



¿TIENE UN IMPACTO EL PRECIO DE LAS MATERIAS PRIMAS SOBRE LAS BOLSAS DE AMÉRICA LATINA?*

Ercio Muñoz S.**
Mariel C. Siravegna**

I. INTRODUCCIÓN

Luego de la crisis global del 2008-2009, y a pesar del débil crecimiento de las economías desarrolladas, América Latina (AL) ha mostrado un importante grado de resiliencia acompañado de un ciclo favorable de precios de las materias primas, lo que ha llevado a plantear como un riesgo de mediano plazo la vulnerabilidad de la región frente a una reversión del ciclo de precios¹. Esta reversión, de ocurrir, podría tener consecuencias sobre la actividad real, para lo cual existe cierta evidencia empírica². Asimismo, esta situación podría incidir en el precio de los activos bursátiles, en la medida en que estos reflejan los flujos de caja esperados a nivel de las firmas que cotizan en las bolsas de valores de estas economías³. En esta línea, existe abundante literatura empírica que ha estudiado la relación entre el precio internacional del petróleo y los mercados bursátiles⁴, mientras que el caso particular de AL respecto del precio de otras materias primas ha recibido menor atención⁵. Este trabajo busca aportar en esta línea.

Este artículo estudia el impacto de *shocks* al precio de las materias primas —excluyendo energía— sobre los mercados bursátiles de seis economías de América Latina. La metodología usada corresponde a funciones de impulso respuesta y descomposición de varianza del error de proyección de forma generalizada (Pesaran y Shin, 1997). Los principales resultados son que existe una respuesta positiva y estadísticamente significativa de las bolsas frente a un *shock* al índice de precios de las materias primas, que proviene del *Commodity Research Bureau* (CRB). La diferente respuesta entre las economías parece ser atribuible a la participación del rubro *commodities* entre las empresas cotizantes en cada bolsa, pero la evidencia podría no ser concluyente debido al bajo número de observaciones. La descomposición de varianza del error de proyección asigna una mayor importancia a las fluctuaciones provocadas por el precio de las materias primas en el caso de Perú.

* Se agradecen los comentarios de Alfredo Pistelli, Rodrigo Caputo y los editores de las notas de investigación de Economía Chilena. Los errores que persisten son responsabilidad de los autores.

** Gerencia de Análisis Internacional, Banco Central de Chile. E-mails: emunoz@bcentral.cl; mcsiravegna@bcentral.cl.

¹ Por ejemplo, los informes Panorama Económico Mundial del FMI (octubre 2012 y abril 2013) plantean como vulnerabilidad y riesgo a la baja para AL una posible caída en el precio de las materias primas.

² Ver, por ejemplo, Camacho y Pérez-Quirós (2014), Izquierdo et al., (2008), Osterholm y Zettelmeyer (2007) y Spilimbergo (1999) sobre el rol de factores externos en el ciclo de América Latina incluyendo shocks en los términos de intercambio y precios de commodities.

³ Jones y Kaul (1996) encuentran que la reacción bursátil a shocks en el precio del petróleo en Estados Unidos, Canadá, Reino Unido y Japón en algunos casos es mayor que el cambio en los flujos esperados.

⁴ Por ejemplo, Sadorsky (1999) y Al-Rjoub (2005) estudian el mercado accionario en Estados Unidos, Park y Ratti (2008) consideran además 13 economías europeas, Ono (2011) estudia las economías BRIC y por último, Maghyereh (2004) considera 22 economías emergentes.

⁵ Una excepción podría ser el trabajo de Fuentes et al. (2005) que mediante un modelo APT encuentran efectos significativos del precio del cobre, petróleo e Imacec sobre los retornos accionarios chilenos.

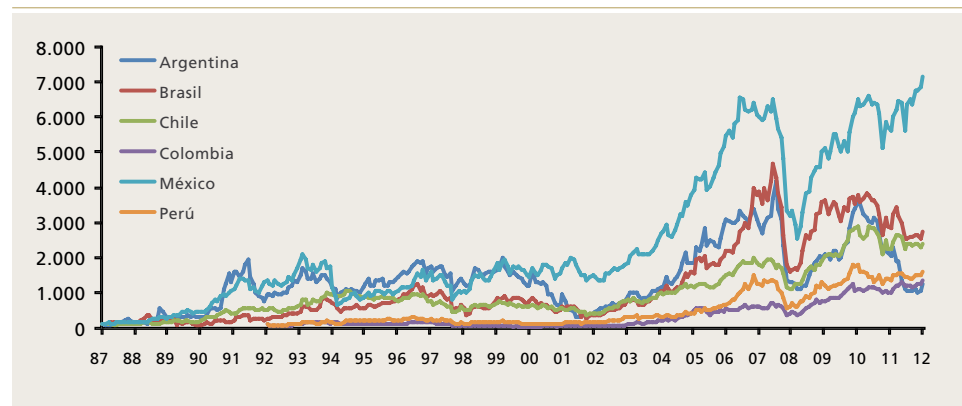
Esta nota continúa de la siguiente forma. La sección II describe los datos utilizados en la estimación y una descripción metodológica. La sección III contiene los resultados empíricos y finalmente, la sección IV recoge las conclusiones y comentarios finales del estudio.

II. DATOS Y METODOLOGÍA

El trabajo utiliza datos de mercados accionarios obtenidos a través de *Bloomberg*, que corresponden a los índices de *Morgan Stanley Capital International (MSCI)* denominados en moneda local de cada país, los cuales se deflactan usando el índice general de precios al consumidor de cada país⁶. La muestra considerada se compone de seis economías: Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Perú, y utiliza datos en frecuencia mensual que van desde enero de 1987 hasta diciembre del 2012⁷ (gráfico 1). La elección de los índices *MSCI* por sobre los índices locales se basa en que estas medidas están construidas sobre una base consistente que permite una mejor comparación de corte transversal y en que representan un gran porcentaje de la capitalización bursátil total.

Gráfico 1

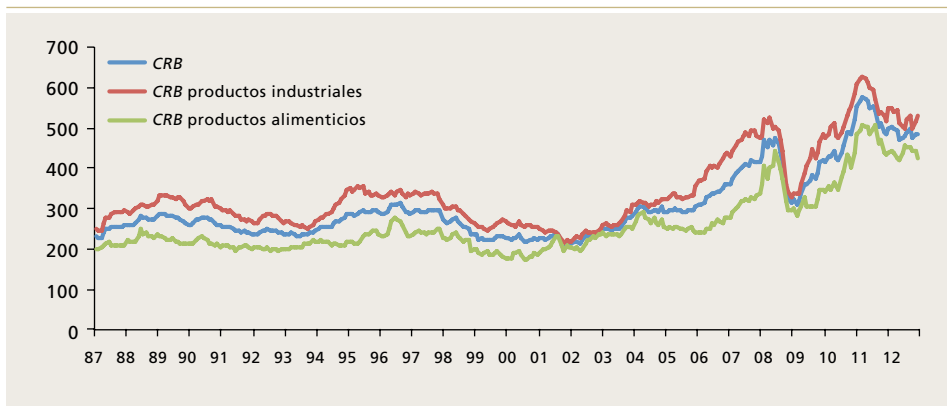
Índice *MSCI*



Fuente: *Bloomberg*.

⁶ Como ejercicio de robustez se realiza el mismo cálculo que se detallará en la siguiente sección utilizando los índices bursátiles locales, y los resultados son similares (apéndice A). Los índices de precios al consumidor usados tienen diferentes bases: Argentina, abril 2008=100; Brasil, dic. 1993=100; Chile, 1998=100; Colombia, 1998=100; México, 2002.II=100, y Perú, dic. 2001=100.

⁷ Para Colombia y Perú los datos parten en diciembre de 1992.

Gráfico 2**Precio de las materias primas**

Fuente: Bloomberg.

Para representar la evolución del precio de las materias primas, se usa el índice del *Commodity Research Bureau (CRB)* que no considera energía e incluye 22 items⁸: arpillera, manteca, granos de cacao, cobre, maíz, algodón, cuero, cerdo, manteca de cerdo, telas impresas, plomo, resina, caucho, aceite de soya, acero, novillo, azúcar, sebo, estaño, trigo, *tops* de lana y zinc. Este índice se puede desagregar en dos subíndices que incluyen materias industriales y productos alimenticios, los que se ponderan con 59,1% y 40,9%, respectivamente. La serie de precio de materias primas se deflacta usando el índice de precios al productor (IPP) de Estados Unidos, ambos obtenidos de *Bloomberg*.

Para controlar por la actividad de cada país se utiliza el índice de producción industrial desestacionalizado de *Bloomberg*. Por último, todas las variables se usan transformadas mediante la diferencia de sus logaritmos naturales luego de realizar los tests de raíz unitaria y verificar la conveniencia de esta transformación.

La estimación se realiza mediante un modelo de vectores autorregresivos (VAR) no restringido, el cual fue desarrollado por Sims (1980). Este lo podemos definir de la siguiente forma:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

donde y_t denota un vector de dimensión 3 que contiene los valores de las variables índice bursátil, precio de materias primas y producción industrial en la fecha t ($y_t = \text{bolsa}_t, \text{precio de materias primas}_t, \text{producción industrial}_t$). El subíndice p es el número de rezagos, el cual

⁸ Se usa un índice general de precios por simpleza, facilidad de réplica y el alto comovimiento que presentan los precios de materias primas. La alternativa sería construir un índice específico para cada país, Camacho y Pérez-Quirós (2014), usando un conjunto similar de países para estudiar la relación entre actividad y precios de commodities, encuentran resultados cualitativamente similares con ambas alternativas. A modo de robustez se realiza un ejercicio usando el principal commodity exportado durante el 2005-2010, el que también entrega resultados cualitativamente similares, excepto para Colombia.

se escoge sobre la base de los criterios de información Hannan-Quinn, T es el tamaño de la muestra, A_1, A_2, \dots, A_p son matrices de coeficientes a estimar y ε_t es un vector de errores ruido blanco multivariado con matriz de varianzas covarianzas simétrica y definida positiva.

Esta especificación nos permite realizar un análisis multivariado, en el que las variables se relacionan de manera endógena dependiendo cada una de sus propios rezagos y del cambio en las otras variables. La relación entre el precio de las materias primas y los índices bursátiles se analiza mediante funciones de impulso-respuesta generalizada (apéndice B) para cuantificar la respuesta bursátil y la descomposición de varianza generalizada para obtener información sobre la proporción de los movimientos no anticipados en los índices accionarios que son explicados por *shocks* de precios de *commodities*. Para obtener estas medidas usamos el método generalizado que entrega resultados invariantes al orden de las variables a diferencia del método de Cholesky (Pesaran y Shin, 1997; Koop et al., 1996). Cabe señalar, que este ejercicio empírico se realiza en forma reducida y no ofrece una interpretación estructural, sino que más bien corresponde a un modelo estadístico con fines predictivos que busca cuantificar el tamaño de las respuestas bursátiles a estos *shocks* de precios y describir la dinámica de las respuestas.

III.RESULTADOS EMPÍRICOS

El apéndice C resume los tests de raíz unitaria realizados a cada una de las series usadas en el modelo. Utilizando el test de Dickey-Fuller aumentado se llega a la conclusión sobre el orden $I(1)$ en nivel e $I(0)$ para las diferencias. A raíz de este resultado, surge la alternativa de estimar un modelo vector de corrección de errores (VECM) si las variables del modelo están cointegradas. Sin embargo, el test de cointegración de Johansen a un nivel de 5% (apéndice D) no apoya dicha relación en cuatro de las seis economías al usar el test de traza⁹, por lo que se usa un modelo VAR sobre las variables transformadas en diferencias de logaritmos. Cabe señalar, que el problema de especificación que puede resultar de la omisión de las relaciones de cointegración encontradas para Brasil y Colombia no se aborda en este trabajo¹⁰.

El primer ejercicio consiste en cuantificar el efecto de un *shock* de una desviación estándar al precio de las materias primas sobre los índices bursátiles en términos de las funciones de impulso respuesta generalizada. El gráfico 3 presenta la respuesta de las bolsas de América Latina frente al *shock* de precio de las materias primas, más un intervalo de confianza del 95% alrededor del impulso respuesta¹¹.

El *shock* al precio de las materias primas tiene un impacto positivo y estadísticamente significativo en las seis economías estudiadas. La respuesta de las bolsas varía en magnitud y persistencia, siendo Perú el mercado que presenta la mayor respuesta durante el primer mes

⁹ Lütkepohl et al., (2001) comparan el desempeño de la prueba de la traza y del máximo valor propio justificando el uso empírico de ambos tipos de test a la vez, o la aplicación exclusivamente del test de la traza.

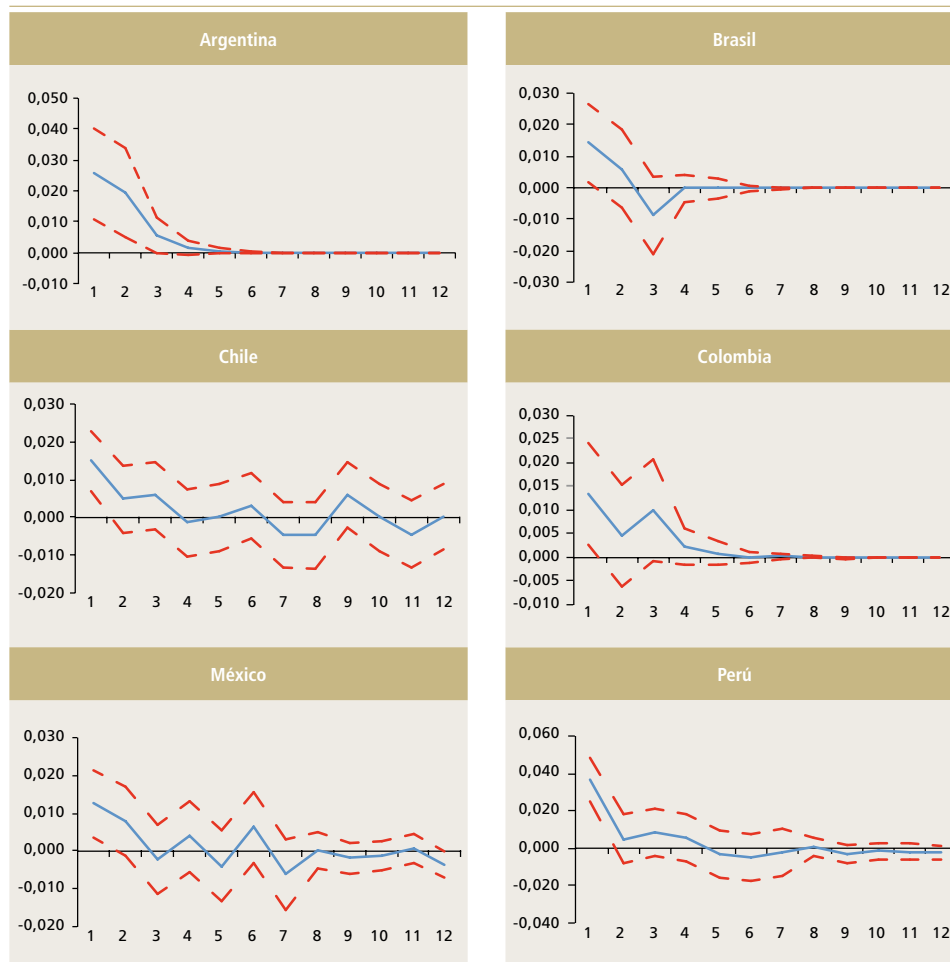
¹⁰ Engle y Yoo (1987), Clements y Hendry (1995) y Hoffman y Rasche (1996) señalan que un VAR no restringido es superior en términos de la varianza proyectada comparado con un VECM en horizontes de corto plazo; y Naka y Tufte (1997) plantean que los impulso respuesta de un VAR y un VECM a corto plazo son casi idénticos. Otros autores en estudios similares han considerado los mismos argumentos (Maghyreh, 2004; Park y Ratti, 2008).

¹¹ Los errores estándar para el cálculo de los intervalos de confianza se construyen usando la fórmula analítica asintótica.

(gráfico 4). Como ejercicio de robustez se reportan en el apéndice E los resultados de replicar la estimación usando la principal materia prima exportada, excluyendo energía (promedio 2005-2010), según datos de la Conferencia de las Naciones Unidas sobre Comercio y Desarrollo (*Unctad*). Los resultados son cualitativamente similares, pero la respuesta en el caso de Brasil es significativa solo al 10% y para Colombia no es significativa.

Gráfico 3

Respuesta del MSCI a un shock de precio de las materias primas de 1 desviación estándar \pm 2 errores estándar

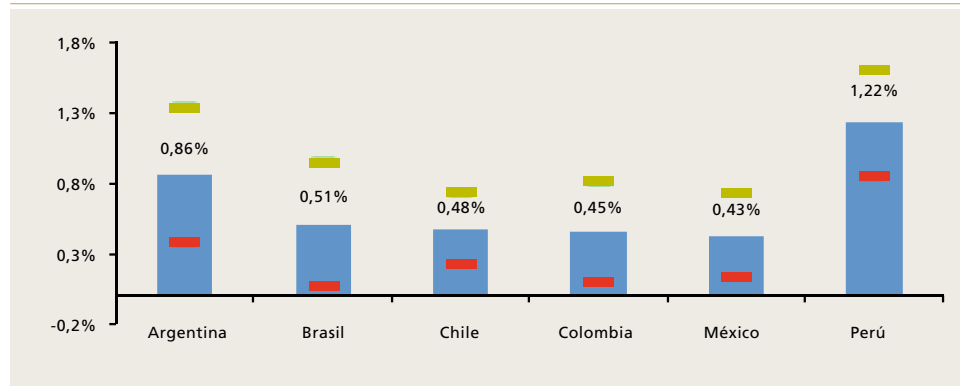


Fuente: Estimación de los autores.

Nota: En el gráfico F1 se compara el tamaño del shock para cada país. La diferencia entre ellos es menor.

Gráfico 4

Respuesta de los índices bursátiles MSCI el primer mes a un shock de 1%*



Fuente: Estimación de los autores.

Notas: Las barras verdes y rojas indican el intervalo de confianza al 95%.

La comparación es aproximada ya que el tamaño del shock difiere entre países. Sin embargo, esta diferencia es pequeña (apéndice F).

El cuadro 1 presenta una descomposición de varianza de los retornos reales de las bolsas de América Latina, en la cual se reporta el porcentaje que explican los shocks al precio de las materias primas de los cambios no anticipados en los retornos bursátiles. Este ejercicio es realizado considerando tres horizontes (3, 6 y 12 meses). La contribución de los shocks de precio de *commodities* a la volatilidad en los retornos reales es cercana al 15% para Perú, varía en un rango entre 4 y 10% para Argentina, Chile, Colombia y México, y por último, es cercana a 3% en Brasil.

CUADRO 1

Descomposición generalizada del error de proyección en bolsas

(porcentaje explicado por shocks en el precio de las materias primas)

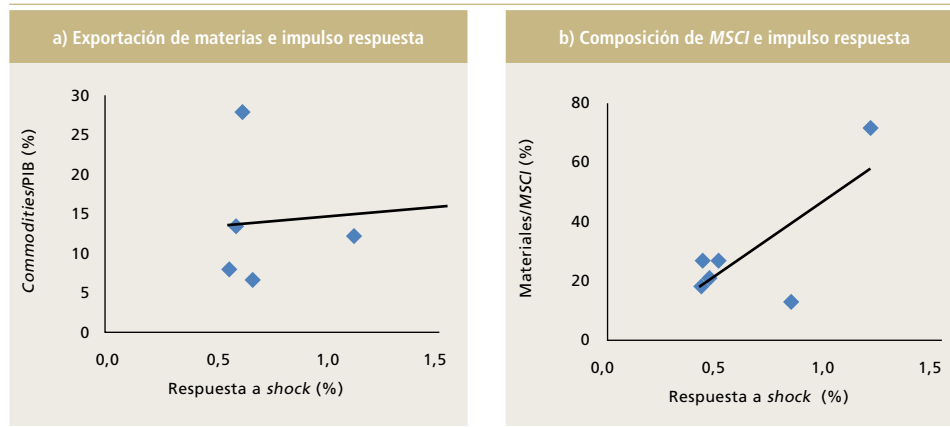
País	3 meses	6 meses	12 meses
Argentina	7,72	7,73	7,73
Brasil	3,02	3,02	3,02
Chile	7,96	7,68	9,62
Colombia	4,41	4,49	4,49
México	4,55	5,78	6,33
Perú	14,64	15,03	14,98

Fuente: Estimación de los autores.

Las diferencias entre países no parecen estar relacionadas con el ratio de exportaciones de materias primas sobre PIB, aunque existe una relación positiva con la composición del *MSCI* en lo que respecta al porcentaje de sectores relacionados con las materias primas (gráfico 5), pero esta relación carece de robustez debido a la baja cantidad de observaciones.

Gráfico 5

Respuesta bursátil al *shock* de precio de las materias primas y composición del *MSCI* y exportaciones de materias primas sobre PIB*



Fuente: Elaboración propia con datos de *Morgan Stanley*.

* *Commodities/PIB* corresponde a las exportaciones de materias primas sobre PIB, *Commodities/MSCI* a la participación del sector materiales en el *MSCI* y *Respuesta a shock* es la respuesta generalizada de la bolsa frente a un *shock* de precio de las materias primas de 1% a un mes.

IV. CONCLUSIONES

Este trabajo analiza el impacto de las fluctuaciones en los precios reales de las materias primas, excluyendo energía, sobre los retornos reales de los índices accionarios *MSCI* de seis economías de América Latina: Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Perú. Usando datos mensuales desde 1987 hasta el 2012 se estima un modelo VAR para cada economía, a base del cual se computan funciones de impulso-respuesta frente a un *shock* en el índice de precios de los *commodities* incluidos en dicho índice. Además, se calcula la contribución de *shocks* al índice de *commodities* en la varianza generalizada del error del VAR estimado para cada país.

Los principales resultados del análisis sugieren que:

- 1) Los retornos bursátiles reales de las seis economías analizadas responden de forma positiva y estadísticamente significativa a un *shock* en el precio de las materias primas.
- 2) La descomposición de varianza indica que el precio de las materias primas es capaz de explicar una fracción del orden del 15% de los movimientos bursátiles no anticipados en el caso de Perú, mientras que para el resto de las economías no explica más del 10%, siendo Brasil la economía con la menor proporción explicada.
- 3) Las diferencias entre países parecen estar relacionadas con la composición del *MSCI* en lo que respecta al porcentaje de sectores relacionados con las materias primas, pero no hay evidencia concluyente dado el bajo número de observaciones.

La respuesta de los índices accionarios frente a los *shocks* estudiados es robusta al uso de índices accionarios locales en reemplazo de los índices *MSCI* y al uso del precio de la materia prima más exportada (promedio durante el 2005-2010) excluyendo energía; sin embargo, en el segundo caso, la respuesta de Brasil es estadísticamente significativa solo al 10% y para Colombia no es significativa.



REFERENCIAS

Al-Rjoub, S. (2005). "Effect of Oil Price Shocks in the U.S. for 1985-2004 using VAR, Mixed Dynamic and Granger Causality Approaches". *Applied Econometrics and International Development* 5(3): 69–82.

Camacho, M. y G. Perez-Quirós (2014). Commodity Prices and the Business Cycle in Latin America: Living and Dying by commodities? *Emerging Markets Finance and Trade*, (por aparecer).

Clements, M.P. y D.F. Hendry (1995). "Forecasting in Cointegrated Systems". *Journal of Applied Econometrics* 10(2): 127–46.

Engle, R. y B.S. Yoo (1987). "Forecasting and Testing in Co-integrated Systems". *Journal of Econometrics* 35(1987): 143–59.

Fondo Monetario Internacional (2012). *Panorama Económico Mundial* (octubre): 61-100.

Fondo Monetario Internacional (2013). "Hopes, Realities, Risks". *Panorama Económico Mundial*, abril.

Fuentes, R., J. Gregoire y S. Zurita (2006). "Factores Macroeconómicos en Retornos Accionarios Chilenos". *El Trimestre Económico* 73(289-1): 125–38.

Hoffman, D.L. y R.H. Rasche (1996). "Assessing Forecast Performance in a Cointegrated System". *Journal of Applied Econometrics* 11(5): 495–517.

Izquierdo, A., R. Romero y E. Talvi (2008). "Booms and Busts in Latin America: The Role of External Factors". Working Paper N°631, Banco Interamericano de Desarrollo.

Jones, C. y G. Kaul (1996). "Oil and the Stock Markets". *Journal of Finance* 51(2): 463–91.

Kilian, L. y R.J. Vigfusson (2009). "Pitfalls in Estimating Asymmetric Effects of Energy Price Shocks". International Finance Discussion Papers N°970, Banco de la Reserva Federal de Estados Unidos.

Koop, G., H. Pesaran y S. Potter (1996). "Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models". *Journal of Econometrics* 74: 119–47.

Lin, J.-L. (2006). "Teaching Notes on Impulse Response Function and Structural VAR". *Department of Economics, National Chengchi University*.

Lütkepohl, H., P. Saikkonen y C. Trenkler (2001). "Maximum Eigenvalue versus Trace Tests for the Cointegrating Rank of a VAR Process". *Econometrics Journal* 4: 287–310.

MacKinnon, J., A. Haug y L. Michelis (1999). "Numerical Distribution Function of Likelihood Ratio Tests for Cointegration". *Journal of Applied Econometrics* 14(5): 563–77.

Maghyereh, A. (2004). "Oil Price Shocks and Emerging Stock Markets: A Generalized VAR Approach". *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies* 1(2): 27–40.

Mork, K.A., O. Olsen y H.T. Mysen (1994). "Macroeconomic Responses to Oil Price Increases and Decreases in Seven OECD Countries". *The Energy Journal* 15(4): 19–35.

Naka, A. y D. Tufte (1997). "Examining Impulse Response Functions in Cointegrated Systems". *Applied Economics* 29(12): 1593–1603.

Ono, S. (2011). "Oil Price Shocks and Stock Markets in BRICs". *European Journal of Comparative Economics* 1(8): 29–45.

Osterholm, P. y J. Zettelmeyer (2007). "The Effect of External Conditions on Growth in Latin America". IMF Working Paper (07/176), Fondo Monetario Internacional.

Park, J.W. y R.A. Ratti (2008). "Oil Price Shocks and Stock Markets in the U.S. and 13 European Countries". *Energy Economics* (30): 2587–608.

Pesaran, H. y Y. Shin (1997). "Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models". *Economic Letters* 58(1): 17–29.

Sadorsky, P. (1999). "Oil Price Shocks and Stock Market Activity". *Energy Economics* 21(5): 449–69.

Sims, C. (1980). "Macroeconomics and Reality". *Econometrica* 48(1): 1–48.

Spilimbergo, A. (1999). "Copper and the Chilean Economy, 1960–98". IMF Working Paper N°57, Fondo Monetario Internacional.



APÉNDICE A

EJERCICIO DE ROBUSTEZ USANDO ÍNDICES BURSÁTILES LOCALES

Gráfico A1

Respuesta de los índices bursátiles a un *shock* de precio de las materias primas de una desviación estándar ± 2 errores estándar



APÉNDICE B

IMPULSO-RESPUESTA GENERALIZADOS¹²

Pesaran y Shin (1998) proponen construir funciones de impulso-respuesta insensibles al ordenamiento de las variables. Esta descomposición sin ortogonalizar permite obtener funciones impulso-respuesta únicas, las que coinciden con las funciones impulso-respuesta ortogonalizadas solo cuando la matriz de covarianzas es diagonal.

Sea un vector de dimensión k generado por:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$= \varphi(B) \varepsilon_t = \sum_{i=0}^{\infty} \varphi_i \varepsilon_{t-i} \quad (3)$$

$$I = (I - A_1 B - A_2 B^2 - \dots - A_p B^p) \varphi(B) \quad (4)$$

donde $COV(\varepsilon_t) = \Sigma$, $\varphi_{jk,i}$ y representa la respuesta de la variable j a un impulso de una unidad en la variable k ocurrido en el período i -ésimo anterior.

Sea P una matriz triangular inferior, de forma que $\Sigma = PP'$, luego **a.1** puede ser reescrita de la siguiente forma:

$$y_t = \sum_{i=0}^{\infty} \theta_i w_{t-i}, \quad (5)$$

donde $\theta_i = \varphi_i P$, $w_t = P^{-1} \varepsilon_t$ y $E(w_t w_t') = I$. Definimos D como una matriz diagonal de P y $W = PD^{-1}$, $\gamma = DD'$. Realizando los cálculos correspondientes, obtenemos:

$$y_t = B_0 y_t + B_1 y_{t-1} + \dots + B_p y_{t-p} + v_t \quad (6)$$

donde $B_0 = I_k - W^{-1}$, $W = PD^{-1}$, $B_i = W^{-1} A_i$ y B_0 es una matriz triangular inferior con ceros en su diagonal.

Definimos la función impulso-respuesta ortogonalizada $\tau_j^0(n) = \varphi_n P e_j$, $n = 0, 1, 2, \dots$ donde e_j es un vector $m \times 1$ con 1 en la ubicación j -ésima y 0 en el resto.

La función de impulso generalizada se define:

$$E(y_{t+n} | \varepsilon_{jt} = \delta_j, \alpha_{t-1}) - E(y_{t+n} | \alpha_{t-1}), \quad (7)$$

donde el primer término corresponde al valor esperado de la variable en el período $t+n$ frente a un *shock* de δ_j en el período t , y el segundo corresponde al valor esperado de la variable en el período $t+n$ dada la información existente hasta el período anterior.

Suponiendo que ε_t se distribuye normal,

$$E(\varepsilon_t | \varepsilon_{jt} = \delta_j) = (\sigma_{1j}, \sigma_{2j}, \dots, \sigma_{mj})' \sigma_{jj}^{-1} \delta_j = \sum \varepsilon_{jt} e_j \sigma_{jj}^{-1} \delta_j \quad (8)$$

¹² Lin (2006); Pesaran y Shin (1997).



La función impulso-respuesta generalizada sin escalar es

$$\left(\frac{\varphi_n \sum e_j}{\sqrt{\sigma_{jj}}} \right) \left(\frac{\delta_j}{\sqrt{\sigma_{jj}}} \right), n = 0, 1, 2, \dots \quad (9)$$

Definiendo $\delta_j \sqrt{\sigma_{jj}^{-1}}$, reescalamos la función impulso-respuesta generalizada

$$\tau_j^g(n) = \sigma_{jj}^{-1/2} \varphi_n \sum \varepsilon_j, n = 0, 1, 2, \dots \quad (10)$$

De esta forma, en lugar de controlar el impacto de la correlación entre residuos, la función impulso-respuesta considera un función no lineal y computa la media de los impulsos sin integrar los otros *shocks*.

APÉNDICE C

TEST DE RAÍZ UNITARIA

CUADRO C1

Test de Dickey-Fuller aumentado

	Nivel	Primera diferencia
Bolsa Argentina	-0.15	-19.06***
Bolsa Brasil	-0.05	-21.47***
Bolsa Chile	-2.50	-14.38***
Bolsa Colombia	-2.14	-9.67***
Bolsa México	-2.85	-15.07***
Bolsa Perú	-2.05	-8.14***
IPI Argentina	2,10	-23.52***
IPI Brasil	-3,98	-16.42***
IPI Chile	-1,74	-4.71***
IPI Colombia	-3,36	-3.26***
IPI México	-2,38	-3.73***
IPI Perú	-1,51	-3.22***
Índice <i>CRB</i> todos	-0,08	-14.56***

*** Significativo al 1%. H0: las series son I(1)

Fuente: Estimación de los autores,

Nota: Hipótesis nula: las series son I(1)



APÉNDICE D

TEST DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN

CUADRO D1

Probabilidades de acuerdo con MacKinnon et al. (1999)

País	Prueba	r=0	Como máximo r=1	Como máximo r=2
Argentina	Prueba de la traza	0,32	0,89	0,38
	Máximo valor propio	0,14	0,92	0,38
Brasil	Traza	0,00	0,18	0,73
	Máximo valor propio	0,00	0,11	0,73
Chile	Traza	0,46	0,49	0,30
	Máximo valor propio	0,66	0,76	0,30
Colombia	Traza	0,05	0,21	0,33
	Máximo valor propio	0,13	0,31	0,33
México	Traza	0,28	0,89	0,84
	Máximo valor propio	0,09	0,87	0,84
Perú	Traza	0,11	0,36	0,80
	Máximo valor propio	0,17	0,24	0,80

Fuente: Estimación de los autores.

Nota: *r corresponde al número de vectores de cointegración.

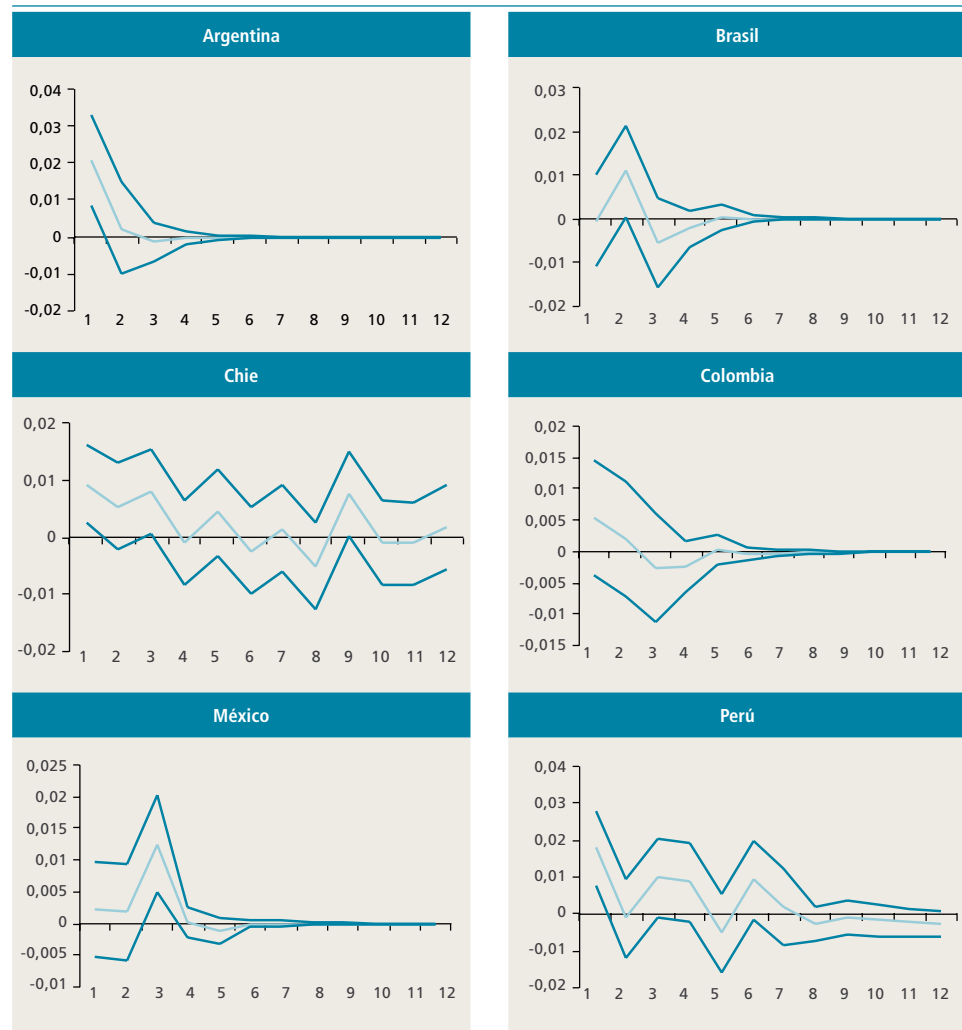
Los números en negrita indican significancia estadística al 10%.

APÉNDICE E

EJERCICIO DE ROBUSTEZ

Gráfico E1

Respuesta de índices bursátiles al *shock* de una desviación estándar del precio de la principal materia prima exportada durante el 2005-2010¹³ excluyendo energía, más intervalo de confianza al 90%



Fuente: Estimación de los autores.

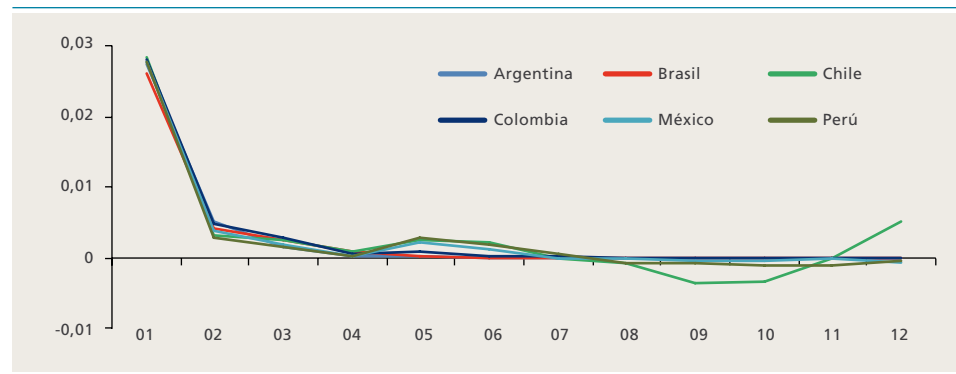
¹³ Las materias primas usadas son soya (19% de exportaciones promedio 2005-2010 de Argentina), hierro (9% de Brasil), cobre (31% de Chile), carbón (17% de Colombia), y oro (19% de Perú y 1% de México). Los precios del cobre y oro corresponden a la cotización en la bolsa de metales de Londres obtenida desde Bloomberg, mientras que para el resto se usan precios promedios obtenidos desde la base de datos sobre precios de commodities del Banco Mundial.

APÉNDICE F

COMPARACIÓN DEL TAMAÑO DEL *SHOCK* AL PRECIO DE LAS MATERIAS PRIMAS

Gráfico F1

Respuesta del índice *CRB* al *shock* de una desviación estándar al índice *CRB*



Fuente: Estimación de los autores.