios de los países emergentes pueden caracterizarse como más volátiles e inestables que los de los países industrializados pero, en cambio, prometen al inversionista retornos más elevados. Adicionalmente, el comportamiento de sus rendimientos ha demostrado tener una mayor sensibilidad ante acontecimientos internacionales y de carácter global. Por lo tanto, con alguna frecuencia se observan reacciones desproporcionadas en el comportamiento de las bolsas de los países emergentes en el corto plazo como resultado de influencias del extranjero. En este estudio se ofrece un análisis sobre las interrelaciones y causalidad entre los principales mercados accionarios de América Latina: México, Brasil, Argentina y Chile, en el periodo de agosto de 2003 a julio de 2013. Para ello, se utilizan diversas técnicas econométricas: Vectores Autorregresivos (VAR), Pruebas de Causalidad de Granger, Descomposición de Varianza y la representación gráfica del modelo de Estimulo Respuesta.

Clasificación JEL: C32, G15

**Palabras clave:** causalidad en mercados de capitales, América Latina, vectores autorregresivos

### **Interrelations and causality among the main capital markets in Latin America: a Time Series approach**

## ABSTRACT

*The stock markets of emerging countries are characterized as more volatile and unstable than those of industrialized countries but, in exchange, they promise higher returns to the investor. Additionally, the behavior of their returns has shown greater sensibility to international and global events. Because of that, with some frequency, there are disproportionate reactions in the behavior of emerging stock markets in response to foreign influences. In this study we present an analysis of the interrelations and causality among the main stock exchanges in Latin America: Mexico, Brazil, Argentine and Chile. To that end, we use Vector Autoregressive (VAR), Granger Causality, Variance Decomposition and the graphical representation of the Impulse-Response model.*

*JEL Classification: C32, G15*

**Key words:** *causality in capital markets, Latin America, vector autoregressive*

## Introducción

La desregulación de muchas industrias, el libre flujo de capitales y la cada vez mayor interrelación entre los mercados de distintos países están presentes en todos los sectores de la actividad económica. Sin embargo, su manifestación es más intensa y dinámica en el sector financiero, particularmente como resultado de la ola de procesos de desregulación financiera emprendidos por la mayoría de los países y de los avances tecnológicos en la transmisión y procesamiento de datos. La evidencia disponible sugiere que la integración entre los mercados financieros de los países se vuelve cada vez más profunda.

En este trabajo se presenta un estudio de las relaciones observadas en los rendimientos de los principales mercados de capitales en América Latina, entre agosto de 2003 y julio de 2013. Se utilizan las técnicas de Vectores Autorregresivos y pruebas de causalidad de Granger para analizar los rendimientos de las bolsas de valores de México, Brasil, Argentina y Chile, y así determinar si, efectivamente, existe evidencia de una relación de causalidad entre los rendimientos de los mercados considerados. Los resultados obtenidos sugieren que los rendimientos del mercado mexicano son menos propensos a verse afectados ante las innovaciones del resto de las bolsas de valores de la muestra. En contraste, las perturbaciones observadas en el IPC se ven reflejadas con mayor intensidad sobre los rendimientos de los mercados accionarios de Brasil, Argentina y Chile. A su vez, cabe destacar que el índice bursátil que parece mostrar un mayor impacto sobre el IPC, es el chileno.

El resto del documento está organizado de la manera siguiente: en la primera sección se presenta una revisión de la literatura relevante que sustenta este trabajo; en las segunda y tercera secciones se presentan los aspectos metodológicos de la investigación, los detalles técnicos de la modelación econométrica, y el análisis de los resultados. Finalmente, se ofrecen las conclusiones.

## 1. Revisión de Literatura

El tema de las relaciones entre mercados nacionales comenzó a estudiarse durante la segunda mitad del siglo XX. Eun y Shim (1989), se referían ya a distintos trabajos en los cuales se había estudiado el efecto favorable de la diversificación internacional sobre la volatilidad de los rendimientos de un portafolios. En su trabajo citaban a Grubel (1968), Granger y Morgenstern (1970), Ripley (1973), Lessard (1974), Panton, Lessig y Joy (1976) y Hilliard (1979), y afirmaban que a pesar de la diversidad de enfoques metodológicos utilizados por cada uno de esos autores, todos habían encontrado: 1) correlaciones sorprendentemente bajas entre distintos mercados nacionales y 2) que correspondía a los factores nacionales un rol importante en el proceso de generación de rendimientos. Hasta aquella época, la literatura sobre el tema se había preocupado principalmente por demostrar que la interdependencia entre los rendimientos accionarios era mucho menos pronunciada entre países que al interior de un mismo país, y de ahí surgía precisamente el argumento que subrayaba las ventajas de la diversificación internacional de portafolios por encima de la diversificación doméstica solamente. No obstante, se prestaba poca atención a la estructura de interdependencia entre mercados nacionales. Por lo mismo, dichos autores investigaron los mecanismos de transmisión de los movimientos internacionales de los mercados accionarios con un sistema de nueve Vectores Autorregresivos (VAR) y utilizaron respuestas simuladas para estimar las respuestas del sistema. Los resultados obtenidos les permitieron: 1) localizar los principales canales de interacción entre los mercados accionarios nacionales; y, 2) trazar las respuestas dinámicas de un mercado a las innovaciones que tenían lugar en algún otro mercado. Los autores reportaron haber detectado una interacción sustancial entre mercados y concluyeron que el dinamismo de las respuestas identificadas es consistente con la noción de eficiencia informativa en los mercados internacionales.

Hasta hace relativamente poco tiempo, los mercados emergentes mostraban una baja correlación entre sí y con respecto al comportamiento de los mercados de los países desarrollados, situación que los inversionistas aprovechaban para diversificar sus carteras.

Sin embargo, como resultado de un creciente número de iniciativas de integración económica y comercial en distintas regiones geográficas (e.g., la Unión Europea, ASEAN, NAFTA, etcétera), de la eliminación de barreras a los flujos de inversión extranjera de portafolios, de la desregulación financiera y

de una notable mejoría en los sistemas de información y procesamiento de información, se ha observado una mayor similitud en el comportamiento de los rendimientos de los distintos mercados de capital, y los beneficios tradicionalmente atribuidos a la diversificación internacional de portafolios han disminuido en el tiempo (ver, por ejemplo, los trabajos de: Claire G. Gilmore, y Ginette M. McManus, 2004; Raj Aggarwal y NyoNyo Kyaw 2005; Ali Darrat y Maosen Zhong, 2005, López-Herrera, Santillán-Salgado y Ortiz 2013).

Algunos autores incluso han sugerido que, adicionalmente a los factores del entorno económico y tecnológico que han promovido una creciente integración internacional de los mercados accionarios, la ocurrencia de episodios internacionales excepcionales también ha favorecido ese proceso. Por ejemplo, Arshanapalli y Doukas (1993), estudiaron las interrelaciones entre los cinco mayores mercados bursátiles del mundo, antes y después del *crash* de 1987, en el intervalo 1980-1990. Utilizando pruebas de cointegración para toda la muestra detectan que los mercados de Japón, Reino Unido y Francia están cointegrados con el mercado americano. Sin embargo, no observan relaciones de cointegración entre los mercados europeos y el japonés. Los mismos autores no detectan relaciones de cointegración antes del *crash*, pero sí después, al igual que para todo el periodo completo. En el periodo posterior al *crash*, el estudio sugiere una relación de causalidad en un sentido, de USA hacia los países europeos, adicionalmente que se ha incrementado el grado de integración internacional, excepto en el caso de Japón. En el mismo sentido, Malliaris y Urrutia (1991). examinaron las relaciones de causalidad entre los índices diarios de seis mercados desarrollados (el S&P 500 de Nueva York; el Nikkei de Tokio; el FT-30 de Londres; el Hang Seng de Hong Kong; y el All Ordinaries de Sydney). Para ello llevaron a cabo pruebas de causalidad bi-direccional antes, durante y después del *crash* bursátil internacional de octubre de 1987 mediante la metodología de Granger. Los resultados indicaron que prácticamente no existieron relaciones “hacia adelante o hacia atrás” (*lead-lag*) durante los periodos previo y posterior al *crash*. Pero durante el mes del evento (octubre) y el mes siguiente (noviembre), sí se observaron relaciones de retroalimentación y de causalidad unidireccional.

El interés por conocer mejor la dinámica interna de los mercados emergentes y su integración con otros mercados, tanto desarrollados cuanto también emergentes, ha fructificado en una lista importante de trabajos de los cuales en este artículo se mencionarán solamente algunos para no perder la atención sobre el tema que nos ocupa. Un primer ejemplo es el de Cashin, Kumar y McDermot (1995), quienes investigaron empíricamente el nivel de

integración internacional que existía entre los mercados industrializados y los mercados emergentes. Específicamente, ese trabajo analizó el efecto de liberalizar los controles sobre los flujos internacionales de capital, particularmente hacia los países emergentes, la desregulación financiera y el relajamiento de los controles de cambio desde finales de los años 1980s sobre la integración de distintos mercados. En primer lugar, se centra en la medición de la similitud existente en el comportamiento de los precios de las acciones entre países y regiones en el largo plazo; y, en segundo lugar, estudia la fuerza con la que se presentan los efectos de “contagio” entre países. Los resultados reportados por estos autores sugieren que en los años recientes los vínculos intrarregionales e interregionales se han fortalecido. Adicionalmente, utilizando funciones de impulso-respuesta, demuestran que los efectos de contagio causados por eventos en un país determinado tienden a disiparse en unas cuantas semanas, en tanto que los efectos de contagio provocados por *shocks* globales permanecen durante varios meses. Se reporta que las pruebas de Raíces Unitarias aplicadas a los distintos mercados nacionales siguen una “caminata aleatoria” y, por lo tanto, se requiere de un Análisis de Cointegración para analizar el co-movimiento entre índices. Con base en los resultados de pruebas de Cointegración se infiere que la integración entre los mercados emergentes se ha intensificado desde el comienzo de los años 1990s, pero que los mercados de los países industrializados ya se encontraban bastante integrados al inicio de ese periodo. Concluyen que existe suficiente evidencia de que la creciente integración de los mercados de capitales ha sido consecuencia de una creciente regionalización de los mercados nacionales, y ha resultado en vínculos más fuertes entre algunos mercados emergentes y aquellos países industrializados que comparten una misma región geográfica. Asimismo, sugieren que los vínculos inter-regionales entre países emergentes y países industrializados también se ha fortalecido. Un segundo ejemplo de la misma línea de investigación es el trabajo de Soydemir (2000), quien analizó los patrones de transmisión de los movimientos de los mercados bursátiles, entre países desarrollados y economías emergentes. Para ello utilizó un modelo de Vectores Autorregresivos de cuatro variables, con base en el cual concluyó que algunas variables macroeconómicas fundamentales, tales como las importaciones y las exportaciones, juegan un papel determinante en las diferencias observadas en la transmisión de los movimientos entre distintos mercados. En cuanto a los resultados obtenidos mediante la utilización de las funciones “impulso-respuesta” y la descomposición de la varianza se reporta que existen vínculos significativos entre los mercados

accionarios de los Estados Unidos y México, así como también vínculos más débiles entre el mercado norteamericano, y los mercados argentino y brasileño. Las diferencias observadas en los patrones de respuesta de distintos mercados accionarios son consistentes con diferencias en sus flujos comerciales. Otro hallazgo indica que la respuesta que tiene lugar en el mercado de capitales de un país emergente cuando tiene lugar un *shock* en el mercado norteamericano es de mayor duración que la que resulta de un *shock* en otro mercado desarrollado como el del Reino Unido. Mientras que ningún mercado emergente puede afectar al mercado norteamericano, el efecto combinado de los países emergentes sobre el mercado de los Estados Unidos resultó estadísticamente significativo. Los hallazgos de este autor pueden relacionarse con la distinta velocidad de procesamiento de información y de las estructuras institucionales que prevalecen en los diferentes mercados. En conjunto, los autores concluyeron que la transmisión de movimientos entre mercados de capital tiene lugar de acuerdo con los fundamentales económicos, más que con efectos irracionales de contagio.

En la misma línea de investigación de cómo algunos acontecimientos extraordinarios que pueden haber influido en la vinculación de distintos mercados, también se ha explorado el efecto que tuvo la crisis del Sudeste Asiático en 1997 sobre las relaciones internacionales de los mercados de capitales. Por ejemplo, Sheng y Tu (2000), utilizaron técnicas de cointegración y de descomposición de varianza para examinar los vínculos entre los mercados accionarios de 12 países de la región Asia-Pacífico, antes y durante el periodo de la crisis financiera del año 1997. Mediante la utilización de cointegración multivariada y pruebas de corrección de errores, estos autores encontraron evidencia de la existencia de relaciones de cointegración entre los mercados nacionales estudiados durante, pero no antes, del periodo de la crisis. Durante ese periodo, la relación entre países del Sudeste Asiático fue más fuerte que la observada entre los países del Noreste Asiático. Adicionalmente, la descomposición de varianzas reveló el “grado de exogeneidad” de todos los índices se había reducido, implicando que ninguno de los países había sido “exógeno” a la crisis financiera. O bien, el estudio de Tan (1998) que analiza ocho mercados bursátiles del sudeste asiático durante el periodo 1995-1998 y verifica el efecto contagio durante la crisis financiera asiática utilizando un modelo de corrección de error y la función impulso respuesta y la descomposición de la varianza del error de predicción. Baig y Goldfajn (1999), contrastan la existencia de contagio entre los mercados más relacionados con la crisis asiática (Tailandia, Malasia, Indonesia, Corea y Filipinas) durante el

periodo 1995-1998, concluyendo que durante el periodo de inestabilidad los mercados tienden a moverse conjuntamente, que los *shocks* generados en un mercado se transmiten al resto con cierta rapidez y, por último, descartan a las variables fundamentales como elementos determinantes en el movimiento de los mercados a favor de un efecto contagio.

En fecha más reciente, la Crisis Financiera originada en el segmento de las Hipotecas de Baja Calidad (*subprime*) en los Estados Unidos, al representar un episodio más de turbulencia extraordinaria en los mercados internacionales, también fue objeto de atención por parte de varios autores. Por ejemplo, Tudor (2011) estudió las tendencias comunes de largo plazo y los mecanismos de interacción de corto plazo entre los mercados de capitales de seis países de Europa Central y Europa del Este, con respecto a los Estados Unidos, dando atención especial a los efectos derivados de la Crisis. La autora utilizó modelos de Vectores Autorregresivos (VAR), pruebas de Cointegración y pruebas de Causalidad de Granger. Para llevar a cabo su análisis, dividió la muestra en dos sub-muestras, con la intención de capturar la manera cambiante en el tiempo como evolucionó el proceso de integración en la zona de la Comunidad Económica Europea antes y durante la crisis. Todas sus pruebas confirmaron que existen fuertes interrelaciones entre todos los mercados de la muestra durante la Crisis, lo que significa que los beneficios de la diversificación internacional de portafolios prácticamente desaparecieron durante la turbulencia financiera. Sin embargo, las fuertes interdependencias que se hicieron presentes durante la crisis no necesariamente implican que las economías de la muestra comparten las mismas relaciones de equilibrio de largo plazo. Por lo tanto, la permanencia de una integración más intensa entre los países estudiados en el largo plazo quedaría por comprobarse y, en ese sentido, enfatiza la importancia de dar atención a su evolución en futuros estudios que expandan la muestra con una submuestra que incluya datos posteriores a la Crisis.

En el contexto Latinoamericano diversos estudios también han abordado el tema de la relación de los mercados de capitales, como ejemplo podemos citar los trabajos de Porras-González (2004), Bernardi (2005) y Brugger y Ortiz (2012). En el primero de ellos se analizan las relaciones de los mercados accionarios de Argentina, Brazil, Chile, Colombia, México, Perú, Venezuela y los índices del NYSE y el Dow Jones; en la búsqueda de confirmar la cointegración entre los respectivos países de América Latina y el mercado de capitales estadounidense. Los resultados sugieren la existencia de cointegración entre los mercados de México, Venezuela y los dos índices norteamericanos,

pero no así para los mercados de Argentina, Brasil, Chile, Colombia y Perú. La autora argumenta, que los resultados encontrados se pueden entender, en el caso del primer grupo, en función de ciclos económicos similares o bien ante la presencia de estrechas relaciones comerciales y pocas restricciones a los flujos de capital. En cuanto al segundo grupo, ante la posibilidad de que los factores domésticos son más importantes que los factores internacionales, la presencia de imperfecciones de mercado o simplemente, ante el desarrollo de relaciones económicas más importantes con países distintos de los Estados Unidos.

Bernardi (2005), estudia la existencia de contagio financiero en países emergentes durante las crisis financieras de México, Asia, Rusia y Argentina. Con especial énfasis en Argentina, Brasil, México y Venezuela los resultados del estudio sugieren que el efecto de contagio es débil, y aunque las correlaciones de variación temporal son difíciles de reconciliar con los factores financieros y reales, esto no permite concluir que haya existido contagio entre estos países durante los períodos de crisis analizados. El autor sugiere que el fenómeno comúnmente llamado “contagio financiero” podría explicarse a la luz de los errores en la política financiera doméstica, que simplemente ha sido copiada a través de los países afectados en respuesta a los choques económicos comunes y que han afectado a países con características similares.

En la misma línea, Brugger y Ortiz (2012) examinan la relación entre el desempeño de las bolsas latinoamericanas de valores y el comportamiento de su economía para los casos de Argentina, Brasil, Chile y México. En particular, el estudio analiza la relación econométrica entre los rendimientos bursátiles de los mercados de capital de los países y el comportamiento del Producto Interno Bruto. Los principales resultados del estudio sugieren una relación débil entre las variables domésticas por un lado y por otro, que para todos los casos, con excepción de México, se confirma un ligero impulso positivo de la bolsa al PIB.

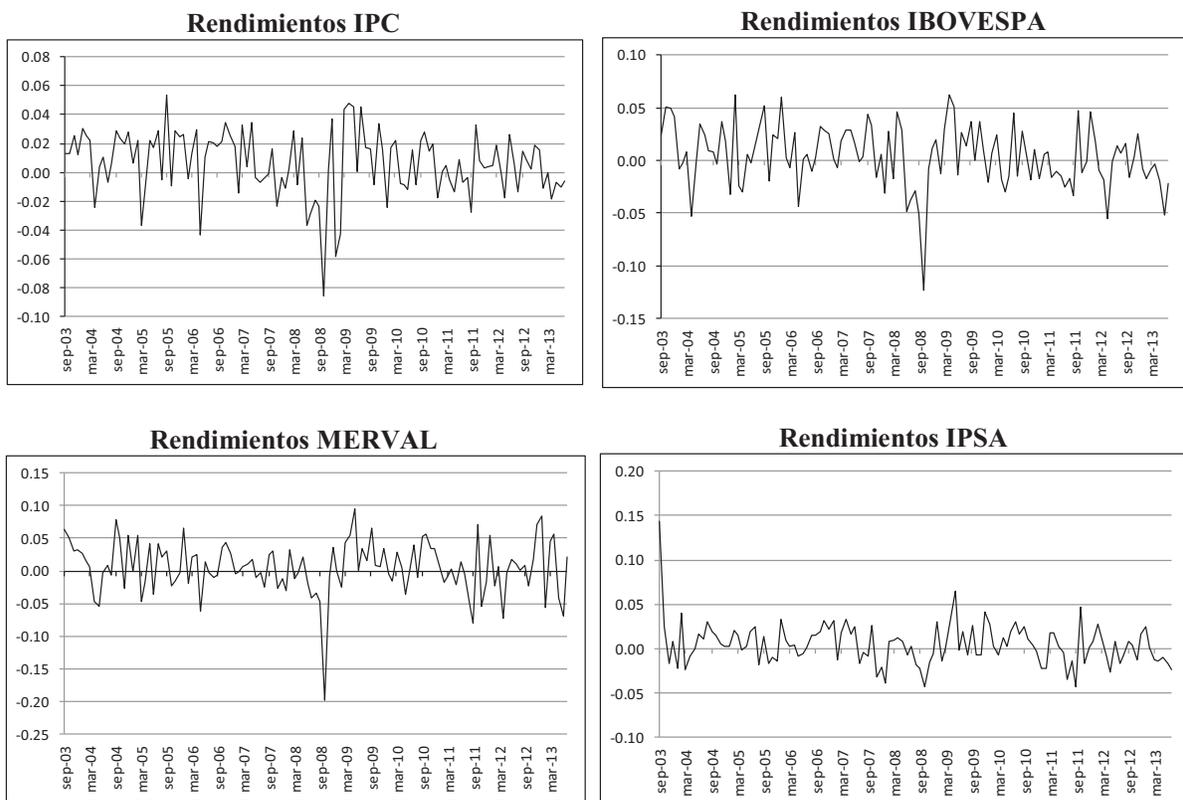
## 2. Aspectos Metodológicos

Para obtener evidencia empírica sobre la naturaleza de la relación lineal entre los rendimientos de los principales mercados de capitales de América Latina, se estima un modelo de Vectores Autorregresivos. En particular, el modelo permite examinar la forma en que los rendimientos del IPC de la BMV responden a *shocks* en los rendimientos de los índices accionarios IBOVESPA, Merval e IPSA. Los datos incluidos en la modelación corresponden a los

rendimientos logarítmicos calculados a partir de los precios de cierre de los índices, reportados en Economática; los valores se expresan en periodicidad mensual, para un total de 119 observaciones comprendidas entre agosto de 2003 y julio de 2013.

La Figura 1 ofrece un panorama descriptivo de las series consideradas en el estudio. En dicha Figura se aprecia un comportamiento relativamente estable, con importantes racimos de volatilidad alrededor de episodios económicos relevantes, de corte internacional. Por ejemplo, el impacto de la crisis *subprime* fue notable en tres de los cuatro mercados: México, Brasil y Argentina. Sorprendentemente, para el mercado chileno el crítico mes de septiembre de 2008, con la quiebra de Lehman Brothers y otros graves acontecimientos financieros relacionados, pasó desapercibido. Por el contrario, el impacto durante ese mes fue notablemente más intenso en el caso de la Bolsa de Buenos Aires, con una baja de casi 20%. En los casos de México y Brasil, los

Figura 1. Comportamiento gráfico de las series de tiempo.



Fuente: elaboración propia con datos de Economática.

rendimientos de los índices bursátiles en el mismo mes fueron de aproximadamente -8% en el caso del primero y poco menos de -10% para el segundo.

### 3. Modelación Econométrica

En primera instancia y a partir de los brincos observados en el comportamiento de las series de tiempo utilizadas en la modelación y mostrados en la Figura 1, se procedió a evaluar la estabilidad de los parámetros con la intención de evitar la obtención de relaciones espurias.<sup>1</sup> Una forma de comprobar la posible inestabilidad de los coeficientes es verificando el comportamiento de los residuos recursivos<sup>2</sup> de cada variable. Para ello se hace uso de la prueba CUSUM, la cual permite demostrar que la secuencia de una serie a través del tiempo tiene un valor esperado de cero, bajo la hipótesis nula de estabilidad de los coeficientes de regresión; en caso de que exista inestabilidad, entonces los parámetros del modelo serán constantes sólo hasta determinado momento en el tiempo.

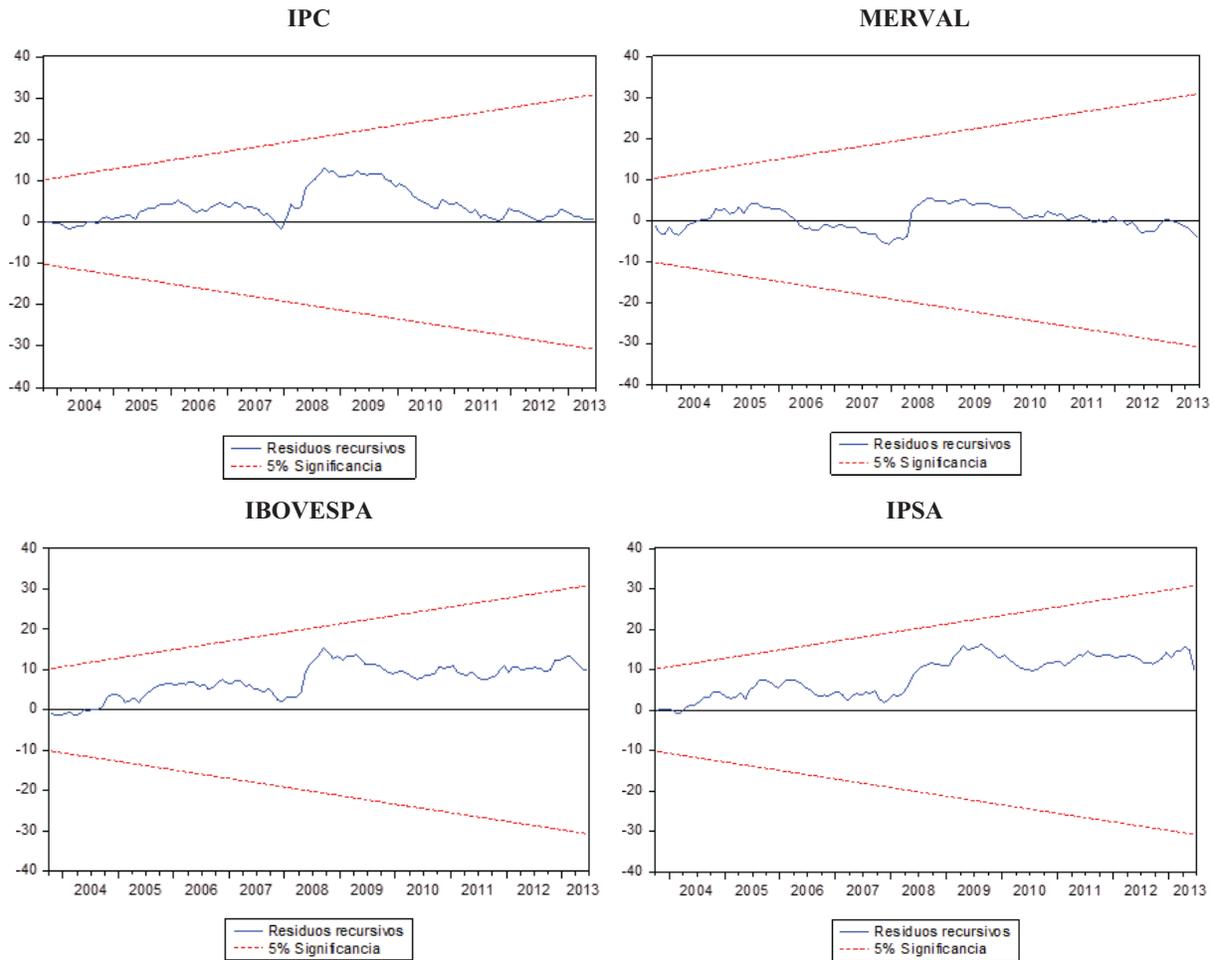
La Figura 2 muestra la prueba CUSUM para las series de los rendimientos de los índices accionarios de México, Brasil, Argentina y Chile, en donde se observa un gráfico de los residuos —o la suma acumulada de estos— en el tiempo, que permite verificar desviaciones sistemáticas de los residuales. Los puntos de la serie que salgan de la banda de confianza sugerirán posibilidad de inestabilidad en los coeficientes y por tanto, la necesidad de hacer un cambio estructural en el planteamiento econométrico. Como se puede apreciar en la Figura 2, la prueba sugiere que existe estabilidad en los parámetros durante el periodo de estudio.

---

<sup>1</sup> La presencia de cambios estructurales —rompimientos en la tendencia de la media como consecuencia de acontecimientos económicos, políticos o sociales que afectan a una economía durante el periodo de estudio— puede afectar los resultados de las pruebas de raíz unitaria y del VAR (Presno y López, 2001).

<sup>2</sup> Diferencia estandarizada entre el valor actual de la variable dependiente en el momento  $t$  y el valor del pronóstico, de tal forma que se obtiene una regresión robusta para todas las observaciones previas a  $t$ .

Figura 2. Prueba CUSUM para las series de los rendimientos.



Fuente: Elaboración propia con salida de Eviews

Posteriormente, utilizamos la especificación econométrica que se presenta en la Ecuación (1), para evaluar la forma en que los rendimientos del IPC reaccionan ante innovaciones del IBOVESPA, Merval e IPSA.

$$Y_t = C + \sum_{s=1}^m A_s Y_{t-s} + e_t \quad (1)$$

Donde  $Y_t$  es un vector 4x1 que contiene los rendimientos mensuales de los índices bursátiles de México, Brasil, Argentina e IPSA; y son matrices de coeficientes con dimensiones 4x1 y 4x4, respectivamente; se refiere a la am-

plitud del rezago incluido en nuestro modelo y, finalmente,  $e_t$  se refiere a un vector columna de errores de predicción de  $Y_t$  utilizando los valores pasados de  $e_t$ . Cabe destacar que por diseño los valores de  $e_t$  no están correlacionados con los valores de  $Y_s$ .

La técnica de Vectores Autorregresivos requiere que las series de tiempo analizadas sean estacionarias (Capistrán, Constandse y Ramos-Francia, 2009). Un proceso estocástico es estacionario siempre y cuando su media y su varianza no cambian en el tiempo, y cuando el valor de la covarianza entre dos períodos depende solamente de la distancia o retardo entre éstos y no del momento en el cual se calcula (Pateiro y Pedreira, 2003). En la Tabla 1 se muestran las pruebas de Dickey Fuller Aumentada (ADF, por sus siglas en inglés) sobre los rendimientos logarítmicos mensuales calculados para cada uno de los índices estudiados. Como puede apreciarse en la tabla, en los cuatro casos, los rendimientos logarítmicos son estacionarios, es decir, que son integradas de orden cero,  $I(0)$ , tanto en la prueba que solamente toma en cuenta el intercepto, como también en la prueba que toma en cuenta el intercepto y la tendencia.

Tabla 1. Prueba de Dickey-Fuller Aumentada (ADF) para los índices.

<b>CON INTERCEPTO</b>					
<b>Rendimientos Mensuales</b>					
<i>Variables</i>	<i>t estadístico (ADF)</i>	<i>p value</i>	<i>Valores críticos</i>		
			<i>1% level</i>	<i>5% level</i>	<i>10% level</i>
<i>IPC</i>	-9.5140	0.0000	-3.4866	-2.8861	-2.5799
<i>IBOVESPA</i>	-8.4888	0.0000	-3.4866	-2.8861	-2.5799
<i>MERVAL</i>	-9.6755	0.0000	-3.4866	-2.8861	-2.5799
<i>IPSA</i>	-10.3741	0.0000	-3.4866	-2.8861	-2.5799
<b>CON INTERCEPTO Y TENDENCIA</b>					
<b>Rendimientos Mensuales</b>					
<i>Variables</i>	<i>t estadístico (ADF)</i>	<i>p value</i>	<i>Valores críticos</i>		
			<i>1% level</i>	<i>5% level</i>	<i>10% level</i>
<i>IPC</i>	-9.7393	0.0000	-4.0377	-3.4483	-3.1493
<i>IBOVESPA</i>	-8.7984	0.0000	-4.0377	-3.4483	-3.1493
<i>MERVAL</i>	-9.6594	0.0000	-4.0377	-3.4483	-3.1493
<i>IPSA</i>	-10.4471	0.0000	-4.0377	-3.4483	-3.1493

Fuente: elaboración propia con salida del E-views.

La estacionariedad encontrada en nuestra muestra es consistente con los resultados reportados en el trabajo de Brugger y Ortiz (2012) sobre el comportamiento de mercados bursátiles Latinoamericanos.

En la construcción del modelo de Vectores Autorregresivos se incluyeron los rendimientos del  $IPC_t$ , el  $IBOVESPA_t$ , el  $MERVAL_t$  y el  $IPSA_t$  como variables endógenas de tal forma que cada una supone una ecuación que contiene  $k$  valores rezagados de  $IPC_t$ , el  $IBOVESPA_t$ , el  $MERVAL_t$  y el  $IPSA_t$ ; dichas variables se estiman mediante MCO.<sup>3</sup> En forma explícita, las ecuaciones del modelo VAR se explicitan de la siguiente manera:

$$IPC_t = \lambda_0 + \sum_{j=1}^k \lambda_j IPC_{t-j} + \sum_{j=1}^k \lambda_j IBOVESPA_{t-j} + \sum_{j=1}^k \lambda_j MERVAL_{t-j} + \sum_{j=1}^k \lambda_j IPSA_{t-j} + u_{1t} \quad (2)$$

$$IBOVESPA_t = \lambda_0' + \sum_{j=1}^k \lambda_j IPC_{t-j} + \sum_{j=1}^k \lambda_j IBOVESPA_{t-j} + \sum_{j=1}^k \lambda_j MERVAL_{t-j} + \sum_{j=1}^k \lambda_j IPSA_{t-j} + u_{2t} \quad (3)$$

$$MERVAL_t = \lambda_0'' + \sum_{j=1}^k \lambda_j IPC_{t-j} + \sum_{j=1}^k \lambda_j IBOVESPA_{t-j} + \sum_{j=1}^k \lambda_j MERVAL_{t-j} + \sum_{j=1}^k \lambda_j IPSA_{t-j} + u_{3t} \quad (4)$$

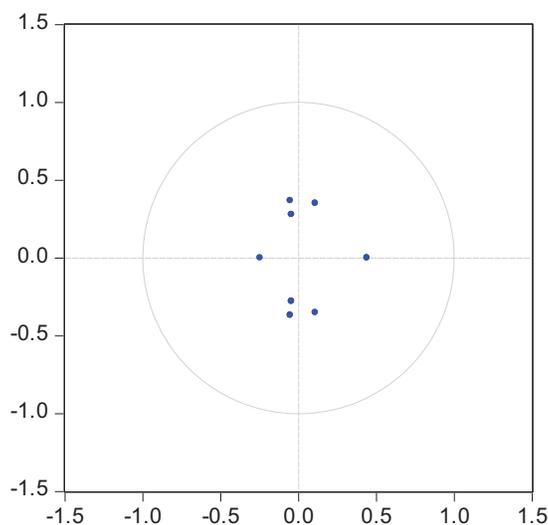
$$IPSA_t = \lambda_0''' + \sum_{j=1}^k \lambda_j IPC_{t-j} + \sum_{j=1}^k \lambda_j IBOVESPA_{t-j} + \sum_{j=1}^k \lambda_j MERVAL_{t-j} + \sum_{j=1}^k \lambda_j IPSA_{t-j} + u_{4t} \quad (5)$$

Un VAR es estable y estacionario cuando los eigenvalores de las matrices de los coeficientes son menores a uno. Esto equivale a que las raíces invertidas, reales e imaginarias del polinomio característico autorregresivo presenten módulos inferiores a uno (Patterson, 1997). Los resultados de la Figura 3 muestran que efectivamente, las raíces características son menores a uno (todas caen dentro del círculo unidad) por lo que se puede afirmar que el modelo es estable.<sup>4</sup>

<sup>3</sup> Cada ecuación estimada por MCO presenta el mismo número de variables endógenas rezagadas; asimismo, el uso de MCO permite que cada ecuación por separado suministre estimaciones idénticas y eficientes (Gujarati y Porter, 2010).

<sup>4</sup> La selección del número de rezagos para el VAR se tomó considerando el criterio de Akaike (AIC), el criterio bayesiano de Schwarz (BIC) y el criterio de Hannan-Quinn (HQ). Efectivamente, los tres criterios coincidieron en la inclusión de 2 rezagos.

Figura 3: Raíces inversas del polinomio característico.  
El VAR incluye 2 rezagos y constante.



Fuente: elaboración propia con salida de Eviews

Los estadísticos de la prueba de Granger permiten establecer si los valores pasados de una variable resultan útiles para predecir el comportamiento de otra variable. Las regresiones utilizadas para probar causalidad de Granger entre las variables de interés son las siguientes:

$$\begin{aligned}
 IPC_t = & \sum_{i=1}^n \alpha_i \beta_{t-i} + \sum_{i=1}^n \delta_i \gamma_{t-i} + \\
 & \sum_{i=1}^n \sigma_i \varrho_{t-i} + \sum_{i=1}^n \theta_i i_{t-i} + U_{1t}
 \end{aligned} \tag{6}$$

$$\begin{aligned}
 IBOVESPA_t = & \sum_{i=1}^n \sigma_i i_{t-i} + \sum_{i=1}^n \varphi_i \gamma_{t-i} + \\
 & \sum_{i=1}^n \kappa_i \varrho_{t-i} + \sum_{i=1}^n \tau_i \beta_{t-i} + U_{2t}
 \end{aligned} \tag{7}$$

$$\begin{aligned}
 MERVAL_t = & \sum_{i=1}^n \psi_i i_{t-i} + \sum_{i=1}^n \omega_i \beta_{t-i} + \\
 & \sum_{i=1}^n \chi_i \varrho_{t-i} + \sum_{i=1}^n \phi_i \gamma_{t-i} + U_{3t}
 \end{aligned} \tag{8}$$

$$\begin{aligned}
 IPSA_t = & \sum_{i=1}^n \rho_i i_{t-i} + \sum_{i=1}^n \vartheta_i \beta_{t-i} + \\
 & \sum_{i=1}^n \pi_i \gamma_{t-i} + \sum_{i=1}^n \eta_i \varrho_{t-i} + U_{3t}
 \end{aligned} \tag{9}$$

Donde las ecuaciones (6), (7), (8) y (9) representan un sistema de ecuaciones autorregresivas: en el caso de la ecuación (6), los parámetros  $\beta, \gamma, \varrho, i$ , se refieren a los vectores de información del IBOVESPA, Merval, IPSA e IPC, respectivamente, rezagados  $i$  periodos, en tanto que los parámetros  $\alpha, \delta, \sigma, \theta$  están asociados a la prueba de Granger y permiten examinar si los valores rezagados de la variable correspondiente contribuyen a predecir a otra variable. Lo mismo aplica para las ecuaciones restantes.

Se asume que las perturbaciones  $U_{1t}, U_{2t}$  y  $U_{3t}$ , y no están correlacionadas. De la estimación de las ecuaciones (6), (7), (8) y (9) se distinguen dos tipos de causalidad: en primera instancia, existe causalidad unidireccional cuando los coeficientes estimados en la ecuación (6) para IPC rezagada son estadísticamente diferentes de 0 considerados en grupo, el conjunto de coeficientes estimados para IBOVESPA, Merval e IPSA rezagadas no son estadísticamente diferentes de 0, y viceversa; o bien, existe causalidad bidireccional si los coeficientes estimados en la ecuación (7) para IBOVESPA, rezagado son estadísticamente diferentes de 0 considerados en grupo y, el conjunto de coeficientes estimados para IPC, Merval e IPSA, lo son de igual manera. La hipótesis nula de la ecuación (6) es  $H_0: \sum \alpha_i = 0$  y  $\sum \delta_i = 0$ , es decir que los términos rezagados de IBOVESPA, Merval e IPSA no pertenecen a la regresión. En la Tabla 2 se presentan los valores de la prueba de causalidad de Granger para las ecuaciones (6), (7), (8) y (9), que representan las cuatro variables por las que está conformado el VAR. Los resultados muestran los valores de significancia estadística (*p-values*) asociados al estadístico F.

Los resultados sugieren que no existe causalidad en el sentido de Granger, debido a que, en ningún caso, los valores del estadístico de significancia (*p value*) resultan significativos a un nivel del 5%.

Tabla 2. Prueba de causalidad de Granger para VAR. Muestra:  
2003M08 - 2013M06.  
No. De observaciones: 119

Variable dependiente: <b>IPC</b>		Variable dependiente: <b>MERVAL</b>	
Variable	p-value	Variable	p-value
<b>IBOVESPA</b>	0.6323	<b>IPC</b>	0.4056
<b>MERVAL</b>	0.6243	<b>IBOVESPA</b>	0.2922
<b>IPSA</b>	0.0907	<b>IPSA</b>	0.1077
Conjunto	0.4311	Conjunto	0.0755
Variable dependiente: <b>IBOVESPA</b>		Variable dependiente: <b>IPSA</b>	
Variable	p-value	Variable	p-value
<b>IPC</b>	0.4069	<b>IPC</b>	0.2696
<b>MERVAL</b>	0.3214	<b>IBOVESPA</b>	0.2492
<b>IPSA</b>	0.1065	<b>MERVAL</b>	0.2549
Conjunto	0.3409	Conjunto	0.0944

Fuente: Elaboración propia con salida de E-views.

Adicionalmente, se llevó a cabo un análisis de la descomposición de la varianza del error; a partir del cual se obtuvieron distintos componentes. Con base en el análisis de éstos posible aislar el porcentaje de variabilidad que explican cada una de las variables de estudio.

Para profundizar en la interpretación de los resultados obtenidos, también se utilizó la Función Impulso Respuesta (FIR) que, en este caso, representa la reacción ante choques en los términos de error, tanto del mismo IPC en términos rezagados, como del IBOVESPA, MERVAL e IPSA.

Mientras la descomposición de la varianza proporciona información acerca de la importancia relativa de cada innovación aleatoria de las variables sobre el sistema de vectores autoregresivos modelado, la función FIR muestra el efecto de un cambio de una de las variables endógenas, sobre las demás variables del modelo VAR. En la Tabla 3 se muestra la descomposición de la varianza del IPC para 2 periodos, en este caso, dos meses. De acuerdo con los resultados, el IPC se explica por sí mismo en un 99.06% en el último periodo considerado, las innovaciones del IBOVESPA explican en un 0.29% al IPC en

tanto que el Merval y el IPSA lo hacen en un 0.30% y 0.33% respectivamente para el segundo periodo.

Si bien el interés principal es analizarla respuesta del IPC ante perturbaciones en las demás bolsas de la muestra, los resultados de la descomposición de la varianza para el IBOVESPA, el Merval y el IPSA no dejan de ser reveladores. Los resultados muestran que el IBOVESPA se explica por sí misma en un 52.12% para el periodo 2; en tanto que las innovaciones del IBOVESPA son explicadas en un 45.98% por el IPC, en un 1.08% por el Merval y finalmente, en un 0.81 por el IPSA.

La descomposición de la varianza del Merval revela que dicha variable se explica por sí misma en 43.66% en el último periodo considerado para el estudio; sus innovaciones se explican en un 44.32 % por el IPC, 11.91% por el IBOVESPA y 0.09 por el IPSA. Finalmente, los *shocks* asociados al indicador chileno sugiere que en el segundo periodo el IPSA se explica por sí mismo en

Tabla 3. Descomposición de la Varianza de los Errores para los rendimientos bursátiles.

<i>Periodo</i>	<i>Error Estándar</i>	<i>IPC</i>	<i>IBOVESPA</i>	<i>MERVAL</i>	<i>IPSA</i>
<b>Descomposición de Varianza de IPC</b>					
1	0.0528	100.0000	0.0000	0.0000	0.0000
2	0.0534	99.0660	0.2980	0.3035	0.3325
<b>Descomposición de Varianza de IBOVESPA</b>					
1	0.0668	46.3840	53.6160	0.0000	0.0000
2	0.0690	45.9821	52.1213	1.0836	0.8130
<b>Descomposición de Varianza de Merval</b>					
1	0.0955	43.8680	11.6655	44.4666	0.0000
2	0.0979	44.3200	11.9187	43.6661	0.0953
<b>Descomposición de Varianza de IPSA</b>					
1	0.0438	18.4193	7.9117	1.4060	72.2630
2	0.0453	22.8063	8.2191	1.5111	67.4635

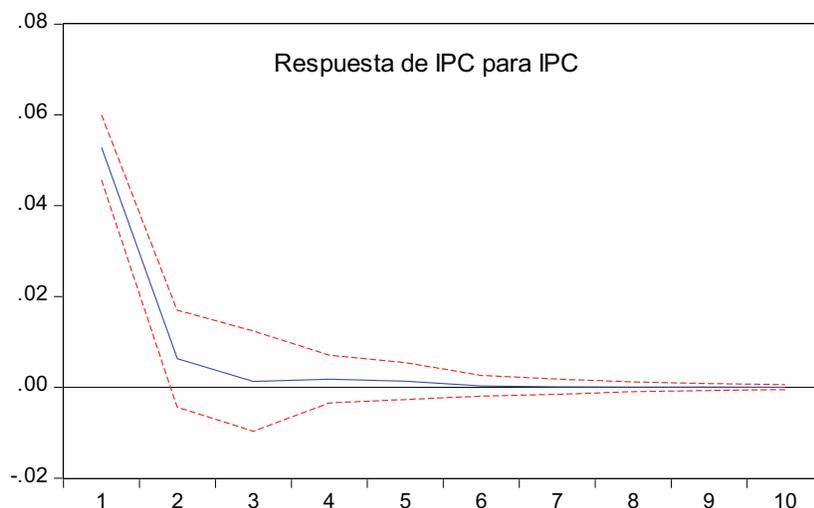
Fuente: elaboración propia con salida de E-views

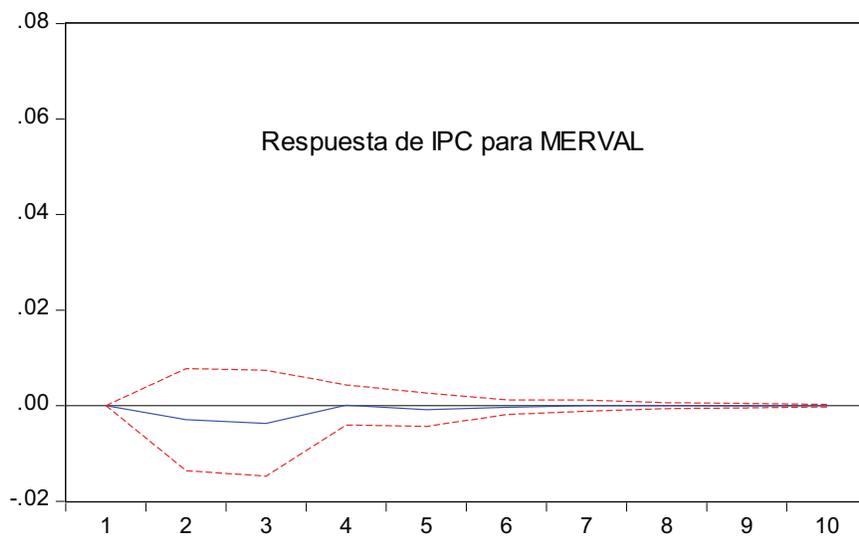
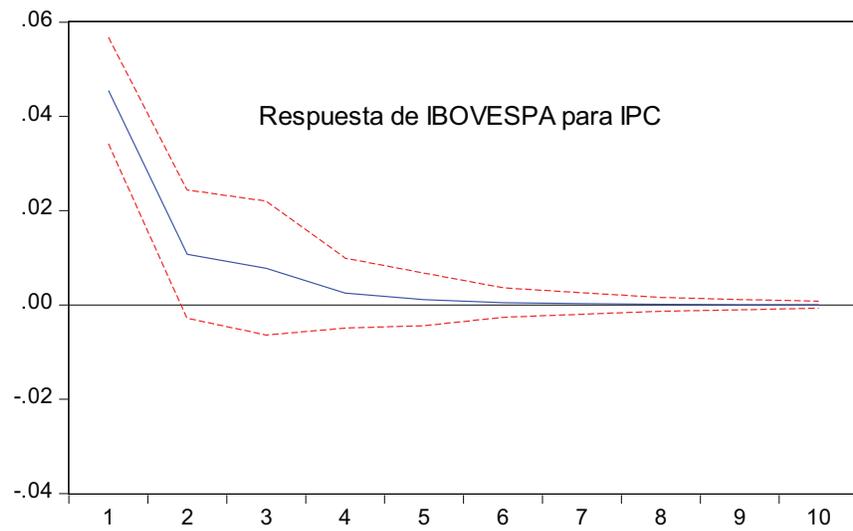
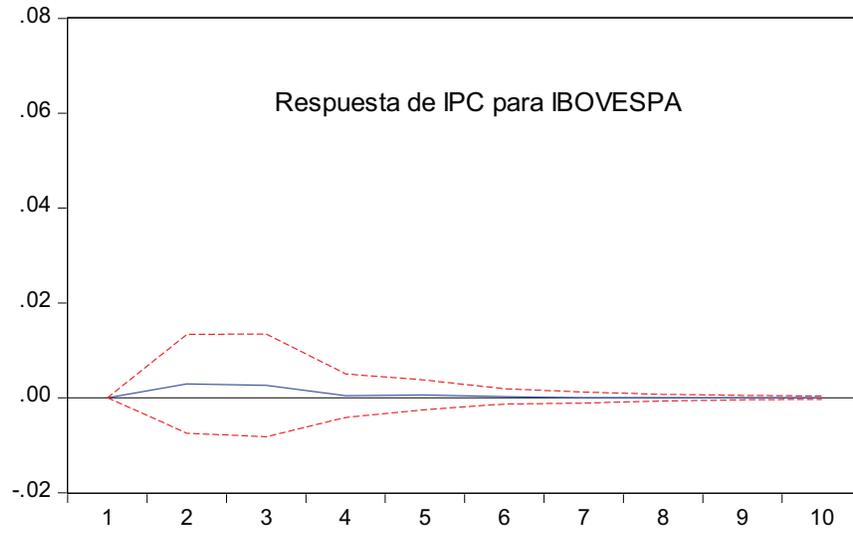
un 67.46%, por el IPC en 22.80%, por el IBOVESPA en 8.21% y por el Merval en un 1.51%.

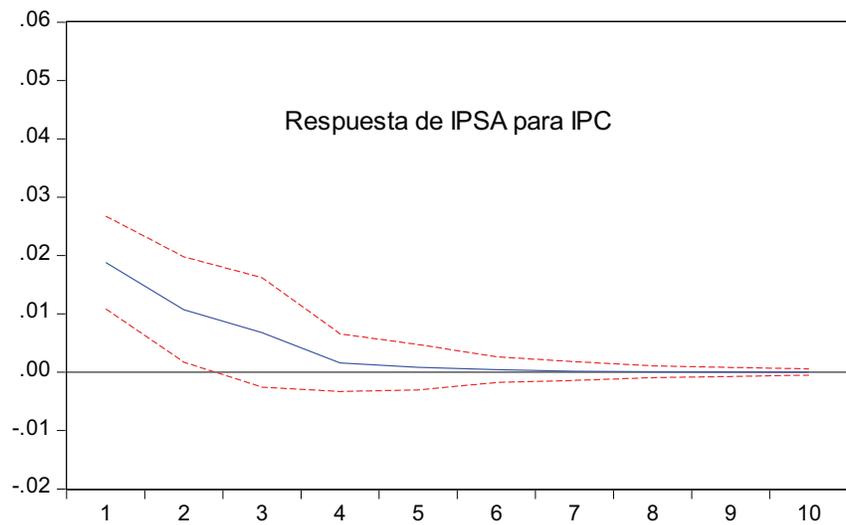
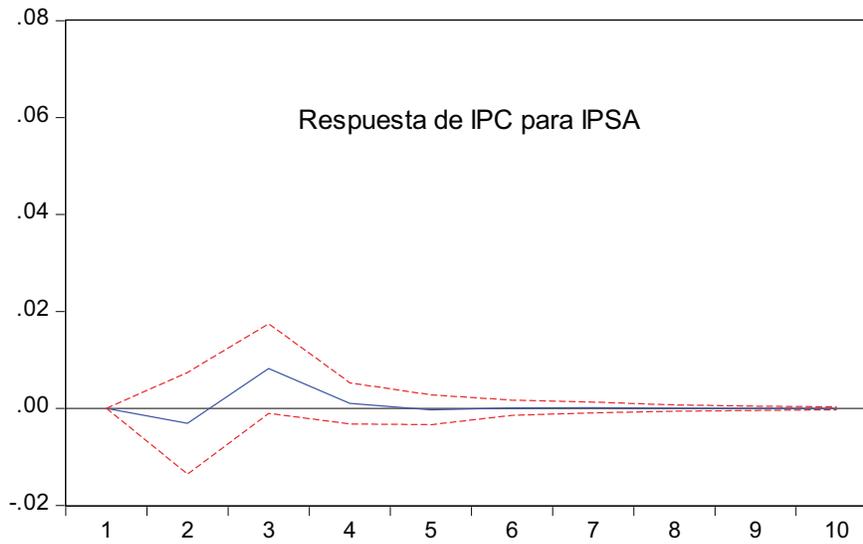
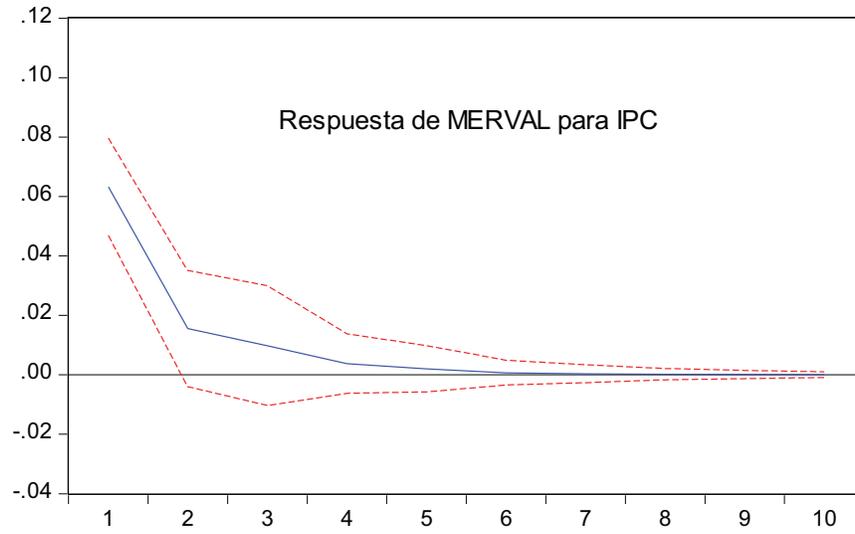
Por último, y como complemento de las pruebas anteriores, la FIR permite hacer un análisis gráfico del comportamiento esperado de cada una de las variables endógenas ante perturbaciones estructurales, para 2 periodos, con bandas de confianza de  $\pm 2$  errores estándar. Para construir esta representación gráfica se utilizó la descomposición de Cholesky, en la cual los errores se ortogonalizan de tal forma que la matriz de covarianzas de las innovaciones resultante es diagonal. La Figura 4 muestra la gráficas de la FIR correspondiente al IPC contra sí mismo, así como la correspondencia que tiene con las demás bolsas de la muestra. Los resultados sugieren que las innovaciones en una variable en el período  $i$  afectarán directamente a la propia variable y que el efecto se transmitirá al resto de variables explicadas a través de la estructura dinámica representada por el modelo VAR. Por ejemplo, una innovación en  $U_{it}$  en la ecuación (2), modificará el valor presente del IPC, pero también puede modificar los valores futuros del IBOVESPA, del Merval y del IPSA. La misma dinámica aplica para las ecuaciones (3), (4) y (5).

En general se observa que el IPC reacciona poco ante las innovaciones que tienen lugar en el resto de las bolsas estudiadas, en tanto que las perturbaciones asociadas al IPC se ven reflejadas con una mayor fuerza en el IBOVESPA, el Merval y el IPSA. Otro aspecto que merece destacarse es que el índice que más afecta al IPC después de dos periodos es el IPSA, y que su efecto se desvanece al tercer mes. Los efectos de las innovaciones del IBOVESPA

Figura 4. Función Impulso Respuesta.







Fuente: Elaboración propia con salida de E-views.

y del Merval también se disipan en el mismo periodo, pero con un menor impacto en el IPC. En lo que refiere al efecto que tienen las perturbaciones del IPC sobre el IBOVESPA, el Merval y el IPSA, se detectaron efectos más duraderos al disiparse en cuatro periodos, además de que, en los primeros dos meses, la apertura de las bandas es más amplia en comparación con la respuesta del IPC a las demás bolsas de la muestra.

## Conclusiones

El interés por estudiar las interacciones entre los mercados financieros de distintos países ha crecido en años recientes, y se ha puesto énfasis en investigar los mecanismos y la velocidad de transmisión de eventos de carácter económico doméstico y/o global por las posibles implicaciones que una mejor comprensión del proceso de integración financiera internacional puede tener sobre la determinación de políticas macroeconómicas, por la posibilidad de mejorar las opciones de diversificación internacional de portafolios y por el propósito legítimo de entender mejor la naturaleza y funcionamiento de los mecanismos de transmisión de eventos económicos.

El análisis econométrico desarrollado en este trabajo sugiere que existen interacciones importantes entre los mercados latinoamericanos estudiados. Entre los resultados obtenidos destaca que el comportamiento de los rendimientos del IPC parece ser la variable con mayor capacidad explicativa de las variaciones de rendimientos observadas en el resto de los índices. Los resultados del análisis también revelan que los mercados brasileño y argentino responden en buena medida a los *shocks* provenientes de México. Especialmente, en el caso del mercado de Argentina se observa que la capacidad explicativa del IPC es prácticamente la misma que la que tiene el propio índice Merval. En el caso del mercado de capitales de Chile, se detecta una influencia importante del IPC, aunque en menor importancia que en el caso de los demás países. Finalmente, del análisis de los resultados se desprende que el rendimiento del IPC es la variable menos afectada por *shocks* provenientes de las otras bolsas de la muestra.

Los resultados presentados pueden explicarse, al menos en parte, a la luz de la presencia de algunos factores que determinan el comportamiento de largo plazo de los mercados de capital en América Latina como son, por ejemplo, la dependencia económica de todos los países de la región con respecto a la economía de los Estados Unidos y el hecho de que la economía mexicana presente una mayor integración con aquella.

## Referencias bibliográficas

- Aggarwal, Raj, y NyoNyo A. Kyaw (2005). "Equity Market Integration in the NAFTA Region: Evidence From Unit Root and Cointegration Tests". *International Review of Financial Analysis*; Vol. 14 (4); pp. 393-406.
- Arshanapalli, Bala y Doukas, John (1993). "International Stock Market Linkages Evidence From the Pre and Post-october 1987 Period". *Journal of Banking and Finance*, Vol. 17, pp. 193-208.
- Baig, Taimur y Goldfajn, Ilan (1999). "Financial Market Contagion in the Asian Crisis". *IMF Staff Papers*, Vol. 46, Nº. 2, pp. 167-195.
- Bernardi, B. (2005). "El contagio financiero en países emergentes". *Pensamiento & Gestión*, No. 19, pp. 43-77.
- Brugger, Samuel y Edgar Ortiz C. (2012). "Mercados accionarios y su relación con la economía real en América Latina". *Problemas del Desarrollo*, Vol. 168 (43); pp. 63-93.
- Capistrán, Constandse y Ramos-Francia (2009). "Using Seasonal Models to Forecast Short-Run Inflation in Mexico". *Working Papers*. Banco de México, No. 2009/05.
- Cashin, Paul; Kumar, Monmohan, y McDermott, John (1995). "International Integration of Equity Markets and Contagion Effects". *International Monetary Fund, Working Paper* 95/110.
- Darrat, Ali F, y Maosen Zhong (2005). "Equity Market Integration and Multinational Agreements: the Case of NAFTA". *Journal of International Money and Finance*; Vol. 24 (5); pp. 793-817.
- Eun y Shim (1989). "International Transmission of Stock Market Movements". *Journal of Finance and Quantitative Analysis*. Vol 24, No. 2; pp 241-256.
- Gilmore, Claire G., and Ginette M. McManus.(2004). "The Impact of NAFTA on the Integration of the Canadian, Mexican and U.S. equity markets". *Research in Global Strategic Management*; Vol. 10; pp. 137-151.
- Granger, C. y Morgenstern, O. (1970). *Predictability of Stock Market Prices*. MA: Lexington.
- Grubel, H. (1968). "Internationally Diversified Portfolios: Welfare Gains and Capital Flows". *American Economic Review*, Vol. 58, pp. 1299-1314.
- Gujarati y Porter, 2010. *Econometría*, 5ª Edición.
- Hilliard, H. (1979). "The Relationship Between Equity Indices on World Exchanges". *Journal of Finance*; Vol. 34, pp. 102-114.
- Lessard (1974). "World, National, and Industry Factors in Equity Returns". *The Journal of Finance*. Vol. 29, No. 2, pp. 379-391.

- López-Herrera, Francisco, Santillán-Salgado, Roberto J., y Ortíz, Edgar (2013). "Portafolio de mínimo riesgo en los mercados accionarios del TLCAN: interdependencia y decisiones de los inversionistas". En: *Modelos para la toma de decisiones en la Ingeniería Económica y Financiera: Un enfoque estocástico*, Universidad Autónoma del Estado de Hidalgo. Claudia E. Castillo Ramírez, José F. Martínez-Sánchez, Salvador Rivas-Aceves, editores. México.
- Malliaris, Anastasios G. y Urrutia, Jorge L. (1991). "Linkages of National Stock Markets Statistical Evidence Before, During And After the October 1987 Crash". *Recent Developments in International Banking and Finance*, Vol. 4; no. 5, pp. 336-369.
- Panton, D.; V. Lessig; and O. Joy (1976). "Comovements of International Equity Markets: A taxonomic Approach". *Journal of Financial and Quantitative Analysis*; No. 11, pp. 415-432.
- Pateiro, Rodríguez, C., y Pedreira, Freire, L. (2003). "Adaptación de los tipos de interés de intervención a la Regla de Taylor un Análisis Econométrico". *Revista Investigación Operacional*. Vol 24; No 1; pp. 28-50.
- Patterson, P. (1997). *An Introduction to Applied Econometrics: a Time Series Approach*. St. Martín Press, USA.
- Porras-Gonzalez, Eva R. (2004). "A Test of Cointegration Between Security Markets of Latin American Nations, the NYSE and the Dow Jones Indices". *Instituto de Empresa Working Paper* No. 04/25.
- Presno, Casquero, M. J., y López, Menéndez, A. J. (2001). "Tratamiento estadístico de series con cambios estructurales: un caso de estudio". *RAE: Revista Asturiana de Economía*, Vol. 22, pp. 123-141.
- Ripley, D. (1973). "Systematic Elements in the Linkage of National Stock Market Indices". *Review of Economics and Statistics*, Vol. 55, pp. 263-285.
- Sheng, Hsiao-Ching y Tu, Anthony H. (2000). "A Study of Cointegration and Variance Decomposition Among National Equity Indices Before and During the Period of the Asian Financial Crisis". *Journal of Multinational Financial Management*, No. 10, pp. 345-365.
- Soydemir, Gökçe (2000). "International Transmisión Mechanism of Stock Market Movements: Evidence From Emerging Equity Markets". *Journal of Forecasting*, Vol. 19, pp. 149-176.
- Tan, José Antonio (1998). "Contagion Effects During the Asian Financial Crisis Some Evidence From Stock Price Data". *Pacific Basin Working Papers Series*, N°. PB98-06.
- Tudor, Cristina. (2011). "Changes in Stock Markets Interdependencies as a Result of the Global Financial Crisis: Empirical Investigation on the CEE Region". *Panoeconomicus*, Vol. 4, pp. 525-543.