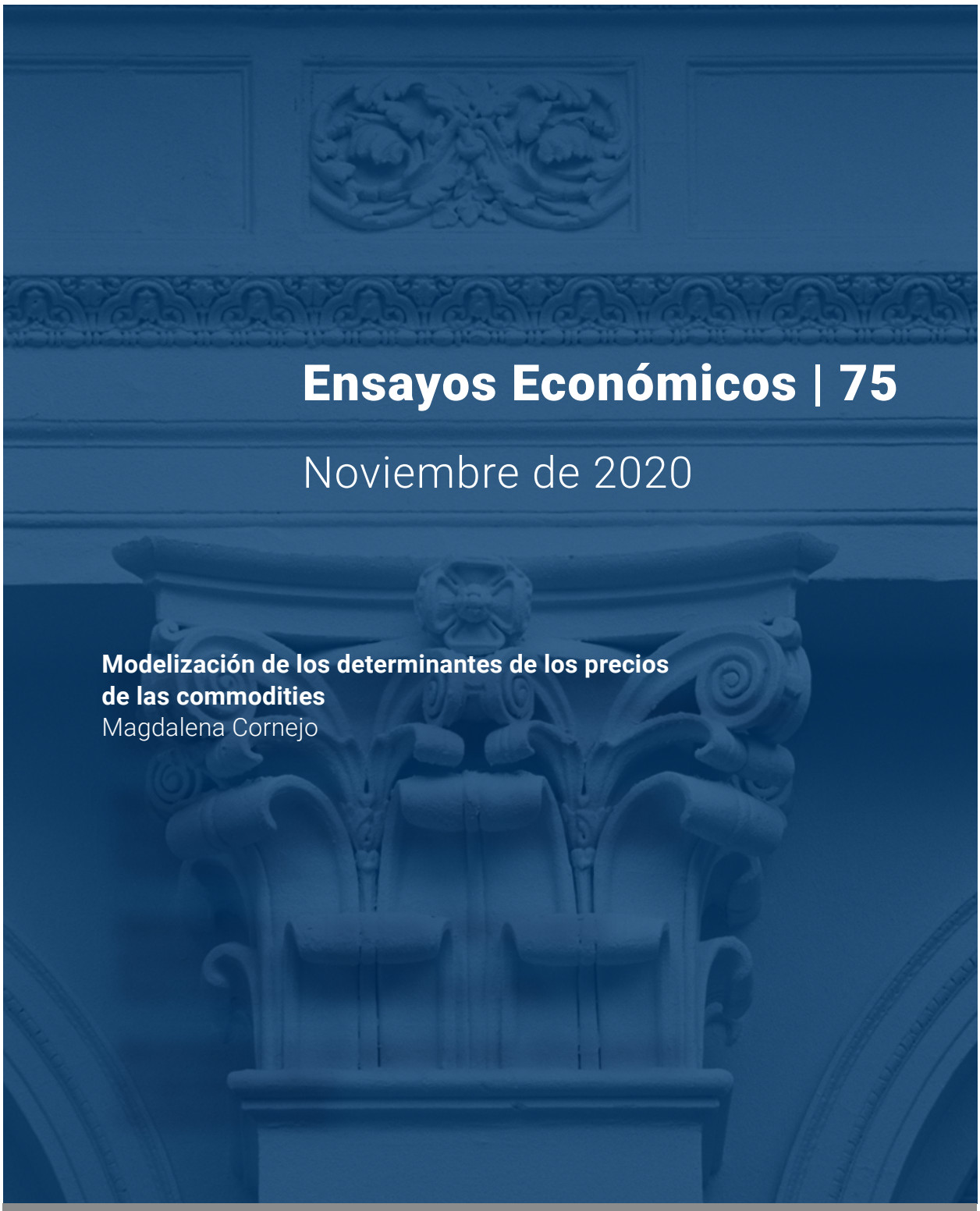


Ensayos Económicos | 75

Noviembre de 2020

Modelización de los determinantes de los precios de las commodities

Magdalena Cornejo

BANCO CENTRAL
DE LA REPÚBLICA ARGENTINA

Ensayos Económicos es una revista editada por la Subgerencia General de Investigaciones Económicas

ISSN 1850-6046
Edición electrónica

Banco Central de la República Argentina
San Martín 235 / Edificio San Martín Piso 7, Oficina 701 (C1003ABF)
Ciudad Autónoma de Buenos Aires / Argentina
Tel.: (+5411) 4348-3582/3814
Email: ensayos.economicos@bcra.gob.ar
Página Web: http://www.bcra.gov.ar/PublicacionesEstadisticas/Ensayos_economicos.asp

Fecha de publicación: Noviembre 2020

Diseño de tapa e interior | Gerencia Principal de Comunicación y Relaciones con la Comunidad, BCRA
Diagramación | Subgerencia General de Investigaciones Económicas, BCRA

Ensayos Económicos está orientada a la publicación de artículos de economía de carácter teórico, empírico o de política aplicada, y busca propiciar el diálogo entre las distintas escuelas del pensamiento económico para contribuir a diseñar y evaluar las políticas adecuadas para sortear los desafíos que la economía argentina enfrenta en su proceso de desarrollo. Las opiniones vertidas son exclusiva responsabilidad de los autores y no se corresponden necesariamente con la visión institucional del BCRA o de sus autoridades.

Esta revista apoya el acceso abierto a su contenido bajo el principio de que la libre disponibilidad de la investigación para el público estimula un mayor desarrollo global del intercambio de conocimiento. Para facilitar una mayor difusión y utilización, los artículos se encuentran bajo la licencia Creative Commons Atribución-NoComercial-CompartirIgual 4.0 Internacional.



Esta licencia permite copiar y redistribuir el material en cualquier medio o formato, y transformar y construir a partir del material original, mientras no sea con fines comerciales, se mencione el origen del material de manera adecuada, brindando un enlace a la licencia e indicando si se han realizado cambios, y se distribuya bajo la misma licencia del original.

Modelización de los determinantes de los precios de las commodities

Magdalena Cornejo*
Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas de Argentina (CONICET)
Universidad Torcuato Di Tella (UTDT), Argentina

Resumen

Este artículo propone un modelo de determinación de los precios reales de las *commodities* integrando los desarrollos de Frankel y Rose (2010) junto con los trabajos anteriores de Deaton y Laroque (1992, 2003). Se estima un modelo de *Time-Series Cross-Section* sobre ocho materias primas relevantes para la Argentina entre 1960-2010. El modelo considera factores idiosincráticos y comunes, los efectos a corto y a largo plazo, y la naturaleza no estacionaria de las variables. En particular, se evalúa la exogeneidad de las variables y la agrupación de observaciones en panel. Los resultados muestran que los precios dependen, a largo plazo, de la producción individual, del PBI de China como economía líder emergente, y del tipo de cambio de Estados Unidos. A corto plazo, resultaron significativos el crecimiento económico de China y países de la OCDE, la variación en el tipo de cambio y base monetaria estadounidenses, y los cambios en los inventarios.

Clasificación JEL: C23, Q11.

Palabras clave: materias primas, precios internacionales, Argentina, cointegración, panel.

Presentado: 9 de marzo de 2020 - Aprobado: 29 de octubre de 2020.

* Este artículo corresponde al segundo capítulo de mi tesis doctoral que resultó premiada con el primer puesto de la categoría Tesis de doctorado en Economía de la edición 2020 del Premio Anual de Investigación Económica Dr. Raúl Prebisch. Las opiniones vertidas en el trabajo corresponden al autor y no se condicen necesariamente con las del BCRA o sus autoridades. E-mail: mcornejo@utdt.edu.

Modeling the determinants of commodity prices

Magdalena Cornejo
Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas de Argentina (CONICET)
Universidad Torcuato Di Tella (UTDT), Argentina

Summary

This article proposes a model for determining the real prices of commodities integrating the devel-opments of Frankel & Rose (2010) together with the previous works of Deaton & Laroque (1992, 2003). A Time-Series Cross-Section model is estimated on eight relevant raw materials for Argen-tina between 1960-2010. The model considers idiosyncratic and common factors, short-term and long-term effects, and the non-stationary nature of the variables. In particular, the exogeneity of the variables and the grouping of observations in a panel are evaluated. The results show that prices depend, in the long run, on individual production, China's GDP as the leading emerging economy, and the United States exchange rate. In the short term, economic growth in China and OECD coun-tries, the variation in the US exchange rate and monetary base, and changes in inventories were significant.

JEL: C23, Q11.

Keywords: raw materials, international prices, Argentina, cointegration, panel.

Submitted: March 9, 2020 - Approved: October 29, 2020.

1. Introducción

Los gobiernos, las organizaciones internacionales y los distintos agentes económicos que participan en los mercados de *commodities* se han interesado desde hace mucho tiempo en entender el comportamiento de los precios de las materias primas. Sin embargo, la última década fue testigo de un renovado énfasis en el tema, luego de que los precios de las *commodities* experimentaran un nuevo super *boom*.

La persistente tendencia alcista observada entre inicios de los 2000 y fines de 2014 en los precios de muchas *commodities* contrasta con períodos anteriores de estancamiento o de declive prolongado, principalmente si se la mide en términos relativos a los precios de los productos manufacturados. En este contexto, se plantearon varios interrogantes: ¿Cuáles son las principales fuerzas de mercado o los *shocks* que explican ese nuevo patrón de cambio en los precios? ¿Son las economías emergentes, particularmente la china, las principales conductoras del último auge de los precios de los productos básicos? Este auge en los precios, ¿está relacionado con la política monetaria expansiva de Estados Unidos o con el aumento del uso de estos productos en las carteras de los inversores financieros? ¿Se observará un desacople en el comportamiento de los precios en un futuro próximo?

Resulta interesante notar las explicaciones sugeridas en la literatura reciente. En ella se destaca el papel de los determinantes comunes, como las variables monetarias y financieras, en lugar de los factores de oferta y demanda convencionales de los mercados de *commodities*, considerados en la literatura anterior (p. ej. Deaton y Laroque, 1992; Deaton y Laroque, 2003). Al mismo tiempo, los enfoques econométricos adoptados se centraron principalmente en modelar el comovimiento ascendente de los precios de las *commodities*, ya sea mediante el uso de índices agregados o de análisis factorial, pero sin integrar otras posibles fuentes de explicación.

En este artículo, siguiendo un enfoque de lo general a lo particular, se estima un modelo de corrección de errores (MCE) para los precios de las materias primas relevantes para la Argentina, utilizando datos de *Time Series-Cross Section* (TSCS). Este modelo que permite evaluar tanto los determinantes comunes como idiosincráticos, distinguiendo los efectos de corto plazo de los de largo plazo. A su vez, el enfoque adoptado permite integrar dos clases de explicaciones teóricas sugeridas por la literatura. Por un lado, aquellas en las que se destaca el rol de los factores idiosincráticos de los mercados de *commodities* y, por el otro, aquellas donde se enfatiza el rol de los determinantes comunes, tales como las variables monetarias y financieras.

El artículo se organiza de la siguiente manera. En la segunda sección se presenta el marco teórico en el que se analizan los modelos de determinación de los precios de las materias primas propuestos en la literatura. En la sección 3 se presentan las distintas alternativas econométricas de modelación. En la sección 4 se discuten las ventajas del enfoque econométrico utilizado en este artículo. La sección 5 presenta los datos, mientras que en la sección 6 se discuten los principales resultados obtenidos, se evalúa la exogeneidad de las variables explicativas y la validez del uso de un modelo de panel (*poolability*). Por último, en la sección 7 se presentan las conclusiones.

2. Marco teórico

En esta sección se presentan los distintos modelos de determinación de los precios de las *commodities* sobre los cuales se desarrolló el modelo econométrico propuesto en este artículo.

Los recientes estudios empíricos de los precios de las materias primas trataron, en gran medida, de encontrar los determinantes financieros y monetarios comunes que pudiesen explicar el comovimiento en alza observado en la última década. En cambio, la literatura anterior a los años 2000 se centró en estudiar los mercados individuales de *commodities* focalizándose en el rol de los factores relacionados con la oferta y demanda.

Recientemente, Frankel y Rose (2010) propusieron un modelo diferente para explicar los precios reales de las materias primas a través del estudio de sus determinantes, incluyendo tanto los microeconómicos como los macroeconómicos. Dado que los precios de los productos agrícolas y minerales son almacenables y relativamente homogéneos, pueden considerarse híbridos entre activos (el precio se determina por oferta y demanda de *stocks*) y bienes (donde importan los flujos de oferta y demanda). Entonces, la relación de los precios de los productos reales resulta de las dos ecuaciones siguientes.[1] La primera ecuación es la que gobierna las expectativas:

$$E[\Delta(s - ipc)] \equiv E[\Delta p] = -\theta(p - \overline{p}) \quad (1)$$

Se espera que el precio real de la materia prima actual (p), por encima o por debajo de su valor percibido a largo plazo ($\overline{p}$), regrese al equilibrio en el futuro a una tasa θ.[2] Las letras minúsculas indican que las variables estás expresadas en logaritmos. La segunda ecuación se refiere a la decisión de mantener el producto durante un período o de venderlo al precio actual y usar las ganancias para obtener intereses (i). La tasa de retorno esperada de esas dos alternativas debe ser la misma.

$$E(\Delta s) + c = i, c \equiv cy - sc - rp \quad (2)$$

donde cy es el rendimiento de conveniencia por mantener el *stock*, al que se le resta el costo de mantenimiento de inventarios (sc) y la prima de riesgo (rp).

Frankel y Rose (2010) combinaron estas dos ecuaciones y tradujeron la relación resultante en una forma empírica utilizable:

$$p = \alpha_0 - \alpha_1[i - E(\pi)] + \alpha_2 y - \alpha_3 inv + \alpha_4 \sigma - \alpha_5(s - f) + \alpha_6 E(\pi) + \alpha_7 \Delta s_{-1} \quad (3)$$

Se espera que el precio real de la *commodity* dependa negativamente de la tasa real de interés ($i - E(\pi)$), los inventarios (inv) y del diferencial entre el precio al contado y el precio de los contratos

[1] Se utiliza una notación distinta de la de Frankel y Rose (2010) para poder luego integrarla con otros modelos.
[2] El precio real (p) es la diferencia del logaritmo del precio al contado (s) y el logaritmo del índice de precios al consumidor (ipc).

futuros ($s - f$); y esté positivamente afectado por la actividad económica (y), la volatilidad (σ), las expectativas de inflación ($E(\pi)$) y por los rezagos en los cambios del precio al contado (Δs_{-1}).[3]

Sin embargo, en la formulación propuesta por Frankel y Rose (2010), los autores no diferenciaron los efectos a corto plazo de los efectos a largo plazo de las distintas variables consideradas en la determinación de los precios de las *commodities*, si bien se refirieron al valor percibido de los precios a largo plazo.[4]

En cambio, Deaton y Laroque (1992) y Deaton y Laroque (2003) brindaron explicaciones teóricas respecto de los efectos a largo y a corto plazo. En cuanto a los efectos a largo plazo, Deaton y Laroque (2003) se centraron en la relación de equilibrio (cointegración) entre la oferta y la demanda de materias primas.[5] La demanda final de una típica *commodity* se asumió que era una función log-lineal del ingreso mundial (PBI mundial) y del precio mundial. Al suponer que la tasa de crecimiento del ingreso mundial es un proceso estocástico estacionario, entonces el logaritmo del ingreso mundial resulta ser un proceso integrado de primer orden, I(1).[6]

Formalmente:

$$q_t^d = \beta_0 + \beta_1 y_t - \beta_2 p_t + \xi_t^d \qquad (4)$$

En esta ecuación, las letras minúsculas q_t^d, y_t y p_t son los logaritmos de la cantidad demandada, el ingreso y el precio; β_0, β_1 *y* β_2 son parámetros; y ξ_t^d es una variable estacionaria inobservable. La ecuación de demanda es luego generalizada para incluir no sólo los ingresos y precios corrientes, sino también sus rezagos y expectativas.

Por el lado de la oferta, Deaton y Laroque (2003) utilizaron una versión simple del modelo de Lewis (1954):

$$q_t^s = q_{t-1}^s + \gamma(p_t - p^*) + \xi_t^s \qquad (5)$$

donde q_t^s es el logaritmo de la oferta. El precio p^* se interpreta como el costo marginal de producción en tierras marginales o el costo marginal de la extracción de minerales. Como $\gamma > 0$, la oferta se incrementa cuando el precio está por encima del costo marginal. El término ξ_t^s representa los *shocks* de oferta que son estacionarios e inobservables. En particular, ellos permitieron la existencia de *shocks* transitorios (p. ej., las pestes, las epidemias o el clima) y permanentes (p. ej., más o menos tierra, una nueva mina o un cambio tecnológico) sobre la oferta al descomponer ξ_t^s es los siguientes términos:

$$\xi_t^s = \eta_t + \nu_t - \nu_{t-1} \qquad (6)$$

[3] Aquí, π es la tasa de inflación calculada como la diferencia logarítmica del índice de precios al consumidor, Δipc.
[4] Encontraron cointegración cuando estimaron modelos individuales de precios de *commodities* de series temporales, pero obtuvieron resultados débiles cuando evaluaron cointegración en panel.
[5] Empíricamente, estudiaron cointegración en varias *commodities* usando series temporales.
[6] Se utiliza una notación distinta de la de Deaton y Laroque (2003) para poder integrarla con otros modelos.

donde η_t y ν_t son los *shocks* permanentes y transitorios, respectivamente.

Los errores de las ecuaciones 4 y 5 están típicamente autocorrelacionados. Por ello, en la implementación empírica del modelo, los autores introducen una formulación autorregresiva.

Por lo tanto, en ausencia de inventarios, el precio se determina igualando la oferta a la demanda, de forma tal que:

$$p_t = (\beta_2 + \gamma)^{-1}\left(\beta_1 y_t + \beta_0 - q^s_{t-1} + \gamma p^* + \xi^d_t - \xi^s_t\right) \quad (7)$$

A partir de la generalización de los modelos estructurales comprendidos en las ecuaciones 4, 5 y 7 y su reparametrización en una representación VEC, Deaton y Laroque (2003) realizaron una estimación en forma simultánea mediante FIML. De acuerdo con la especificación adoptada, en el largo plazo, la oferta se incrementa a la misma tasa que el ingreso mundial de forma tal que la producción está cointegrada con el ingreso mundial. A su vez, los autores suponen que el precio de una *commodity* es estacionario, fluctuando alrededor de su valor de largo plazo, sin presentar una tendencia. Por lo tanto, resulta importante resaltar que la consistencia de estas estimaciones depende tanto de la validez de la cointegración entre y_t y q_t como de la estacionariedad de p_t. Esto último es quizás uno de los puntos empíricamente más controvertidos. Luego de realizar las pruebas estándar de raíz unitaria, ellos encuentran que no se puede rechazar la hipótesis nula de que los precios son integrados, lo que se contradice con el modelo teórico desarrollado. Sin embargo, Deaton y Laroque (2003) argumentaron que una de las características de las series de precios de *commodities* es la combinación de altas autocorrelaciones en altas frecuencias, junto con la falta de una tendencia de largo plazo. En Deaton y Laroque (1992), ellos encontraron evidencia en favor de la estacionariedad de los precios a partir del cálculo de estadísticos de persistencia o ratios de varianza.

Respecto de la dinámica de corto plazo de los precios de las materias primas, Deaton y Laroque (2003) encuentran, para algunas *commodities*, un efecto positivo y significativo del crecimiento de la oferta sobre el precio. Ellos atribuyen este resultado a la existencia de una respuesta de corto plazo relacionada con el comportamiento de los inventarios.[7] En Deaton y Laroque (1992) se centraron en estudiar el rol del arbitraje especulativo para mantener inventarios, como factor que determina la autocorrelación de corto plazo observada en los precios de las *commodities*. Por su parte, Pindyck (1994) también sostuvo que el comportamiento de los inventarios condiciona la dinámica de corto plazo de la producción y del precio de las materias primas. En este trabajo, el autor encontró que los inventarios cumplen un rol de suavización de la producción durante períodos de precios bajos o normales, mientras que en períodos de precios altos los inventarios tienen un rol más importante en facilitar la producción y evitar la falta de existencias.

[7] Ellos argumentaron que, dado que fue extremadamente difícil obtener datos precisos de inventarios, las series de producción que utilizaron muy probablemente fueran en parte series de consumo. De esta manera, si los aumentos en los precios provocaron una respuesta de corto plazo en los inventarios, en las estimaciones debieron aparecer efectos a corto plazo de la producción sobre el precio.

Debido a que los trabajos de Deaton y Laroque (1992) y Deaton y Laroque (2003) son anteriores a la tendencia ascendente común que experimentaron los precios a principios de la década del 2000, no se consideraron los posibles efectos financieros y monetarios, ni una modelación de los precios que permitiera evaluar su posible no estacionariedad.

En cambio, a lo largo de este artículo y dada la experiencia de los precios de las materias primas desde inicios de los 2000, los precios de las distintas *commodities* analizadas serán considerados (de acuerdo con las diferentes pruebas de raíz unitaria) procesos estocásticos integrados. Por lo tanto, en la modelación de los determinantes de los precios de las materias primas es necesario probar la existencia de una relación de largo plazo (cointegración) entre oferta, demanda y precio.

Por otra parte, en la literatura también se sugirió el efecto del tipo de cambio de Estados Unidos como un posible determinante de los precios de las *commodities*, dado que la mayoría de estos precios están expresados en dólares estadounidenses, como primero discutieron Ridler y Yandle (1972). Dornbusch *et al*. (1985) explicaron dicho efecto como la flexibilidad inherente en los precios de las materias primas. Además, Chen *et al*. (2010) consideraron el tipo de cambio como predictor de los precios mundiales de *commodities*.

Con respecto a la economía argentina, en años recientes se observó un renovado interés por explicar los determinantes de los precios de las *commodities*. Al respecto, se pueden mencionar los trabajos de Bastourre *et al*. (2008), Bastourre *et al*. (2010) y Lanteri (2012). En Bastourre *et al*. (2008), los autores utilizaron el IPMP que elabora el BCRA, medido en términos reales. A su vez, utilizaron un enfoque VEC en el cual explicaron los precios de las materias primas en función del tipo de cambio real de Estados Unidos, el ingreso global[8], la tasa de interés real y una medida de liquidez global[9] usando datos trimestrales desde 1986 hasta 2006. Para un mayor análisis sobre los factores que influyen sobre los precios de las *commodities*, Bastourre *et al*. (2010) estimaron un modelo STA que permite un ajuste no-lineal mediante el uso de frecuencia mensual.[10] En este trabajo, los autores encontraron que el índice de producción mundial, el tipo de cambio real estadounidense, la tasa de interés real internacional y el índice Dow Jones eran los principales determinantes de los "fundamentos". Por su parte, Lanteri (2012) encontró que, a partir de la estimación de modelos SVAR con restricciones a corto plazo y para el período 1960-2010, los precios internacionales de las materias primas (petróleo y agrícolas) se incrementaron ante mejoras en el crecimiento industrial, las políticas monetarias expansivas, la depreciación del dólar y la reducción en los inventarios.

El modelo propuesto en este artículo busca integrar los enfoques anteriormente descriptos. Se propone estimar un modelo de TSCS que permita considerar tanto factores idiosincráticos como comunes en la determinación del precio real de las materias primas relevantes para la Argentina. A su vez, se evitan problemas de especificación distinguiendo los efectos a corto y a largo plazo, y considerando la posibilidad de la naturaleza no estacionaria de las variables que entran en el

[8] Medido como el índice de producción industrial de economías avanzadas más la de China.
[9] Esta medida se define como la suma de la base monetaria de Estados Unidos más las reservas internacionales de los bancos centrales de todo el mundo.
[10] STA: Modelo Autorregresivo con Transición Suave.

modelo en panel. Debido a estas características, se evalúa la cointegración en un modelo de TSCS considerando la posible dependencia cruzada entre *commodities*, así como la exogeneidad y la agrupación de observaciones de series de tiempo y corte transversal (*poolability*), como se explicará en las próximas secciones.

3. Enfoques econométricos alternativos

Por lo general, los precios de las materias primas muestran una fuerte correlación entre ellas, sobre todo desde el inicio de los años 2000 (p. ej. Lescaroux, 2009; Reboredo, 2012; Vansteenkiste, 2009), cuando comenzó el comovimiento ascendente en los precios. Por lo tanto, en los estudios empíricos es muy común el uso de índices de precios de *commodities* para ilustrar y, eventualmente, explicar el comportamiento de los precios de las materias primas. En el mundo, los índices más conocidos son los que elaboran el FMI[11] y el Banco Mundial[12], además de aquellos elaborados por bancos multinacionales de inversiones o agencias de información (p. ej., Goldman Sachs, Thomson Reuters, Bloomberg, entre otros).

En los estudios empíricos de la última década que explican los precios de las materias primas, frecuentemente se han utilizado índices agregados para modelar el movimiento conjunto de los precios (Bastourre *et al.*, 2008; Bastourre *et al*., 2010; Gilbert, 2010). Sin embargo, la elección del índice (o su composición) depende del propósito del modelo. Las ponderaciones relevantes pueden diferir si se construyen sobre la base de la participación en las exportaciones o importaciones. A su vez, la selección entre ponderaciones fijas y móviles también es crucial. Deaton (1999) hizo hincapié en las limitaciones de la agregación fija, dado que incluso un *shock* común podría tener diferentes efectos en los distintos productos y, por eso, los ponderadores supuestamente fijos podrían variar en el tiempo. Sin embargo, tampoco es fácil definir las ponderaciones móviles. El reajuste en la ponderación puede inducir a una mayor variabilidad. Incluso, la exogeneidad puede cambiar cuando la variable utilizada en la ponderación (por ejemplo, las exportaciones de las materias primas) también forma parte del conjunto de variables explicativas del modelo.

Por lo tanto, se propusieron otros enfoques econométricos para evitar el uso de índices. En numerosos trabajos empíricos motivados por el comovimiento observado de los precios en los últimos años se adoptó el análisis factorial. En trabajos como los de Byrne *et al*. (2013) y Lombardi *et al*. (2012), se empleó un modelo de FAVAR para explicar el precio real de un conjunto de materias primas. Sin embargo, en este tipo de estudios, se trató a los determinantes propios de cada mercado de *commodities* (factores idiosincráticos), como no observables. A su vez, una desventaja del uso de modelos de factores, como indican Stock y Watson (2009), es que se evidencia una inestabilidad considerable en sus estimaciones.

Un enfoque diferente es el que propusieron Frankel y Rose (2010) al estimar el precio de un conjunto de *commodities* utilizando datos de panel. El uso de datos de panel permite evaluar el efecto

[11] *All Commodity Price Index*: incluye precios relacionados con combustibles o no.
[12] Su principal agrupación es en energía, no energía y metales preciosos. Las ponderaciones están basadas en los valores de exportaciones de 2002-2004 de los países en desarrollo.

tanto de factores idiosincráticos como de factores comunes (principalmente, macroeconómicos). Si bien el uso de datos de panel permite considerar tanto los efectos idiosincráticos por *commodity* como los no observables, esto no garantiza que se pueda eliminar o reducir en forma significativa la interdependencia entre las distintas materias primas, sobre todo si existe una fuerte correlación entre ellas que no es captada por las variables incluidas en el modelo.

Alternativamente, podrían utilizarse los modelos GVAR. En términos generales, el modelo GVAR proporciona un marco multilateral que permite analizar las interdependencias entre las diferentes *commodities*. Si bien la metodología GVAR tiene varias características que la hacen atractiva para modelar los precios de las materias primas, posee algunos puntos débiles. Para estimar un modelo de los determinantes de los precios de las materias primas, resulta crucial el análisis de cuestiones que el enfoque GVAR no aborda. Estas son el tratamiento de la exogeneidad (distintos niveles, como plantean Engle *et al*., 1983), la estabilidad de los parámetros en el tiempo y entre *commodities* y la agregación de los datos. Estos puntos son analizados en detalle en la sección 4, cuando se presenta la metodología GVAR y se la compara con el enfoque econométrico propuesto en este artículo.

Por lo tanto, el enfoque econométrico apropiado para modelar los precios de las *commodities* debería permitir la estimación tanto de los efectos individuales como de los comunes. También debería considerar la dependencia cruzada entre las materias primas evaluando, a su vez, la exogeneidad de las variables utilizadas, la heterogeneidad temporal y entre *commodities*, y la validez de la agregación de datos en panel.

4. Estimación del modelo de cointegración de TSCS

En esta sección se presenta el enfoque econométrico elegido para modelar los precios reales de un conjunto de *commodities* relevantes para la Argentina utilizando datos de panel en series de tiempo (TSCS). Este enfoque es similar al de Frankel y Rose (2010), pero se distingue de dicho trabajo de diversas maneras que se detallan a continuación.

Primero, a partir de un conjunto de información más amplio, se evaluaron conjuntamente muchas de las variables explicativas sugeridas por la vasta literatura que intentó explicar los precios de las *commodities*. Para hacer frente a tan amplia gama de información y para seleccionar un modelo congruente, no sólo el mejor ajuste, se utilizó *Autometrics* (ver Doornik y Hendry, 2009). *Autometrics* es un algoritmo que utiliza un árbol de búsqueda para descartar caminos rechazados como posibles reducciones del modelo inicial general irrestricto y que, a su vez, incluye pruebas de diagnóstico.[13] Este algoritmo es una automatización de la metodología de lo general a lo particular, según la cual el investigador simplifica un modelo inicialmente general que caracteriza adecuadamente la evidencia empírica dentro de un marco teórico. En este proceso de reducción, caracterizado por diez etapas según Campos *et al*. (2005), es importante que no haya pérdida de información relevante. La regla para descartar variables no significativas, de acuerdo con el error de tipo I

[13] Se mantuvieron fijos los efectos individuales por *commodity* y la variable explicada rezagada necesaria para obtener cointegración. A su vez, se reseleccionaron las variables con un signo diferente al esperado por teoría económica y, ocasionalmente, se limitó el conjunto de información debido a colinealidades.

previamente determinado, es la del estadístico t^2.[14] En otras palabras, en la búsqueda del modelo final dominante, el algoritmo ordena todas las variables explicativas en función de aquellas con mayor t^2. Entonces, el algoritmo realiza una evaluación exhaustiva, a través de distintas pruebas de diagnóstico y de significatividad, en función de todos los conjuntos de información disponibles. De esta manera, el modelo final resulta ser el dominante dentro de todos los modelos posibles a estimar a partir del modelo inicial general irrestricto o GUM.

Segundo, el enfoque econométrico adoptado permitió distinguir los efectos de corto plazo de los de largo plazo. Utilizando el enfoque de lo general a lo particular, se empezó por un modelo irrestricto que incluye variables tanto en nivel como en diferencias tal como lo presentan Bärdsen (1989) para series temporales y Smith y Fuertes (2010) para datos de panel. La ventaja de utilizar este tipo de modelo es que, fácilmente, puede ser reparametrizado como un MCE que incluye tasas de crecimiento y desviaciones respecto de la relación a largo plazo.

A continuación se muestra cómo, siguiendo el enfoque de lo general a lo particular, se puede obtener una representación MCE (ver Bärdsen, 1989; Banerjee *et al*., 1993) en el caso de datos de panel a partir de un caso simple en el que se consideran dos variables con un rezago cada una, que puede ser generalizado a más variables y rezagos.

Partiendo de un modelo autorregresivo de rezagos distribuidos, AD(1,1):

$$y_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \beta_1 x_{it} + \beta_2 y_{it-1} + \beta_3 x_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

Si se suma y se resta el término $\beta_1 x_{it-1}$:

$$y_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \beta_1 (x_{it} - x_{it-1}) + \beta_2 y_{it-1} + (\beta_1 + \beta_3) x_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

Restando y_{it-1} a ambos lados de la igualdad y reordenando los términos, se obtiene el MCE:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \beta_1 \Delta x_{it} - (1 - \beta_2)[y_{it-1} - (\beta_1 + \beta_3)/(1 - \beta_2) x_{it-1}] + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

El término entre corchetes de la ecuación 10 corresponde al término de corrección de errores, si las variables y_{it} y x_{it} están cointegradas.

Por sus dimensiones, este modelo puede ser considerado un modelo de TSCS con N (fijo) igual a 8 *commodities* y T (asintótico) igual a 48 observaciones. Por lo tanto, se utilizó el método de MCO para estimar este modelo dinámico.

Tercero, debido a que se agruparon datos de series de tiempo y de corte transversal, desde el inicio se permitió que existiera heterogeneidad por *commodity* o por tiempo a través de efectos fijos, los

[14] El número promedio de variables irrelevantes que puede retener es algoritmo está dado por $\alpha.K$, donde K indica la cantidad de regresores del modelo inicial general. Por lo tanto, si se quiere que en promedio el algoritmo retenga una sola variable irrelevante la regla es $\alpha = 1/K$. Trabajar con errores de tipo I aún menores que $1/K$ permite que disminuya la probabilidad de que el modelo final contenga, por azar, una variable irrelevante significativa.

cuales fueron seleccionados automáticamente.[15] Los valores extremos o las interacciones entre efectos temporales y *commodities* fueron adicionalmente considerados mediante IIS. Esta técnica consiste en agregar una variable dicotómica por cada observación como un regresor. Las estimaciones se realizaron mediante el algoritmo automático antes descripto, pero aplicado al caso de tener potencialmente más regresores que observaciones evaluando y seleccionando bloques de variables. Johansen y Nielsen (2009) demostraron que IIS es un enfoque adecuado para obtener estimadores robustos, tanto en el caso de datos estacionarios como integrados (cointegrados). Esta forma fácil de obtener estimadores robustos parece útil en datos de panel que involucran diferentes fuentes de variación (temporales, transversales o ambas).

Cuarto, y como es usual cuando se agrupan observaciones de series temporales y corte transversal, inicialmente se asumió que no existía dependencia cruzada entre los precios, una vez que se controlaron los efectos fijos por *commodity* y los efectos temporales. Por lo tanto, se evaluó la hipótesis de independencia cruzada en el modelo seleccionado y se consideró esta cuestión para realizar pruebas de hipótesis.

Quinto, también se evaluó la igualdad de todos los coeficientes (efectos marginales y elasticidades) entre las *commodities* y a lo largo del tiempo. Esto implicó evaluar *poolability*. Para ello, se incluyeron variables dicotómicas multiplicativas por cada materia prima y cada período, y se seleccionaron aquellas variables que resultaron significativas utilizando el algoritmo de selección automática (*Autometrics*). Asimismo, se estudió *poolability* parcial para distintos grupos de *commodities* (agrícolas, minerales y petróleo).

Por último, se evaluó la exogeneidad de las variables explicativas que podrían no ser exógenas en un modelo de determinación del precio real: los inventarios y la producción. Se utilizó el método de estimación por variables instrumentales y se realizaron pruebas de exogeneidad débil y de superexogeneidad (una vez encontrada la relación de cointegración) para validar el modelo condicional.

En síntesis, se planteó el siguiente modelo general irrestricto o GUM del precio real de las *commodities*:

$$\Delta p_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \mu_i t + \delta p_{it-1} + x'_{it-1}\beta + x'_{t-1}\theta + \sum_{k=0}^{2} \Delta p'_{it-k}\rho + \sum_{k=0}^{2} \Delta x'_{it-k}\phi + \sum_{k=0}^{2} \Delta x'_{t-k}\lambda + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

En esta ecuación, $i = 1, \ldots, N; t = 1, \ldots, T;$ y k indica el número de rezagos. Todas las variables están expresadas en logaritmos. El vector x denota las variables explicativas que entran en el GUM, ya sea con variación temporal (t), por *commodity* (i) o ambas (it).
Se incluyeron rezagos de los precios reales (p_{it-k}) para capturar el comportamiento persistente y los efectos de la volatilidad (σ_{it}) como medida de prima de riesgo. Desde el lado de la oferta, se consideró la producción de materias primas (q_{it}) e inventarios (inv_{it}) esperando efectos negativos,

[15] A través de este tipo de búsqueda, se pueden incluir sólo factores con variación temporal y seleccionar los efectos temporales relevantes. Esto no se puede hacer mediante un enfoque de efectos fijos tradicional, salvo que se prueben uno por uno todos los posibles conjuntos (tarea que se dificulta con un T grande).

dado que, cuando estas variables decrecen, los precios de las *commodities* tienden a incrementarse. Desde el lado de la demanda, se incluyó el crecimiento económico mundial, así como el de economías emergentes y en desarrollo, el cual se capturó a través de distintas variables sugeridas en la literatura: el producto bruto interno real de Estados Unidos (pbi_t^{US}), la OCDE (pbi_t^{OCDE}), mundial (pbi_t^{MUNDO}), indio (pbi_t^{INDIA}) y chino (pbi_t^{CHINA}); la producción industrial de economías avanzadas (ip_t^{EA}), de Estados Unidos (ip_t^{US}) y de India (ip_t^{INDIA}); la participación en el comercio, medida como exportaciones más importaciones de China (pc_t^{CHINA}), India (pc_t^{INDIA}) y los países BRIC (pc_t^{BRIC}) relativa al intercambio comercial mundial.

Asimismo, se incluyeron agregados monetarios para evaluar el impacto que las políticas monetarias globales y estadounidenses podían tener sobre los precios de las materias primas. Por lo tanto, entre las variables monetarias y financieras se consideraron la base monetaria de Estados Unidos (bm_t^{US}), M2 ($m2_t^{US}$) y una medida de liquidez global (liq_t), junto con dos tasas de interés alternativas: la tasa del Tesoro de Estados Unidos a 1 año (i_t^{TR}) y la tasa de los fondos federales de Estados Unidos (i_t^{FF}). También se consideró el índice de precios al consumidor de Estados Unidos (ipc_t^{US}) como una variable explicativa más. La inclusión de los rezagos de la tasa de inflación como una variable explicativa de los precios reales podría reflejar en forma indirecta la influencia de la política monetaria sobre los precios de las materias primas. Se tuvieron en cuenta también los efectos del tipo de cambio nominal efectivo de Estados Unidos (e_t) y el índice Dow Jones (dow_t) como un activo sustituto en los portafolios. Aparte de este amplio conjunto de información, se incluyeron diferentes tendencias lineales por *commodity*, los efectos temporales e individuales mediante el uso de variables ficticias, y sus posibles interacciones por IIS.

Dado que el objetivo era obtener un modelo para explicar el precio real de las *commodities* en función de sus determinantes estructurales, se utilizó un modelo de TSCS para los precios al contado. No se incluyeron los precios de los futuros como variables explicativas (a diferencia del trabajo de Frankel y Rose, 2010, quienes incluyen el diferencial de precios spot-futuro como variable explicativa para explicar el precio al contado).[17] En el presente estudio, no se modeló la relación (probablemente simultánea) entre los precios al contado y los precios de los futuros, porque se esperó que ambos respondieran a los mismos fundamentos económicos, particularmente al trabajar con frecuencia anual.

En la ecuación 11, se supuso que todas las variables eran estacionarias, ya sea por diferenciación o por cointegración, pudiéndose así realizar inferencia tradicional (Sims *et al*., 1990). Si bien se sugirió que el problema de la correlación espuria es menos grave en los modelos con datos de corte transversal, las pruebas estándar de raíz unitaria en series de tiempo y datos de panel (reportadas en el Apéndice B) indicaron que algunas variables, específicamente los precios reales de las *commodities*, serían I(1). Por ello, se requirieron valores críticos no estándares para rechazar la hipótesis nula de no cointegración en el modelo parametrizado en la ecuación 11 (el coeficiente δ).

Además, debido a que podría existir dependencia cruzada en datos de panel, se llevaron a cabo pruebas de cointegración utilizando valores críticos para el estadístico t de p_{it-1} a través de un enfoque de *bootstrapping* basado en Westerlund (2007), como se explica en el Apéndice A.

Si bien en la sección anterior se comentó la posibilidad de utilizar un enfoque GVAR para modelar los precios de las materias primas, se considera que el enfoque propuesto en este artículo resultaría superador en este caso, ya que permitiría abordar algunos puntos débiles de la metodología GVAR. En concreto, el modelo de cointegración de TSCS (con selección automática de variables) permitiría un mejor tratamiento de la exogeneidad de las variables explicativas, de la estabilidad de los parámetros y de la agregación de los datos.

Como se comentó anteriormente, el modelo GVAR, inicialmente propuesto por Pesaran *et al.* (2004), tiene una estructura ingeniosa que permite capturar los vínculos entre los distintos modelos de corrección de errores específicos de cada *commodity*. La modelación GVAR comienza con la estimación de un VAR aumentado, VARX$^*(p,q)$, para cada mercado de *commodities*. Cada VARX$^*(p,q)$ representa un modelo condicional en el cual las variables propias de ese mercado (o variables domésticas, x_{it}) dependen de sus propios rezagos, de los valores contemporáneos y pasados de las variables de los otros mercados (o variables extranjeras, x_{it}^*), de las variables globales (débilmente) exógenas (d_t) y de las variables determinísticas (p. ej., tendencias). La estimación de un VARX$^*(p,q)$ presupone una factorización de la distribución conjunta de x_{it} y x_{it}^* en una distribución condicional de las variables domésticas (x_{it}) y una distribución marginal de las variables extranjeras (x_{it}^*). Entonces, la relación entre x_{it} y x_{it}^* se reduce a un subsistema autorregresivo de rezagos distribuidos, también conocido como un modelo VAR aumentado, aquí, VARX$^*(p,q)$.

Las variables x_{it}, x_{it}^* y d_t pueden ser integradas y podrían estar cointegradas. En ese caso, los modelos VARX$^*(p,q)$ pueden reescribirse siguiendo una representación de corrección de errores. El modelo GVAR, en sí, se construye a partir de los modelos de corrección de errores condicionales individuales. Específicamente, todos los modelos individuales de corrección de errores se apilan en un vector de corrección de errores, que constituye el GVAR.

En cambio, se considera que el enfoque adoptado en este artículo para modelar los precios de las materias primas podría ser superador al GVAR en al menos tres aspectos.

Primero, respecto de la exogeneidad, el GVAR se construye a partir de un modelo de corrección de errores condicionales suponiendo algunas variables como dadas. La exogeneidad débil de las variables x_{it}^* se estudia a través del análisis de cointegración, evaluando la significatividad del coeficiente de ajuste en la ecuación marginal de x_{it}^*. Sin embargo, en algunas situaciones, la exogeneidad fuerte o la superexogeneidad pueden ser requeridas para validar el análisis (Engle *et al*., 1983). Este punto es relevante en este estudio ya que se consideraron datos desde 1960 hasta 2010, y muchas de las variables utilizadas en el modelo sufrieron grandes cambios estructurales en este período. Estos puntos se evalúan en la sección 6.3.

Segundo, en cuanto a la estabilidad de los parámetros, los modelos GVAR requieren estabilidad en el tiempo y con respecto a las intervenciones del proceso marginal (invariancia) para que las relaciones estimadas sean confiables. El enfoque adoptado en este artículo permitió evaluar la heterogeneidad temporal y entre *commodities* mediante el algoritmo de selección automática, como se describe en la sección 6.2.

Por último, en la agregación de los datos hay una primera cuestión respecto de la elección de los pesos para obtener las variables extranjeras (x_{it}^{*}) para cada *commodity*. Usualmente, la elección de las ponderaciones se rige por la teoría económica, y suelen ser de tipo fijas. Dichos promedios deberían reflejar las relaciones entre los distintos mercados de *commodities*. A su vez, existe una dificultad práctica en la agregación de los datos. Esto se debe a los grados de libertad necesarios, teniendo en cuenta la cantidad de materias primas a ser consideradas y la cantidad de variables endógenas (cada una considerada en el momento "t" y con sus respectivos rezagos). Por eso, en numerosos estudios la agregación se considera dada por la teoría y no se evalúa empíricamente. En el modelo estimado en este artículo, la evaluación del agregado de los datos en panel pudo realizarse empíricamente, como se indica en la sección 6.2 cuando se estudia la *poolability*.

En resumen, el enfoque econométrico adoptado en este artículo permite distinguir los efectos a largo y a corto plazo, además de ampliar el conjunto de información de los factores determinantes de los precios de las materias primas. Para distinguir dichos efectos, se siguió una representación de corrección de errores y un análisis exhaustivo de *poolability* y de la exogeneidad, cuestiones que estudios empíricos previos no abordaron.

5. Datos

En este artículo se estimó un modelo econométrico del precio real de un amplio espectro de *commodities* —como aluminio (al), cobre (co), oro (or), petróleo (pe), carne vacuna (cv), maíz (mz), poroto de soja (so) y trigo (tr)— usando datos anuales del período 1960-2010. En el Cuadro 1 se presentan las definiciones de las variables y sus fuentes.

Algunas de estas materias primas son tradicionales en la economía argentina, como la carne vacuna, el maíz y el trigo, y han competido, en diferentes grados, más recientemente con la producción de soja. La soja y sus productos derivados se han convertido en la principal fuente de reservas internacionales del país. El maíz y la soja también han experimentado una creciente demanda derivada como biocombustibles. El oro es un producto en crecimiento en las exportaciones de metales de la Argentina. Con respecto al petróleo y a sus derivados, la Argentina pasó de ser un exportador neto a un importador neto durante el período estudiado en este artículo, sin dejar de ser un exportador neto de algunos productos derivados. Además, el petróleo fue incluido en el análisis debido a que es la *commodity* líder a nivel internacional.

La creciente demanda mundial de alimentos y de energía y sus efectos sobre los altos precios de las materias primas, parece haber tenido un gran impacto económico en muchos de los países de la región. Esto explicaría, al menos en parte, el desempeño económico asociado al dinamismo del comercio exterior durante gran parte de la década de los 2000.

La Argentina tiene una larga tradición como país productor y exportador de materias primas, con más del 70% de exportación de *commodities* sobre el total de exportaciones durante el período comprendido entre 1962 y 2010.[16]

[16] Cálculos basados en los datos de UN Comtrade.

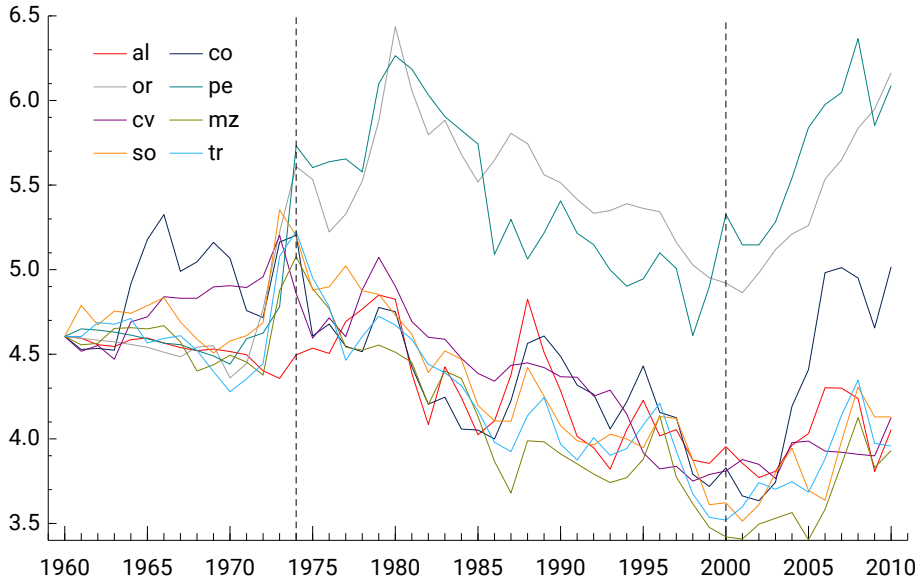
Cuadro 1 | Descripción de los datos

Notación	Transcripción	Fuente
p	Precio real (índice 1960=100)	FMI, World Gold Council
σ	Volatilidad	FMI, World Gold Council
q	Producción mundial	USDA, USGS, EIA
inv	Inventarios mundiales	USDA, USGS, EIA, World Gold Council, FAO
pbi	Producto bruto interno real	FMI, Banco Mundial (WDI) FMI
ip	Índice de producción industrial	FMI
pc	Participación comercial	FMI
i^{TR}	Tasa de interés del Tesoro a 1 año	Federal Reserve Board
i^{FF}	Tasa de interés de los fondos federales	Federal Reserve Board
e	Tipo de cambio nominal efectivo de EE.UU.	St. Louis Fed
bm^{US}	Base monetaria de EE.UU.	Federal Reserve Board
$m2^{US}$	M2 de EE.UU.	Federal Reserve Board
liq	Liquidez global	FMI
dow	Índice Dow Jones	Dow Jones Indexes
ipc^{US}	Índice de precios al consumidor de EE.UU.	FMI

Nota: Los precios nominales fueron deflactados por el ipc^{US}. La volatilidad se calculó como el desvío estándar de los 12 meses previos, mientras que la liquidez global se calculó como bm^{US} más el total de las reservas mundiales.

En el Gráfico 1 se muestra el comportamiento conjunto de los precios reales entre 1960 y 2010. La línea vertical de 1974 muestra el inicio del período de declive y estancamiento en los precios internacionales de las *commodities* luego de la primera crisis del petróleo. Fue esta crisis la que motivó numerosos trabajos empíricos que buscaban validar la hipótesis de Prebisch (1950) y Singer (1950) respecto de la tendencia secular de los precios de los productos primarios en términos relativos a las manufacturas. La línea vertical a comienzos de los años 2000 ilustra el inicio del comovimiento ascendente en los precios.

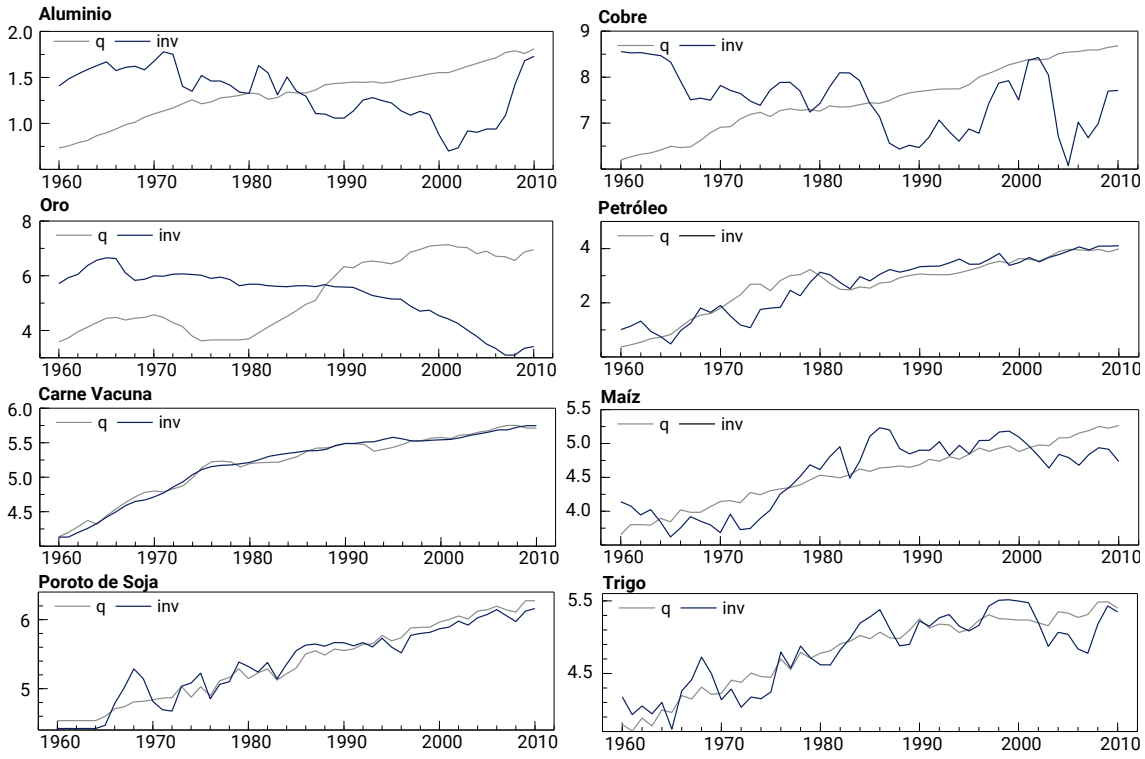
Gráfico 1 | Índices de precios reales de las materias primas (1960-2010, en logaritmos)



Fuente: elaboración propia en base a datos del FMI y World Gold Council.

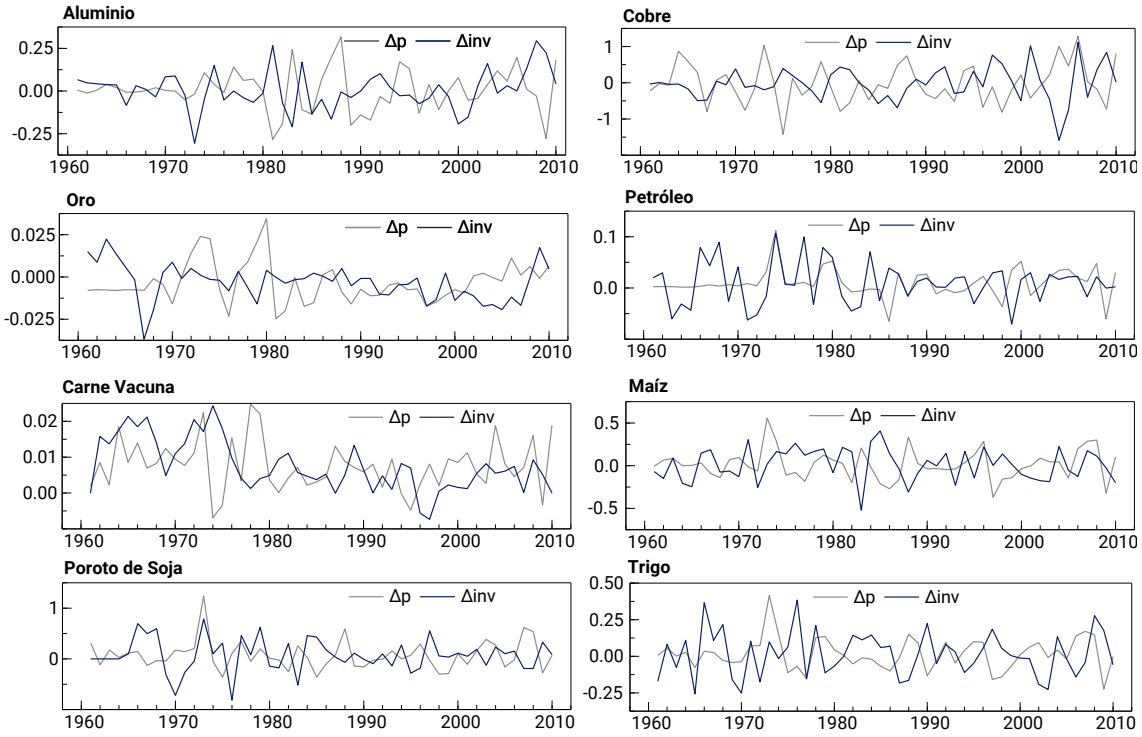
Los Gráficos 2 y 3 permiten observar la relación entre precios reales, producciones e inventarios.

Gráfico 2 | Producción e inventarios (en logaritmos



Fuente: elaboración propia en base a datos de USDA, USGS, EIA, World Gold Council y FAO.

Gráfico 3. Diferencia logarítmica del precio real de las commodities e inventarios



Fuente: elaboración propia en base a datos del FMI, USDA, USGS, EIA, World Gold Council y FAO.

Desde una perspectiva a largo plazo, las cantidades muestran una tendencia creciente, pero los inventarios han tenido diferentes patrones que reflejan una relación más estrecha con la producción de bienes agropecuarios.

La relación inversa entre las variaciones (en diferencias logarítmicas) de los precios reales y de los inventarios se puede observar en el Gráfico 3. Esta sugiere que los inventarios pueden afectar negativamente los precios de las materias primas a corto plazo (Deaton y Laroque, 2003).

Dado que los precios de las materias primas están altamente correlacionados, en el Cuadro 2 se reportan las correlaciones contemporáneas.

Cuadro 2 | Matrices de correlaciones entre los precios reales de las commodities

Logaritmos (en nivel):								
	al	***co***	***or***	***pe***	***cv***	***mz***	***so***	***tr***
Aluminio	1,00							
Cobre	0,67	1,00						
Oro	-0,10	-0,12	1,00					
Petróleo	-0,09	-0,06	0,86	1,00				
Carne vacuna	0,78	0,62	-0,16	-0,19	1,00			
Maíz	0,78	0,66	-0,18	-0,14	0,84	1,00		
Poroto de soja	0,80	0,65	-0,11	-0,11	0,87	0,97	1,00	
Trigo	0,77	0,67	-0,07	-0,04	0,82	0,97	0,95	1,00
Diferencias logarítmicas:								
	al	***co***	***or***	***pe***	***cv***	***mz***	***so***	***tr***
Aluminio	1,00							
Cobre	0,59	1,00						
Oro	0,39	0,39	1,00					
Petróleo	0,25	0,35	0,40	1,00				
Carne vacuna	0,16	0,48	0,18	0,00	1,00			
Maíz	0,31	0,44	0,38	0,37	0,13	1,00		
Poroto de soja	0,29	0,39	0,32	0,12	0,31	0,70	1,00	
Trigo	0,25	0,48	0,45	0,38	0,25	0,82	0,61	1,00
Residuos del VAR(2):								
	al	*co*	*or*	*pe*	*cv*	*mz*	*so*	*tr*
Aluminio	1,00							
Cobre	0,54	1,00						
Oro	0,42	0,28	1,00					
Petróleo	0,31	0,23	0,24	1,00				
Carne vacuna	0,29	0,54	0,22	0,10	1,00			
Maíz	0,31	0,30	0,28	0,28	0,28	1,00		
Poroto de soja	0,41	0,42	0,42	0,24	0,54	0,79	1,00	
Trigo	0,37	0,45	0,27	0,27	0,28	0,87	0,75	1,00
Residuos del modelo seleccionado:								
	al	*co*	*or*	*pe*	*cv*	*mz*	*so*	*tr*
Aluminio	1,00							
Cobre	0,26	1,00						
Oro	0,14	-0,08	1,00					
Petróleo	0,00	-0,01	-0,16	1,00				
Carne vacuna	-0,18	0,23	0,06	-0,04	1,00			
Maíz	-0,02	0,06	-0,11	0,00	-0,21	1,00		
Poroto de soja	0,19	0,27	0,03	-0,16	-0,24	0,34	1,00	
Trigo	-0,12	0,02	-0,04	-0,06	-0,05	0,61	0,26	1,00

Los precios reales (en logaritmos) muestran altas correlaciones intragrupos, como entre las agropecuarias y los minerales (aluminio y cobre), pero también existen entre grupos, siendo la más alta entre el oro y el petróleo. En cuanto a las diferencias logarítmicas, la mayoría de las correlaciones se redujeron luego de realizar dicha transformación, pero en algunos casos continuaron siendo altas como en el caso de las materias primas agrícolas y minerales. Puede notarse que no se encuentra un patrón muy diferente en las correlaciones si se observan los residuos de la estimación de un Vector Autoregresivo de segundo orden, VAR(2), para los precios reales en logaritmos. Estas

correlaciones serán comparadas luego con las correlaciones de los residuos del modelo estimado en TSCS.

Estas observaciones conducen a que se considere en las estimaciones la posible presencia de dependencia cruzada entre las distintas materias primas estudiadas.

6. Resultados empíricos

En esta sección se presentan los resultados obtenidos en las estimaciones de los distintos MCE a partir del conjunto de información descrito anteriormente.

En el Cuadro 3 se reportan los coeficientes estimados para los niveles y las diferencias de las variables que permiten obtener los efectos a largo plazo y a corto plazo sobre los precios reales de las *commodities*, respectivamente. En la columna (1) se muestra la estimación por MCO del modelo seleccionado por el algoritmo de selección automática, mientras que en la columna (2) se considera el mismo modelo, pero evaluando el efecto de la tasa de interés, el cual será analizado en la sección 6.1 En la columna (3) se reporta la heterogeneidad temporal e individual entre *commodities*. En la columna (4) se reporta la estimación mediante VI suponiendo endógenos los inventarios. Estos últimos casos se discuten en las secciones 6.2 y 6.3, respectivamente.

En los resultados presentados en el Cuadro 3, puede notarse que todas las estimaciones fueron consistentes con la teoría económica y pasaron la mayor parte de las pruebas de diagnóstico. Sin embargo, las hipótesis nulas de homocedasticidad (al 5% de significatividad) y de ausencia de dependencia cruzada (al 1% de significatividad) son rechazadas. La hipótesis nula de independencia cruzada de los residuos del modelo estimado se evaluó mediante un test LM propuesto por Breusch y Pagan (1980). En los residuos se encontró cierta correlación remanente principalmente entre los productos agrícolas: maíz, soja y trigo (ver correlación residual en el Cuadro 2). Por lo tanto, en todas las estimaciones se consideraron los errores estándares corregidos por Driscoll-Kraay, los cuales se basan en T grande y son robustos a la presencia de heterocedasticidad, autocorrelación (sin asumir un grado de correlación) y correlación entre paneles.[17]

Por otra parte, también resulta necesario evaluar la cointegración ante la presencia de dependencia cruzada entre las distintas materias primas. Para ello se realizó un *bootstrapping* (Apéndice A) siguiendo las recomendaciones de Westerlund (2007). La hipótesis nula de ausencia de cointegración fue rechazada en niveles tradicionales (los percentiles 1% y 5% de la distribución del estadístico t ilustrado en el Gráfico A.1 (e) son -6,53 y -5,78, respectivamente).

[17] Usando errores estándares consistentes por heterocedasticidad, se mantuvieron los efectos de todas las variables.

Cuadro 3 | Estimaciones del precio real de las commodities (efectos fijos)

Variable dependiente: Δp_{it}	Modelo seleccionado (1)	Tasa de interés (2)	Evaluación de Heterogeneidad (3)	VI (4)
Coeficiente de ajuste	-0,18**	-0,13**	-0,22**	-0,21**
Efectos de largo plazo				
q_{it-1}	-1,15**	-1,84**	-1,05**	-1,06**
pbi_{t-1}^{CHINA}	0,68**	1,38**	0,56**	0,57**
e_{t-1}	-1,98**	-2,23**	-1,83**	-1,89**
i_{t-1}^{TR}	-	-9,75**	-	-
$pbi_{t-1}^{CHINA} * pe$	-	-	0,77**	0,77**
Efectos de corto plazo				
Δp_{it-1}	0,11**	0,06	0,12**	0,11**
Δp_{it-2}	-0,13**	-0,17**	-0,12**	-0,12**
Δpbi_t^{OCDE}	0,87**	0,60**	0,87**	0,87**
Δpbi_t^{CHINA}	0,20*	0,15*	0,19*	0,19**
$\Delta_2 inv_{it}$	-0,10**	-0,11**	-0,10**	-0,12**
Δbm_{t-1}^{US}	0,25**	-	0,25**	0,24**
Δe_{t-1}	-0,43*	-0,44*	-0,42*	-0,40**
Componentes determinísticos				
$t * or$	0,004**	-	0,01**	0,01**
$t * pe$	0,01**	-	-	-
$t * cv$	-0,01**	-0,01**	-0,01**	-0,01**
$t * tr$	-0,003*	-0,004**	-0,004**	-0,004*
$D1973$	0,35**	0,37**	0,35**	0,35**
$D1983$	0,17**	0,17**	0,17**	0,16**
$D2009$	-0,21**	-0,28**	-0,20**	-0,19**
Efectos fijos	Sí	Sí	Sí	Sí
Variables impulso	Sí	Sí	Sí	Sí
R^2 ajustado	0,66	0,62	0,64	-
$\hat{\sigma}$	0,12	0,12	0,12	0,12
Autorcorrelación - *F*	0,97 [0,38]	1,10 [0,34]	1,37 [0,26]	1,37 [0,26]
Heterocedascidad - *F*	1,47 [0,04]	1,35 [0,09]	1,26 [0,14]	1,23 [0,17]
ARCH - *F*	3,04 [0,08]	2,09 [0,15]	2,77 [0,10]	2,31 [0,13]
Normalidad - $\chi^2(2)$	1,05 [0,59]	1,67 [0,44]	1,47 [0,48]	1,69 [0,43]
RESET - *F*	0,97 [0,38]	0,60 [0,55]	0,55 [0,58]	
AC(1) DPD	-0,66 [0,51]	-0,42 [0,67]	-0,92 [0,36]	
AC(2) DPD	-1,38 [0,17]	-1,55 [0,12]	-1,37 [0,17]	
Test LM de independencia χ^2	49,85 [0,01]		47,59 [0,01]	

Notas: ** y * indican significatividad al 1% y 5 %, respectivamente. En corchetes se reportan los p-valores. Se utilizaron errores estándar de Driscoll-Kraay, excepto para la estimación por VI. Las variables impulso seleccionadas por Autometrics fueron: *al*1973, *co*1964, *co*2006, *or*1974, *or*1980, *pe*1973, *pe*1979, *pe*1986, *pe*1988, *cv*1974 y ($\Delta p_{it-1} * pe1974$). Esta última es necesaria para lograr normalidad residual. t =tendencia lineal.

Los modelos estimados incluyen tres variables dicotómicas correspondientes a tres años (D1973, D1983 y D2009), los cuales coinciden con la crisis del petróleo de 1973, con la segunda crisis del petróleo de 1983 y con la crisis financiera de 2009, que implicaron *shocks* sobre los precios de las *commodities*. Dichas variables fueron seleccionadas por IIS. Por lo tanto, estos años aparecen como valores extremos en el MCE estimado y no como prueba de cambio estructural. De existir un cambio estructural en el modelo estimado (p. ej., pre y post 1973), el algoritmo hubiera retenido, a su vez, variables impulso inmediatamente anteriores y posteriores a esos años.

En el modelo seleccionado, la velocidad de ajuste de los precios reales de las *commodities* para alcanzar la relación de equilibrio fue del 18%, es decir, el 18% del desequilibrio desapareció el primer año.[18] Si se observan primero los efectos de las variables explicativas de los precios de las materias primas a largo plazo, los resultados muestran la elasticidad negativa de los precios reales con respecto al tipo de cambio nominal efectivo de Estados Unidos. Esto es, una depreciación del dólar respecto de la mayoría de las monedas (principales socios comerciales de Estados Unidos) produce un incremento en el precio de las materias primas, medidas en dólares estadounidenses. La magnitud de la elasticidad es mayor que la unidad en valor absoluto, lo cual parece ser mayor que lo esperado a partir de los modelos teóricos para dicha elasticidad que asumen al tipo de cambio en términos reales. Sin embargo, este resultado corrobora el hecho de que los precios de las materias primas son más flexibles que aquellos que reflejan el índice de precios al consumidor de Estados Unidos. Cabe señalar que también se encontraron casos de *overshooting* en la literatura empírica, utilizando diferentes enfoques (e.g. Dornbusch *et al*., 1985; Gilbert, 1989).

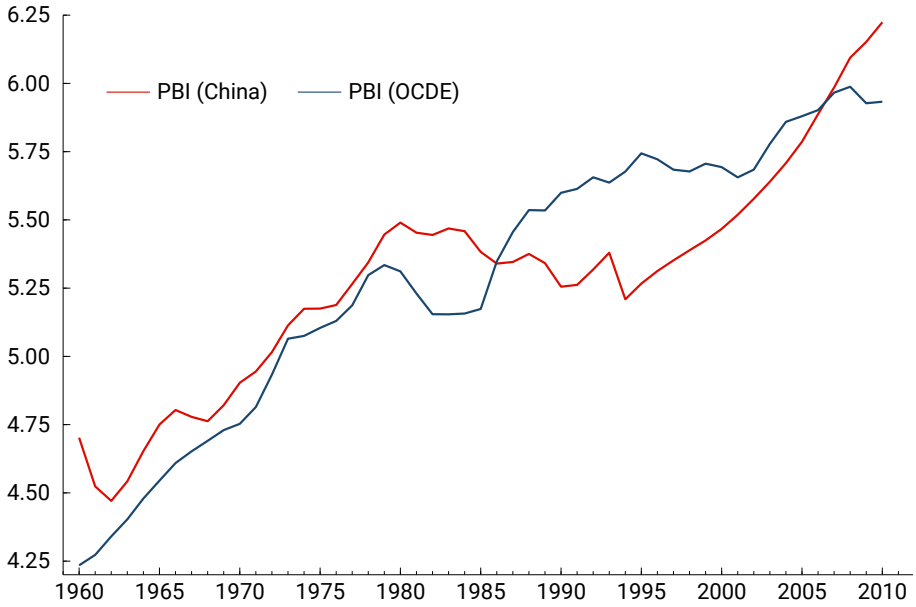
Uno de los principales resultados de estas estimaciones indica que los efectos a largo plazo resultan compatibles con un modelo tradicional en el que ajustan los precios ante excesos de oferta, por la elasticidad negativa encontrada en los precios reales de las *commodities* con respecto a su producción. Además, se encuentra un efecto positivo a largo plazo del PBI de China sobre la evolución en los precios de las materias primas. El surgimiento de China en la economía mundial ha tenido importantes implicancias en los mercados mundiales de productos básicos en la última década; esto incrementó la demanda de materias primas y empujó los precios al alza.

Si bien a primera vista puede parecer sorprendente que no hayan entrado en el largo plazo otros PBI (de hecho, el coeficiente estimado del pbi^{OCDE} fue negativo), el Gráfico 4 muestra un comportamiento similar entre el PBI de China y el de los países de la OCDE, durante la primera parte de la muestra. Sin embargo, el PBI de China, que se ha incrementado a una tasa mayor desde fines de los años 90, que produjo un efecto diferencial sobre los precios de las *commodities*. La mayor demanda derivada de alimentos y de energía a partir del crecimiento económico de este país emergente explica por qué su PBI tiene un efecto determinante a largo plazo sobre los precios de las materias primas.

Puede notarse también que, a corto plazo (columna 1), ambas tasas de crecimiento de PBI son significativas, pero el efecto de la OCDE es mayor. Por otra parte, no se encontraron efectos significativos de otras economías emergentes.[19]

[18] Estos coeficientes son la solución a largo plazo que se obtiene dividiendo las estimaciones de β por δ.
[19] En particular, se reevaluó el efecto del PBI de la India. Los coeficientes estimados a largo y a corto plazo mostraban el signo correcto (positivo), pero no resultaron significativos en niveles tradicionales.

Gráfico 4 | PBI real de China y los países de la OCDE (en logaritmos)



Fuente: elaboración propia en base a datos del FMI y Banco Mundial.

Otro resultado interesante indica que tanto la producción como los inventarios fueron significativos, pero los inventarios lo fueron solamente a corto plazo. Dado que los inventarios están medidos como $\Delta_2 inv_{it} = (inv_{it} - inv_{it-2})$, los movimientos a corto plazo de exceso de oferta sobre demanda afectan negativamente los precios reales. Nuevamente, y como se observó en el Gráfico 3, el signo negativo sugiere que los precios reales ajustan ante cambios en los inventarios y no a la inversa. Esta cuestión se analiza con mayor profundidad en la sección 6.3, que estudia la exogeneidad de los inventarios.

El rol de la producción y de la demanda a largo plazo y la de los inventarios a corto plazo en la determinación de los precios de las materias primas fue sugerida por Deaton y Laroque (1992) y Deaton y Laroque (2003) y Pindyck (1994). Todas estas variables están incluidas en el modelo seleccionado.

Respecto a los efectos monetarios, se encontró que el crecimiento rezagado un año de la base monetaria de Estados Unidos tiene un signo positivo de 0,25. A su vez, hay un efecto negativo de la depreciación del dólar estadounidense luego de un año. Sin embargo, el modelo seleccionado no incluye el efecto de la tasa de interés, tal como se sugiere en la literatura antes mencionada. En la siguiente sección se discute este tema en particular.

6.1. El efecto de la tasa de interés

El efecto de la tasa de interés en la determinación de los precios de las *commodities* ha sido ampliamente discutido por varios autores, existiendo evidencia mixta en estudios empíricos. En años recientes, se ha argumentado que los precios de las materias primas tendieron a sobrerreaccionar en respuesta a la política monetaria de Estados Unidos, que mantiene un nivel de tasa de interés cercano a cero. Frankel y Rose (2010) no encontraron un efecto significativo de la tasa real de

interés, incluso cuando la relación entre la tasa y el precio *spot* de una *commodity* es un punto de partida en su modelo.

En el modelo estimado en este artículo, tampoco se encontró un efecto de la tasa de interés. En cambio, se observó el efecto de la política monetaria estadounidense a partir del efecto a corto plazo de la base monetaria. Posiblemente, esto sucedió a través del efecto de la depreciación del tipo de cambio, el cual pudo estar determinado tanto por factores monetarios como reales. Entonces, ¿pudo el efecto de los inventarios capturar el efecto de la tasa de interés? Dado que el canal de la tasa de interés sobre los precios fue sugerido en la literatura, se reconsideraron los efectos de dos tasas de interés relevantes en este caso: la tasa del Tesoro a un año y la tasa de los fondos federales, utilizando hasta sus segundos rezagos y manteniendo fijas las restantes variables explicativas del modelo seleccionado. En esta nueva estimación, el nivel de la tasa del Tesoro a un año tuvo un efecto significativo, al igual que las variaciones de los inventarios, pero en cambio se observó que el crecimiento de la base monetaria dejaba de ser significativo. Dicha estimación se reporta en la columna 2 del Cuadro 3.

Por lo tanto, dicha tasa de interés denotada i_{t-1}^{TR} capturó, al parecer, el efecto de la política monetaria de Estados Unidos. Vale la pena notar que, cuando se consideraron tanto la tasa de interés como la base monetaria en la estimación, el algoritmo de selección automática eligió la última. Dado que el algoritmo busca el modelo dominante a partir del GUM (que incluye ambas variables), se puede concluir que el modelo seleccionado (columna 1) engloba el modelo que incluye la tasa de interés (columna 2), y no a la inversa. Entonces, el resultado sugiere que una disminución en el nivel de la tasa de interés de Estados Unidos, posiblemente como consecuencia del aumento de la base monetaria, representa un canal a través del cual la política monetaria estadounidense hizo subir los precios de las materias primas.

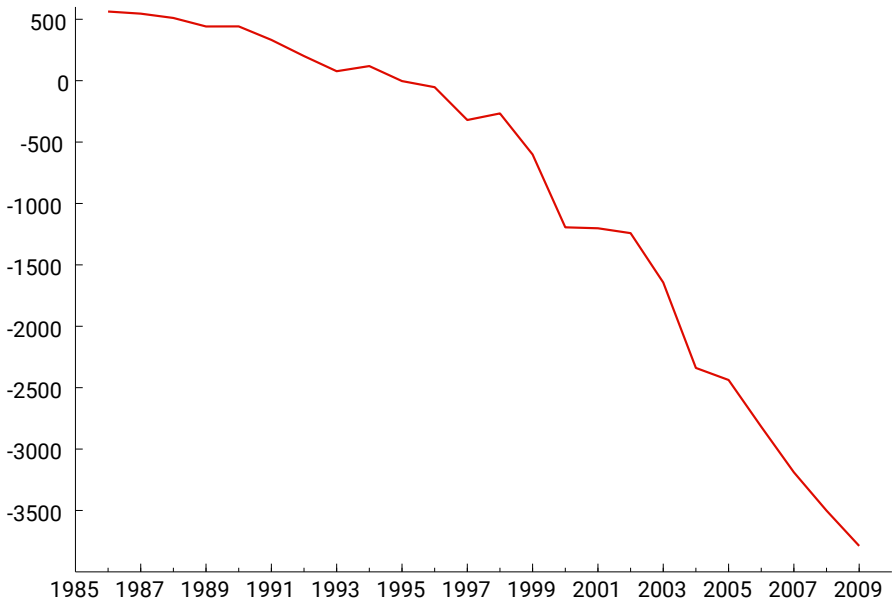
6.2. Test de *poolability*

La cuestión sobre si resulta conveniente o no agrupar los datos surge naturalmente cuando se trabaja con datos en panel. La agrupación de los datos, como se propuso a partir de la estimación del modelo de la ecuación 11, implica que los parámetros del modelo son constantes a través de las *commodities* y a través del tiempo. Sin embargo, una versión irrestricta de dicho modelo sería aquella en la que los parámetros pudieran variar en el tiempo y entre las distintas materias primas. En este sentido, en esta sección se evalúa la *poolability* en un contexto de datos de panel (ver Baltagi, 2008, p.57).

Al respecto, el algoritmo de selección automática permitió evaluar al menos dos niveles de *poolability*: primero, la agrupación entre las distintas *commodities* y, segundo, la agrupación entre grupos de *commodities*. En el primer caso, se evaluó la igualdad de los coeficientes a través de las materias primas individuales y a lo largo del tiempo mediante una selección automática de variables impulso multiplicativas a todas las variables para cada $N.T$ observación. En el segundo caso, se evaluó si los coeficientes entre tres grupos principales de *commodities* diferían entre sí: minerales (aluminio, cobre y oro), agropecuarios (maíz, soja, trigo y carne vacuna) y petróleo.

En los modelos estimados en las columnas 1 y 2 se asume que la heterogeneidad por *commodity* (o por grupos de *commodities*) y por tiempo es capturada por algunas tendencias individuales o efectos fijos por materia prima y año y sus interacciones. Sin embargo, en la columna 3 del Cuadro 3 se presentan los resultados obtenidos al evaluar la hipótesis de igualdad de coeficientes (elasticidades y efectos marginales) a través de las distintas *commodities* y a lo largo del tiempo en el modelo seleccionado. Para implementar esta evaluación, se incluyeron variables dicotómicas multiplicativas para cada una de las 8 materias primas y cada uno de los 48 años, las cuales fueron seleccionadas automáticamente. No se encontraron efectos diferenciales por año; pero, respecto a la heterogeneidad por *commodity*, se encontró un efecto diferencial de la demanda de China sobre los precios del petróleo. El resto de las estimaciones son similares a las reportadas por medio del modelo seleccionado (columna 1). Los principales efectos se mantuvieron, a excepción de la tendencia del petróleo, que dejó de ser significativa. El nuevo coeficiente estimado indicó que existe un efecto mayor del PBI de China sobre el precio real del petróleo que sobre el resto de las materias primas. Como se destaca en el Gráfico 5, a lo largo de la muestra China pasó de ser un país exportador neto de petróleo a ser un importador neto, lo que incrementó la demanda global de esta materia prima, dando un efecto diferencial de esta economía sobre el precio del petróleo.

Gráfico 5 | Exportaciones netas de petróleo de China (en miles de barriles por día)



Fuente: basada en datos de la EIA (Energy Information Administration).

La prueba del rápido crecimiento de la demanda de petróleo en China, como factor que influenció el rápido incremento en los precios del petróleo, también fue estudiada en los trabajos de Hamilton (2009) y Kilian (2009). Por lo tanto, esta última modificación mejoró las estimaciones del modelo seleccionado luego de evaluar la heterogeneidad.[20]

[20] Una vez más se puede asumir que existe cointegración de acuerdo con la distribución empírica obtenida a partir del *bootstrapping* mencionado en el Apéndice A. La hipótesis nula de no cointegración es rechazada en niveles tradicionales (los percentiles 1% y 5% del estadístico t ilustrados en la Gráfico A.1 (f) son -6,72 y -5,86, respectivamente).

La estabilidad de los parámetros a lo largo del tiempo sugiere que no hay prueba de comportamientos diferentes en los precios, particularmente luego del año 2000. Como mencionan Abraham y Hendershott (1996), los rezagos de la variación del precio y del coeficiente de ajuste pueden interpretarse en términos de "burbujas". Los coeficientes grandes y positivos del rezago de la variación del precio se pueden interpretar como "constructores de burbujas", mientras que un coeficiente grande y negativo del coeficiente de ajuste a las desviaciones del equilibrio se puede entender como un "destructor de burbujas", dado que los precios corrigen los desvíos respecto de los fundamentos. En este caso, los rezagos de la variación del precio mostraron coeficientes estimados que se asociaron con un comportamiento cíclico. El coeficiente de ajuste indicó una corrección cercana al 20% respecto de desvíos a largo plazo en el primer año. Desde esta perspectiva, los precios no comprueban la existencia de burbujas en datos anuales.[21]

Finalmente, se dividieron las 8 *commodities* en tres grupos principales de materias primas: minerales, agropecuario y petróleo. Siguiendo el mismo procedimiento, se incluyeron variables dicotómicas multiplicativas en todas las variables y en cada grupo de materias primas, las cuales fueron seleccionadas automáticamente. En el caso del grupo de los minerales, sólo se encontró un efecto adicional en el cambio de la base monetaria sobre los precios.[22] Este resultado muestra que las variaciones en el precio de los minerales son más dependientes de la política monetaria de Estados Unidos que las variaciones de los otros grupos de *commodities*.

6.3. Test de exogeneidad

En esta sección se presentan los resultados de la evaluación del supuesto de exogeneidad en los dos casos relevantes para el modelo de determinación de los precios reales de las *commodities*: los cambios en los inventarios (efecto a corto plazo) y la producción (efecto a largo plazo).

Primero, como la variación en los inventarios resultó significativa en forma contemporánea (al momento "t") en los modelos estimados ($\Delta_2 inv_{it}$), se utilizó el método de VI para estimar el modelo que considera el caso de la heterogeneidad por *commodities*, tal como se reporta en la columna 4 del Cuadro 3.

Se utilizaron los siguientes instrumentos: la diferencia logarítmica del primer rezago de los inventarios (Δinv_{it-1}), la diferencia logarítmica del primer rezago del PBI de China (Δpbi_{t-1}^{CHINA}) y la diferencia logarítmica del primer rezago del PBI de los países de la OCDE (Δpbi_{t-1}^{OCDE}).

El test de Sargan validó el uso de dichos instrumentos en la estimación, ya que la hipótesis nula de que el término de error no se correlacionaba con los instrumentos no fue rechazada ($\chi^2(2) = 2{,}96$, p-valor=0,23). A su vez, los resultados de la estimación por VI fueron similares a los obtenidos mediante la estimación por MCO; en particular, el coeficiente (negativo) estimado de $\Delta_2 inv_{it}$ fue

[21] Si se tratara de datos con una frecuencia mayor, se debería estudiar el movimiento especulativo de los precios de las *commodities*.
[22] Este nuevo efecto a corto plazo fue de 0,47, en lugar de 0,25, sin la agrupación.

sutilmente mayor que en la estimación por MCO. Por lo tanto, los cambios en los inventarios pueden ser considerados como dados para explicar los precios de las *commodities*.

Segundo, debido a que la producción de *commodities* resultó significativa a largo plazo, tanto la exogeneidad débil como la super exogeneidad (definidas por Engle *et al*., 1983) deben ser analizadas para obtener estimaciones consistentes de los parámetros de largo plazo.

La exogeneidad débil de la producción implica que sólo los precios de las *commodities* deberían ajustarse a las desviaciones respecto de la relación de largo plazo (ver Johansen, 1992; Urbain, 1992). Sin embargo, la producción de *commodities* también podría ajustarse. Para evaluar esta posibilidad, se estimó un modelo condicional de producción usando el mismo conjunto de información. De la misma manera que para el modelo de precios, se utilizó el algoritmo de selección automática para seleccionar las variables relevantes.

La ecuación 12 muestra los resultados de dicha estimación en los cuales se incluyeron también las variables de largo plazo pertenecientes a la ecuación de precio, si bien no resultaron significativas.

Los errores estándar estimados por MCO se presentan entre paréntesis y los errores estándar robustos se presentan entre corchetes (para DPD como propone Arellano, 1987, con corrección por muestra chica). Los errores estándar de Driscoll-Kraay, en tanto, se reportan entre llaves.

Luego de la ecuación 12 se reportan los estadísticos de diagnóstico para evaluar autocorrelación residual (ar), heterocedasticidad condicional (arch), normalidad (nd), heterocedasticidad (het y X-het, que utiliza los cuadrados y términos cruzados como regresores originales) y RESET (reset) junto con sus p-valores entre corchetes.

$$\Delta q_{it} = \underset{\substack{(0,232)\\[0,377]\\\{0,125\}}}{0,276} - \underset{\substack{(0,011)\\[0,014]\\\{0,009\}}}{0,022}q_{it-1} + \underset{\substack{(0,006)\\[0,012]\\\{0,005\}}}{0,0003}p_{it-1} + \underset{\substack{(0,023)\\[0,026]\\\{0,014\}}}{0,026}e_{t-1} + \underset{\substack{(0,006)\\[0,007]\\\{0,004\}}}{0,005}pbi_{t-1}^{CHINA} \qquad (12)$$

$$\underset{\substack{(0,010)\\[0,007]\\\{0,007\}}}{-0,018}\,(pbi_t^{CHINA} \times pe) + \underset{\substack{(0,014)\\[0,010]\\\{0,004\}}}{0,031}D1984 - \underset{\substack{(0,014)\\[0,011]\\\{0,002\}}}{0,040}D1996 + \underset{\substack{(0,014)\\[0,018]\\\{0,003\}}}{0,038}D2004$$

$$\underset{\substack{(0,010)\\[0,007]}}{-0,036}co - \underset{\substack{(0,101)\\[0,118]}}{0,234}or + \underset{\substack{(0,087)\\[0,102]}}{0,160}pe - \underset{\substack{(0,146)\\[0,179]}}{0,311}cv - \underset{\substack{(0,127)\\[0,158]}}{0,265}mz - \underset{\substack{(0,060)\\[0,073]}}{0,114}so$$

$$\underset{\substack{(0,041)\\[0,050]}}{-0,128}tr + dummies^{23}$$

[23] Las variables dicotómicas impulso seleccionadas fueron: *mz1966, mz1973, so1973, so1974, so1975, so1976, so1977, so1979, so1980, so1983, so1986, so1988, so1994, so1995, so1997, so2003, so2007, so2009, tr1964, tr1966, tr1971, tr1976, tr1978, tr1990, tr2004, tr2008, al1975 y al1982*.

$R^2 = 0{,}620$	$\hat{\sigma} = 0{,}038$
$N = 8$	$T = 48\ (1963 - 2010)$
$F_{ar}(2{,}338) = 1{,}01[0{,}37]$	$F_{arch}(1{,}382) = 0{,}99[0{,}32]$
$F_{het}(20{,}335) = 2{,}91[0{,}00]$	$F_{X-het}(30{,}325 = 2{,}13[0{,}00]$
$\chi^2_{nd}(2) = 0{,}38[0{,}83]$	$F_{reset}(2{,}338) = 0{,}56[0{,}57]$
$\mathrm{AC}(1)$ DPD: $0{,}15[0{,}88]$	
$\mathrm{AC}(2)$ DPD: $1{,}23[0{,}22]$	

Se encontró que la única variable significativa a largo plazo era q_{it-1}. Ninguna otra variable en el modelo de corrección de errores fue significativa. En consecuencia, se encontró una función de producción autorregresiva que depende de *shocks* agrícolas.[24] En particular, los precios de las materias primas no resultaron significativos. El efecto de los precios internacionales sobre la producción no se detectó en forma directa a través de datos en panel, como también encontraron Mundlak *et al*. (1997) en el caso de los productos agrícolas. Por lo tanto, existe evidencia de que la producción es débilmente exógena y que pueden obtenerse modelos condicionales válidos para los precios de las *commodities* como los estimados en la sección 6.

Además, para evaluar si el modelo condicional propuesto es también válido ante cambios en el régimen económico, se evaluó la superexogeneidad (la conjunción de exogeneidad débil e invariancia). En el contexto de los precios de las *commodities*, evaluar la superexogeneidad (Engle *et al*., 1983; Neil R. Ericsson, 1994) puede ayudar a responder, por ejemplo, la siguiente pregunta: ¿Se observa la misma respuesta en los precios de las materias primas si el comportamiento de la producción cambia debido a avances tecnológicos o a innovaciones financieras? El requisito adicional a la exogeneidad débil es probar la invariancia de los parámetros de los modelos condicionales (en este caso, de los precios) ante cambios en la distribución de las variables condicionantes (cantidades). De lo contrario, el modelo de precios, que sería una combinación de los modelos condicional y marginal, no sería constante debido a cambios en la producción de *commodities* producto de innovaciones tecnológicas o financieras.

La prueba de superexogeneidad se realizó siguiendo el trabajo de Hendry y Santos (2010). El enfoque consiste en usar saturación a través de variables dicotómicas, por un lado, para detectar valores extremos (*outliers*) y cambios en la media del modelo marginal (aquí, de la producción) y, por otro lado, para retener aquellas variables que resultan significativas. Entonces, la significatividad de todas las variables dicotómicas retenidas es evaluada en el modelo condicional (aquí, los precios). Por lo tanto, si las variables dicotómicas en la ecuación de producción no son conjuntamente significativas en la ecuación de precios, la producción se considera superexógena para el parámetro que representa el efecto del precio condicionado por la producción. Excluyendo las variables no significativas, se estimó la siguiente ecuación:

[24] Un conjunto amplio de variables dicotómicas agrícolas resultó significativo, mientras que en el modelo de determinación de precios las variables dicotómicas estuvieron principalmente relacionadas con materias primas minerales y petróleo. Las variables dicotómicas por año también resultaron distintas.

$$\Delta q_{it} = \underset{\substack{(0,088)\\[0,070]\\\{0,064\}}}{0,324} - \underset{\substack{(0,005)\\[0,004]\\\{0,005\}}}{0,017 q_{it-1}} + \underset{\substack{(0,014)\\[0,010]\\\{0,002\}}}{0,037 D1984} + \underset{\substack{(0,014)\\[0,011]\\\{0,002\}}}{0,037 D1996} + \underset{\substack{(0,015)\\[0,020]\\\{0,003\}}}{0,039 D2004} \qquad (13)$$

$$- \underset{\substack{(0,008)\\[0,018]}}{0,032 co} - \underset{\substack{(0,049)\\[0,018]}}{0,188 or} + \underset{\substack{(0,039)\\[0,018]}}{0,084 pe} - \underset{\substack{(0,068)\\[0,018]}}{0,247 cv} - \underset{\substack{(0,059)\\[0,018]}}{0,209 mz} - \underset{\substack{(0,029)\\[0,018]}}{0,088 so}$$

$$- \underset{\substack{(0,020)\\[0,018]}}{0,110 tr} + dummies^{25}$$

$R^2 = 0,614$ $\quad \hat{\sigma} = 0,038$

$N = 8$ $\quad T = 48\ (1963 - 2010)$

$F_{ar}(2,342) = 1,481[0,229]$ $\quad F_{arch}(1,382) = 1,31[0,25]$

$F_{het}(12,343) = 2,89[0,00]$ $\quad F_{X-het}(12,343) = 2,89[0,00]$

$\chi^2_{nd}(2) = 0,62[0,73]$ $\quad F_{reset}(2,342) = 0,90[0,41]$

AC(1) DPD: 0,21[0,83]

AC(2) DPD: 1,26[0,21]

La hipótesis nula de que las variables dicotómicas son conjuntamente no significativas no fue rechazada -$\chi^2(27) = 24,72$, p-valor = 0,59. Este resultado indica que Δq_{it} es superexógena en los modelos condicionales de Δp_{it}.

En resumen, la producción de *commodities* puede suponerse exógena cuando se modelan los precios. Esta evidencia es congruente con estimar un modelo uniecuacional.

7. Conclusiones

En este artículo se estudiaron los principales determinantes de un conjunto de precios de *commodities* relevantes para la economía argentina durante el período 1960-2010. Se investigaron tanto los determinantes comunes como idiosincráticos del precio real de ocho materias primas, que incluyen productos agropecuarios, minerales y petróleo.

Para considerar tanto los efectos idiosincráticos como los comunes, se estimó un MCE con datos de TSCS, el cual también permite distinguir los efectos de largo plazo de los de corto plazo. A su vez, se evaluó la existencia de cointegración, permitiendo la dependencia cruzada entre *commodities*. Estas cuestiones no suelen ser abordadas en los trabajos empíricos similares. Siguiendo un enfoque de lo general a lo particular, en este estudio se utilizó un algoritmo automático de selección de variables que ayudó a obtener un modelo congruente a partir de la selección de las variables significativas entre un conjunto amplio de información.

[25] Mismas variables impulso que en la Ecuación 12.

Los resultados mostraron que la formación de precios de las materias primas depende, a largo plazo, de factores de oferta y demanda. En particular, se encontraron efectos significativos de la producción individual de *commodities* y del PBI de China como economía líder emergente, además del efecto del tipo de cambio de Estados Unidos. A corto plazo, también resultaron significativos el crecimiento económico tanto de las economías emergentes como el de las desarrolladas, representadas por China y por los países de la OCDE, respectivamente, la variación en el tipo de cambio estadounidense, las variaciones en la base monetaria de Estados Unidos, y los cambios en los inventarios.

Este análisis mostró que las políticas monetarias expansivas, reflejadas en el crecimiento de la base monetaria de Estados Unidos, también pueden ser medidas a través de los bajos niveles en la tasa de interés, como sugiere la literatura reciente.

También se evaluó *poolability* de cada una de las *commodities* consideradas y de tres grupos de *commodities*: agropecuarios, minerales y petróleo. Se encontró un efecto positivo adicional del PBI de China en el precio real del petróleo, que incrementó la demanda global de esta materia prima sobre las otras materias primas. En el caso de los minerales, se encontró un efecto diferencial del crecimiento en la base monetaria sobre sus precios reales. Un resultado interesante del modelo estimado es que, al estar controlado por efectos individuales y comunes, no se detectaron diferentes coeficientes cuando se evaluó *poolability* a través del tiempo, particularmente luego del 2000, cuando los precios de las materias primas comenzaron a incrementarse en forma conjunta.

La estimación del modelo condicional de los precios reales de las materias primas se validó al probar la exogeneidad de los inventarios y de la producción. Para la variación en los inventarios, el modelo fue estimado mediante VI y los resultados indicaron que los parámetros estimados no difieren de la estimación por MCO. En cuanto a la producción, que forma parte de la relación de cointegración, se evaluó la exogeneidad débil y la superexogeneidad. Los resultados mostraron, por un lado, que los precios de las *commodities* (y no su producción) se ajustaron para alcanzar la relación a largo plazo y, por el otro, que el modelo condicional de precios fue invariante ante cambios en el modelo de producción.

Tomando en cuenta las distintas cuestiones de especificación analizadas, el enfoque econométrico adoptado en este artículo resulta apropiado para explicar el comportamiento de los precios reales de las materias primas. El enfoque adoptado ha logrado integrar algunas de las explicaciones recientes que enfatizan el rol de los determinantes macroeconómicos comunes con la literatura anterior que sólo estudiaba los factores de demanda y oferta de los mercados de *commodities* individuales.

Referencias

Abraham, J. M. y P. H. Hendershott (1996); "Bubbles in metropolitan housing markets", *Journal of Housing Research*, 7, pp. 191-207.

Arellano, M. (1987); "Computing robust standard errors for within-group estimators", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 49, pp. 431-434.

Baltagi, B. (2008); *Econometric Analysis of Panel Data*. 4th. West Sussex: John Wiley & Sons.

Banerjee, A. et al. (1993); *Co-integration, error correction, and the econometric analysis of non-stationary data*. Oxford: Oxford University Press.

Bärdsen, G. (1989); "Estimation of long run coefficients in error correction models", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 51.3, pp. 345-350.

Bastourre, D., J. Carrera y J. Ibarlucia (2008); "Precio de los commodities en Argentina: ¿Qué mueve al viento?", *Ensayos Económicos*, 51, pp. 43-81.

Bastourre, D., J. Carrera y J. Ibarlucia (2010); *Commodity prices: structural factors, financial markets and non-linear dynamics*. Banco Central de la República Argentina (BCRA).

Breusch, T. S. y A. R. Pagan (1980); "The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics", *The Review of Economic Studies*, 47.1, pp. 239-253.

Byrne, J. P., G. Fazio y N. Fiess (2013); "Primary commodity prices: Co-movements, common factors and fundamentals", *Journal of Development Economics*, 101, pp. 16-26.

Campos, J., N. R. Ericsson y D. F. Hendry (2005); *General-to-specific modeling: an overview and selected bibliography*. FRB International Finance Discussion Paper.

Chen, Y. C., K. Rogoff y B. Rossi (2010); "Can Exchange Rates Forecast Commodity Prices?", *Quarterly Journal of Economics*, 125, pp. 1145-1194.

Deaton, A. (1999); "Commodity Prices and Growth in Africa", *The Journal of Economic Perspectives*, 13.3, pp. 23-40.

Deaton, A. y G. Laroque (1992); "On the behaviour of commodity prices", *The Review of Economic Studies*, 59.1, pp. 1-23.

Deaton, A. y G. Laroque (2003); "A model of commodity prices after Sir Arthur Lewis", *Journal of Development Economics*, 71.2, pp. 289-310.

Doornik, J. A. y D. F. Hendry (2009); *Empirical Econometric Modelling, Pc Give 13*, 6a. ed. Vol. I. London: Timberlake Consultants Ltd.

Dornbusch, R., W. H. Branson y W. R. Cline (1985); "Policy and performance links between LDC debtors and industrial nations", *Brookings Papers on Economic Activity*, pp. 303-368.

Engle, R. F., D. F. Hendry y J. F. Richard (1983); "Exogeneity", *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 51, pp. 277-304.

Ericsson, N. R. (1994); "Testing Exogeneity: An Introduction", en *Testing Exogeneity. Advanced Texts in Econometrics*, por N. R. Ericsson y J. S. Irons (Eds.). Oxford: Oxford University Press.

Frankel, J. y A. Rose (2010); "Determination of Agricultural and Mineral Commodity Prices", en *Inflation in an Era of Relative Price Shocks*, por R. Fry, C. Jones y C. Kent. Sydney (Eds.): Reserve Bank of Australia.

Gilbert, C. (20l0); "How to understand high food prices", *Journal of Agricultural Economics*, 61.2, pp. 398-425.

Hamilton, J. D. (2009); "Causes and consequences of the oil shock of 2007-2008", *Brookings Papers on Economic Activity*, pp. 215-261.

Hansen, B. E. (2000); "Testing for structural change in conditional models", *Journal of Econometrics*, 97 (1), pp. 93-115.

Hendry, D. F. y C. Santos (2010); "An Automatic Test for Super Exogeneity", en *Volatiltiy and Time Series Econometrics: Essays in Honor of Robert F. Engle*. Oxford: Oxford University Press.

Johansen, S. (1992); "Testing weak exogeneity and the order of cointegration in UK money demand data", *Journal of Policy Modeling*, 14.3, pp. 313-334.

Johansen, S. y B. Nielsen (2009); "An analysis of the indicator saturation estimator as a robust regression estimator", en *The Methodology and Practice of Econometrics: A Festschrift in Honour of David F. Hendry*, por J. L. Castle y N. Shephard (Eds.). Oxford: Oxford University Press.

Kilian, L. (2009); "Not all oil price shocks are alike: Disentangling demand and supply shocks in the crude oil market", *The American Economic Review*, pp. 1053-1069.

Lanteri, L. (2012); "Determinantes de los precios reales de las materias primas agrícolas. El papel de los inventarios y de los factores macroeconómicos (1960-2010)", *Lecturas de Economía*, 77, pp. 189-217.

Lescaroux, F. (2009); "On the excess co-movement of commodity prices. A note about the role of fundamental factors in short-run dynamics", *Energy Policy*, 37 (10), pp. 3906-3913.

Lewis, W. A. (1954); "Economic development with unlimited supplies of labor", *The Manchester School*, 22 (2), pp. 139-191.

Lombardi, M. J., C. Osbat y B. Schnatz (2012); "Global commodity cycles and linkages: a FAVAR approach", *Empirical Economics*, 43.2, pp. 651-670.

Mundlak, Y., D. F. Larson y R. Butzer (1997); *The determinants of agricultural production: a cross-country analysis*, The World Bank.

Pesaran, M. H., T. Schuermann y S. M. Weiner (2004); "Modeling regional interdependencies using a global error-correcting macroeconometric model", *Journal of Business & Economic Statistics*, 22.2, pp. 129-162.

Pindyck, R. S. (1994); "Inventories and the Short-Run Dynamic of Commodity Prices", *The RAND Journal of Economics*, 25, pp. 141-159.

Prebisch, R. (1950); *The economic development of Latin America and its principal problems. United Nations*, reimpreso en español en Desarrollo Económico.

Reboredo, J. C. (2012); "Do food and oil prices co-move?", *Energy Policy*, 49, pp. 456-467.

Ridler, D. y C. A. Yandle (1972); "A Simplified Method for Analyzing the Effects of Exchange Rate Changes on Exports of a Primary Commodity", IMF Staff Papers, pp. 559-578.

Sims, C. A., J. H. Stock y M. W. Watson (1990); "Inference in linear time series models with some unit roots", *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pp. 113-144.

Singer, H. W. (1950); "The distribution of gains between investing and borrowing countries", *The American Economic Review*, pp. 473-485

Smith, R. P. y A. M. Fuertes (2010); *Panel Time-Series*. London: Birbeck College.

Stock, J. H. y M. Watson (2009); "Forecasting in dynamic factor models subject to structural instability", en *The Methodology and Practice of Econometrics. A Festschrift in Honour of David F. Hendry*, por J. Castle y N. Shephard (Eds.). Oxford: Oxford University Press, p. 205.

Urbain, J. P. (1992); "On weak exogeneity in error correction models", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54.2, pp. 187-207.

Vansteenkiste, I. (2009); *How important are common factors in driving non-fuel commodity prices? A dynamic factor analysis*. European Central Bank.

Westerlund, J. (2007); "Testing for error correction in panel data", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69.6, pp. 709-748.

Apéndice A

Bootstrapping para evaluar cointegración con dependencia cruzada

En la formulación de corrección de errores del modelo condicional de rezagos autorregresivos distribuidos, la cointegración puede ser evaluada a partir de la significatividad de la variable dependiente rezagada (o p_{it-1}) en el caso de la Ecuación 11 usando un estadístico t para el coeficiente estimado.

Originalmente desarrollado para modelos de series de tiempo, Westerlund (2007) propuso estadísticos para datos de panel y derivó los valores críticos asumiendo ausencia de dependencia cruzada y un T grande.[26] Cuando se permite la existencia de dependencia cruzada, como en el caso de este trabajo, este autor sugirió un enfoque *bootstrapping*.

Para el modelo de *TSCS* ($N = 8, T = 48$) estimado, la hipótesis nula de independencia cruzada ha sido rechazada, indicando que las correlaciones de los residuos de las ecuaciones de los precios agrícolas no son distintas de cero. Por lo tanto, la hipótesis nula de ausencia de cointegración (un coeficiente de cero para p_{it-1}) debería ser evaluada usando valores críticos obtenidos mediante *bootstrapping*.

En forma similar a Westerlund (2007), en este trabajo se estima el modelo para Δp_{it-1} bajo la hipótesis nula de no cointegración, pero realizando un re-muestreo de los residuos como sugiere Hansen (2000) para el caso de heterocedasticidad. Los residuos del *bootstrap* (ω_{it}) se obtienen de la siguiente manera:

$\omega_{it} = e_{it} \times u_{it}$ donde $u_{it} \sim iidN(0,1)$,

donde los residuos de la regresión (e_{it}) se mantienen fijos en sus valores muestrales y las diferentes replicaciones.

Cuando se utiliza el enfoque de Hansen para datos de TSCS de ω_{it} con $u_{it} \sim iidN(0,1)$, se puede permitir la existencia de heterocedasticidad residual; en particular, se puede mantener la heterocedasticidad grupal, esto es:

$$E\left[T^{-1}\sum_t \omega_{it}\right] = E\left[T^{-1}\sum_t e_{it}u_{it}\right] = T^{-1}\sum_t e_{it}E\left[u_{it}\right] = 0 \qquad \text{A.1}$$

$$E\left[T^{-1}\sum_t \omega_{it}^2\right] = E\left[T^{-1}\sum_t (e_{it}u_{it})^2\right] = T^{-1}\sum_t e_{it}^2 E\left[u_{it}^2\right] = \hat{\sigma}_i^2 \qquad \text{A.2}$$

[26] Los resultados simulados reportados en dicho trabajo comienzan en $N = 10$ y $T = 100$.

cuando $i = 1,2,\cdots,N$, donde $\hat{\sigma}_i^2$ son las varianzas (diferentes por grupo) de los residuos.[27] Si bien las covarianzas no se pueden mantener con la especificación anterior, una pequeña modificación en la distribución de u_{it}, $u_{it} \sim iidN(1,1)$ permitirá también la existencia de dependencia cruzada entre los residuos de la regresión. Usando esta distribución para generar ω_{it}, las ecuaciones A.1 y A.2 se mantienen siempre y cuando se incluyan en las regresiones las constantes para cada uno de los grupos de *commodities* (como en el caso de un modelo de efectos fijos utilizando variables dicotómicas). Entonces,

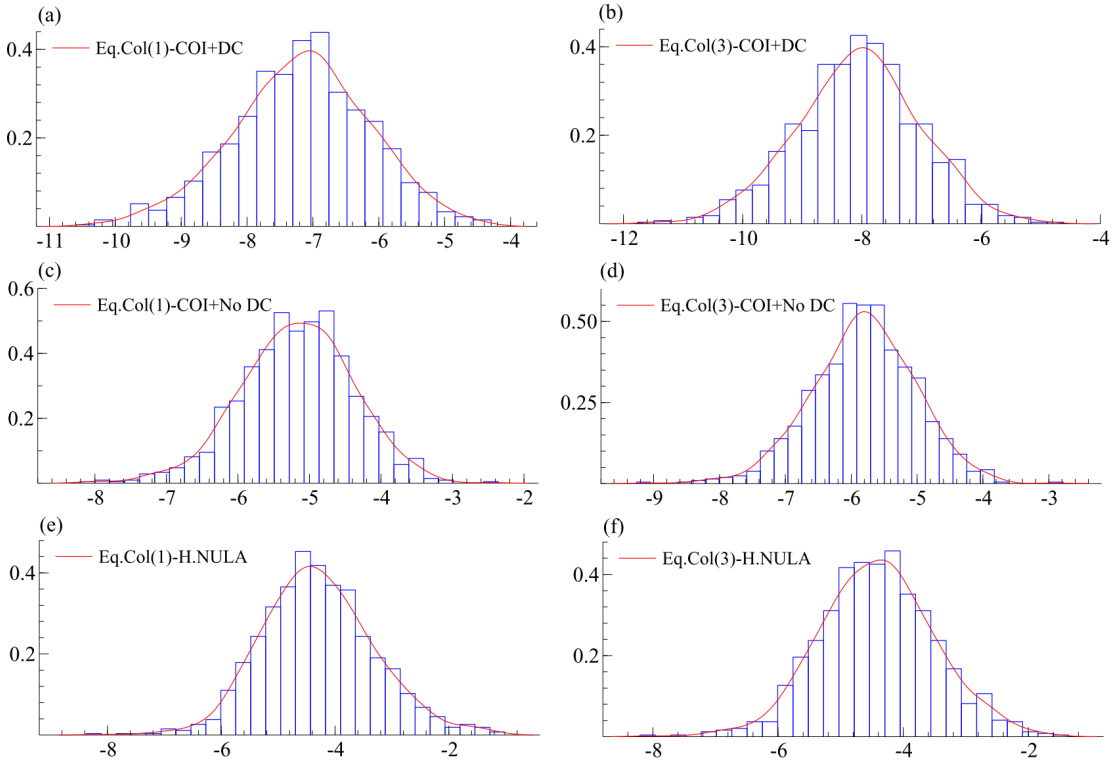
$$E\left[T^{-1}\sum_t \omega_{it}\omega_{jt}\right] = E\left[T^{-1}\sum_t (e_{it}u_{it})(e_{jt}u_{jt})\right] = \\ = T^{-1}\sum (e_{it}e_{jt})E[u_{it}u_{jt}] = T^{-1}\sum (e_{it}e_{jt})E[u_{it}]E[u_{jt}] = \hat{\gamma}_{ij} \qquad \text{A.3}$$

para cada $i \neq j$ donde $\hat{\gamma}_{ij}$ son covarianzas residuales entre grupos. De esta manera, se pueden conservar los pares de dependencia de corte transversal.

En cada caso, se realizaron 1.000 replicaciones. Antes de obtener la distribución bajo la hipótesis nula de no cointegración se realizó una simulación bajo la alternativa de cointegración asumiendo el Δp_{it-1} estimado de las ecuaciones correspondientes a las columnas 1 y 3 del Cuadro 3 como el proceso generador de datos (PGD) y re-muestreando los residuos. Para evaluar el efecto de la dependencia cruzada sobre la distribución de los estadísticos t, los Gráficos A.1(a) y (c) correspondientes a la estimación de la columna 1, y (b) y (d) correspondientes a la estimación de la columna 3 muestran los estadísticos t bajo la hipótesis alternativa para $\omega_{it} = e_{it} \times u_{it}$ donde $u_{it} \sim iidN(1,1)$ (para (c) y (d)) y $\omega_{it} = u_{it}$, donde $u_{it} \sim iidN(0, \sigma^2)$, asumiendo $\sigma^2 = \hat{\sigma}^2$ (para (a) y (b)). Esto permite comparar el efecto de la dependencia cruzada para los residuos estimados en muestra finita con el caso hipotético de independencia cruzada bajo cointegración.

[27] En forma análoga se mantienen también las varianzas con variación temporal.

Gráfico A1 | Distribución *bootstrap* de los estadísticos t bajo cointegración (sin y con dependencia cruzada) y bajo la nula de no cointegración y dependencia cruzada para las ecuaciones de las columnas 1 y 3 del Cuadro 3



Nota: COI = cointegración, DC = dependencia cruzada, H.NULA = hipótesis nula de no cointegración.

El PGD, como sugiere Westerlund (2007), se obtuvo a partir de la estimación de Δp_{it-1} sin considerar las variables en niveles. Se retuvieron solamente las variables significativas a los niveles tradicionales y se incluyeron los componentes determinísticos requeridos para la especificación adecuada del modelo como un indicador de que forman parte del PGD. A partir del Δp_{it-1} estimado (fijo a lo largo de las replicaciones) y $\omega_{it} = e_{it} \times u_{it}$ donde $u_{it} \sim iidN(1,1)$ con e_{it} obtenido de la última ecuación, se obtuvieron Δp_{it-1} y p_{it-1} para generar el PGD bajo la hipótesis nula (empezando en cero para cada grupo). Las series fueron utilizadas para estimar los modelos correspondientes a las ecuaciones de las columnas 1 y 3 del Cuadro 3 y calcular los valores t de p_{it-1} bajo la hipótesis nula. La distribución es graficada en los Gráficos A.1(e) y (f).

Apéndice B

Pruebas de raíz unitaria

Cuadro B1 | Variables variantes en el tiempo y por *commodity*

Variable	Levin-Lin-Chu		Fischer			
			Dickey-Fuller		Phillips-Perron	
	$c + t$	c	$c + t$	c	$c + t$	c
p	-0,78	-1,62	11,33	10,68	17,86	12,37
q	-2,56**	-3,46**	34,98**	16,78	49,25**	19,10
inv	-2,56**	-3,31**	46,06**	28,64*	24,65	41,92**
Δp	-10,93**	11,82**	98,84**	130,57**	197,96**	243,27**
Δq	-7,67**	8,18**	101,01**	114,83**	312,96**	330,72**
Δinv	-8,54**	8,50**	114,37**	136,27**	219,69**	256,41**

Notas: La prueba de Levin-Lin-Chu asume un parámetro autorregresivo común para todos los paneles y requiere que $N/T \to 0$ 0; se reporta el estadístico t ajustado. Las pruebas tipo Fischer requieren que $T \to \infty$, ambos fueron realizados con 2 rezagos de longitud, se reporta la inversa del estadístico chi-cuadrado. * y ** indica significatividad al 5% y 1%, respectivamente, *c*= constante, *t*= tendencia lineal.

Cuadro B2 | Variables variantes en el tiempo

Variable	ADF		PP	
	$c + t$	c	$c + t$	c
y^{china}	-0,56	0,98	-1,05	0,56
e	-1,78	-1,92	-2,37	-2,51
i^{TR}	-1,65	-1,27	-1,73	-1,47
Δy^{china}	-5,24**	-5,35**	5,24**	5,35**
Δe	-4,31**	-4,31**	-4,21**	-4,21**
Δi^{TR}	-5,22**	-5,07**	-5,05**	-4,92**

Notas: * y ** indica significatividad al 5% y 1%, respectivamente, *c*= constante, *t*= tendencia lineal.

Cuadro B3 | Término de largo plazo

Variable	Levin-Lin-Chu		Fischer			
			Dickey-Fuller		Phillips-Perron	
	$c + t$	c	$c + t$	c	$c + t$	c
$TCE^{(a)}$	-11,85**	-10,84**	61,13**	72,24**	201,38**	219,63**

Notas: Las pruebas tipo Fischer se realizaron con 2 rezagos de longitud. * y ** indica significatividad al 5% y 1%, respectivamente. (a) TCE= término de corrección de errores. c= constante, t= tendencia lineal.