

11. DETERMINANTES DE LOS PRECIOS INTERNACIONALES DE LOS BIENES BÁSICOS

Carolina Arteaga
Joan Camilo Granados
Jair Ojeda*

La evolución de los precios de los *commodities* (bienes básicos) ha sido una de las mayores preocupaciones para los responsables de la política económica en los últimos años. La razón de esta preocupación es que dichos precios tienen una gran influencia en la dinámica de la actividad económica, la inflación y la balanza de pagos. Además, los mercados de *commodities* transmiten choques en la actividad económica entre sus países importadores y exportadores. De este modo, aprender sobre la evolución de sus precios es crucial para entender la dinámica de la economía mundial¹.

En este capítulo estudiamos el efecto dinámico sobre el precio de varios *commodities* ante choques transitorios en sus determinantes macroeconómicos. Los bienes analizados son esenciales para entender la dinámica de los precios al consumidor en Colombia. Estos son: petróleo, maíz, trigo, soya, algodón y arroz².

El análisis se apoya en la estimación de modelos tipo VAR estructural (SVAR) en los cuales se siguen las propuestas de Sims (1986, 1992) y Kim (1999, 2003) para identificar los choques de política monetaria. La estimación utiliza datos trimestrales para el precio nominal de los *commodities* mencionados y los determinantes macroeconómicos más importantes encontrados en la literatura (Borensztein y Reinhart, 1994; Akram, 2009). Las estimaciones muestran que un choque contractivo de la política monetaria genera una

* Los dos primeros autores son, en su orden; profesionales especializados del Departamento de Programación Macroeconómica e Inflación, e Investigador Junior de la Unidad de Investigaciones del Banco de la República. Los autores agradecen los aportes y comentarios de Jesús Bejarano, Eliana González, Luis Fernando Melo, Norberto Rodríguez y Hernando Vargas.

Las opiniones contenidas en este documento son responsabilidad exclusiva de los autores y no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva.

1 Para una descripción más detallada de la importancia de los bienes básicos en la economía, véanse Borensztein y Reinhart (1994).

2 Su selección obedece a que tienen una presencia importante en la canasta del consumidor y sus mercados internacionales son lo suficientemente grandes como para representar en términos generales a los *commodities*.

respuesta negativa, instantánea y significativa en todos los precios analizados menos en el del algodón. La respuesta ante aumentos (apreciación) en la tasa de cambio nominal multilateral de los Estados Unidos es negativa y significativa, exceptuando los casos del algodón y la soya, en los cuales no se encuentran resultados estadísticamente diferentes de cero. En promedio, el efecto de un incremento en la producción de los países del G7 se traduce en un crecimiento de los precios de 4%, excepto en el precio del arroz, cuya respuesta es negativa. Choques positivos en el nivel de precios de los Estados Unidos y en el producto interno bruto (PIB) de países emergentes, generan respuestas positivas en los precios, aunque no en todos los casos significativas.

Este capítulo se compone de cinco secciones, incluyendo esta introducción. La primera sección muestra una breve revisión de la literatura relacionada; la segunda describe la metodología econométrica; la tercera, los resultados. Finalmente, se presentan las conclusiones en la última sección.

1. REVISIÓN DE LA LITERATURA

Las primeras aproximaciones de la literatura que intentaron explicar el comportamiento de los precios de los *commodities* se basaron exclusivamente en factores de demanda. En esta línea de investigación se encontró que el ciclo económico y la tasa de cambio real de los Estados Unidos explicaban la mayor parte de los movimientos en los precios internacionales de los *commodities*. La evolución de la actividad económica conduce la demanda por este tipo de bienes y es, por tanto, un determinante crítico de su precio. En forma similar, la tasa de cambio es una variable que influye en el precio de los *commodities*, ya que afecta el poder de compra de los consumidores y la competitividad de productores.

Con esta aproximación, los pronósticos de precios mostraron sesgos positivos en sus estimaciones, y los fundamentales corrientes no pudieron explicar los bajos precios observados en los noventa. Una mirada más cercana a la información mostró que mientras los precios de los *commodities* cayeron, las importaciones desde países desarrollados crecían bastante. Además, se encontró que a mediados de los años ochenta la oferta global de *commodities* creció a una tasa anual de 13%. Este crecimiento fue conducido por innovación tecnológica y por una mayor apertura comercial en países en desarrollo. De esta forma, se incluyeron variables de oferta en el análisis de la evolución de los precios. Borensztein y Reinhart (1994) estudian la literatura relacionada con estos enfoques.

Mientras factores directamente asociados con la oferta y la demanda pueden en general explicar una gran parte de las fluctuaciones de los precios de los *commodities*, otras variables pueden desempeñar un papel importante (Anzuini Lombardi y Pagano, 2010; Hamilton, 2009). En su contribución seminal, Frankel (1985a, 1985b) argumenta que las condiciones monetarias son determinantes clave de la evolución de los precios de los *commodities*. Este autor extiende el modelo de *overshooting* de la tasa de cambio de Dornbusch (1976) al caso de precios de dichos bienes, y usando condiciones de no arbitraje, explica el vínculo entre esas dos variables. Dada la flexibilidad de los precios de los *commodities*, el efecto de la política monetaria debería ser casi instantáneo y ocurrir con un comportamiento de *overshooting* que toma el camino opuesto en períodos posteriores.

Frankel (1985a, 1985b) afirma que un incremento en la oferta nominal de dinero debe ser igualado por un cambio proporcional en el nivel general de precios. Sin embargo, ya que una proporción de precios son rígidos en el corto plazo, se produce una caída en las tasas de interés reales. Esta disminución causa un aumento en los precios de los *commodities* por medio de los siguientes canales:

1. Del lado de la oferta, una caída en la tasa de interés real genera incentivos para retrasar la extracción de materias primas, ya que el costo de mantener inventarios en el suelo decrece.
2. Además, aumentan los incentivos para acumular inventarios, a causa del menor costo de oportunidad de almacenamiento.
3. Dicha caída también alienta a los inversionistas a comprar contratos de futuros y otros derivados relacionados con los precios de los *commodities* aumentándoles la demanda.

Un canal adicional, identificado por Arango, Arias y Flórez (2008) se relaciona con que bajas tasas de interés inducen a un aumento en la demanda por bienes de capital y en consecuencia por los *commodities* que les sirven de insumo.

En años recientes, otros factores han tomado gran importancia para explicar la dinámica de los precios de dichos bienes y en particular la tendencia observada en la última década³. A partir de 2007 se observaron fuertes incrementos en la demanda por *commodities* utilizados en la producción de biocombustibles (etanol y biodiesel)⁴. Además, estas actividades tienen gran influencia en el precio de otros bienes básicos, pues se traducen en una disminución de tierras cultivadas para estos⁵.

Ahora bien, dado que la demanda por *commodities* agrícolas es inelástica con respecto a la de otros productos básicos, en el corto plazo la evolución y la volatilidad de los precios dependen en mayor medida de los choques de oferta, específicamente de aquellos relacionados con el clima.

En resumen: la literatura ha identificado que la evolución de la actividad económica global, la tasa de cambio multilateral del dólar, la política monetaria, choques climáticos y más recientemente la producción de biocombustibles son determinantes de la evolución de los precios de los *commodities*. En este capítulo tomaremos dichas variables como determinantes de los precios considerados.

3 Para mediados del siglo xx, la literatura sostenía que la tendencia histórica de los precios de los *commodities* era decreciente con una pendiente poco inclinada (Prebisch, 1950). Por tanto, la evolución de largo plazo de los precios depende principalmente del progreso tecnológico. Por lo general, dicho progreso reducía los costos de producción y expandía la oferta a una tasa mayor que el crecimiento de población y el aumento del ingreso. Esto llevaba a una tendencia decreciente en el precio de los *commodities* de origen agrícola.

4 De acuerdo con la FAO (2009), cerca del 75% del crecimiento de la producción de maíz en 2007 fue utilizado por plantas de producción de etanol, que absorbieron cerca del 30% de su uso local en los Estados Unidos. Esta fue la principal explicación del aumento de precios.

5 Por ejemplo, en 2007 en los Estados Unidos las plantaciones de maíz aumentaron en 18%, lo cual fue posible solo a partir de una reducción en el terreno cultivado de soya y trigo. Esto explica que los precios de estos bienes hayan tenido una dinámica parecida a la del maíz.

Recientemente diferentes estudios mencionan que es adecuado tomar en cuenta la endogeneidad en las estimaciones entre los precios de los *commodities* y las variables macroeconómicas. En el caso de la tasa de interés, esta puede darse porque su descenso se traduce en precios de bienes básicos más altos, lo cual ocasiona aumentos en índices de precios agregados y por tanto políticas monetarias contractivas. Además, al tener en cuenta la influencia de la tasa de interés en el tipo de cambio real y en la producción, también se encontraría endogeneidad con dichas variables (Akram, 2009; Flórez, 2010).

En esta dirección, Akram (2009) estima un VAR sobre índices de precios de *commodities* y lleva a cabo un análisis de impulso-respuesta en el que encuentra *overshooting* en los precios de metales y el del petróleo ante cambios en la tasa de interés. Además concluye que la tasa de cambio explica el 50% de las fluctuaciones en los precios de los *commodities*, mientras que la tasa de interés, el 20%. Por su parte, la producción industrial explica una proporción relativamente pequeña de estas.

Browne y Cronin (2010) encuentran que los precios de los *commodities* y el nivel de precios general se cointegran con el acumulado de dinero y estiman un VEC sobre dicho sistema de variables. Dichos autores encuentran que sus precios exceden su nuevo nivel de equilibrio en respuesta a un choque monetario; también mencionan que los precios de los *commodities* tienen una relación positiva con otros precios de la economía.

Otros autores como Anzuini *et al.* (2010) estiman un VAR estructural (SVAR) para identificar un choque de política monetaria en un sistema de variables similar al incluido en este capítulo, en el que se encuentra un efecto negativo y significativo de la política monetaria a los precios, aunque considerablemente menor que los estimados en la literatura.

Entre tanto, Lombardi, Osbat y Schnatz (2010) estiman un VAR aumentado por factores (FAVAR) en el cual los factores considerados son dos tendencias comunes en precios de *commodities* (alimentos y metales). Con esta estructura estudian el impulso-respuesta entre estos precios, las tendencias comunes, la tasa de cambio, la producción industrial, los precios del petróleo y la tasa de interés. De acuerdo con los autores, la tasa de cambio, la actividad económica y las tendencias comunes tienen gran influencia en los precios de *commodities*. Sin embargo, no se encuentra una relación significativa entre precios del petróleo y tasa de interés.

Con un enfoque alternativo, Hamilton (2009) estudia los determinantes del precio del petróleo para explicar la subida y posterior caída en el precio durante 2008. El autor analiza varias hipótesis alternativas entre las que se encuentra especulación, gran demanda, renta de escasez, limitaciones geológicas y prácticas de monopolio de la Organización de Países Exportadores de Petróleo (OPEC, por sus siglas en inglés). Los determinantes más importantes del precio del petróleo encontrados por el autor son la baja elasticidad de la demanda a variaciones del precio, el fuerte crecimiento de la demanda en China y el Oriente Medio y, por último, las dificultades para incrementar la producción mundial.

Un análisis detallado del efecto de la inflación sobre el precio de los *commodities* se encuentra en Reicher y Utlaut (2011). En este trabajo se utilizan estimaciones tipo SVAR para caracterizar los hechos estilizados sobre el efecto de la inflación en los precios: un aumento de 1% en la inflación en los Estados Unidos implica un incremento de entre 3% y 4% en el precio agregado de *commodities*. Este resultado se replica en un modelo de equilibrio general dinámico con oferta y demanda de estos bienes y con polí-

tica monetaria. En este modelo, mayor inflación se asocia necesariamente a un aumento de la demanda agregada nominal, el cual tiene un efecto más que proporcional en el precio de los bienes básicos por su baja elasticidad de demanda y las rigideces nominales en los otros componentes del índice de precios.

En general, la literatura reciente utiliza métodos multivariados tales como modelos de vector autorregresivo (VAR), modelos de vector de corrección de error (VEC) en presencia de relaciones de cointegración o la imposición de restricciones estructurales (SVAR, SVEC)⁶. Otros trabajos han tratado de contrastar los resultados empíricos con las predicciones de modelos teóricos de formación de precios de *commodities*. Se puede afirmar que existe un consenso sobre el signo esperado de choques en varios fundamentales sobre sus precios agregados⁷. El propósito de este capítulo es proveer evidencia sobre la relación entre los precios de los *commodities*, tanto agregados como individuales, y sus fundamentales, con una identificación estructural de los choques de política monetaria, la inclusión del PIB de países desarrollados y emergentes y *dummies* de intervención para controlar fenómenos climáticos y la reciente producción de biocombustibles.

2. METODOLOGÍA

2.1. Aproximación econométrica

Con el fin de modelar las relaciones dinámicas entre los precios de los *commodities* y las variables macroeconómicas, se parte de la representación VAR reducida del sistema de variables:

$$X_t = \sum_{i=1}^p A_i X_{t-i} + u_t \quad (1)$$

La representación MA de (1) está dada por,

$$X_t = \sum_{i=1}^{\infty} \Phi_i u_{t-i} \quad (2)$$

Aquí,

$$\Phi_s = \sum_{j=1}^s \Phi_{s-j} A_j; \Phi_0 = I_k; A_j = 0 \text{ para } j > p \quad (3)$$

En (3) los elementos de las matrices Φ_j representan impulsos-respuesta usados para determinar los resultados dinámicos del sistema de variables. Infortunadamente, estas respuestas pueden no estar correctamente especificadas, pues los componentes de u_t podrían estar

6 Una excepción es el trabajo de Bastourre, Carrera e Ibarlucia (2010), utilizan mínimos cuadrados dinámicos (DOLS) para estimar los determinantes del precio agregado de *commodities*. Sus resultados están de acuerdo con lo encontrado en la literatura.

7 Véase la explicación de Akram (2009) sobre el signo de los efectos encontrados típicamente en la literatura.

correlacionados de forma contemporánea. Una forma de solucionar este problema es estimar un modelo con impulsos ortogonales, por ejemplo, usando una descomposición de Cholesky. Sin embargo, a menos de que haya alguna razón especial para considerar una estructura recursiva en las innovaciones, esto puede ser arbitrario e insatisfactorio (Lutkepohl, 2006).

Una forma de superar este problema y obtener residuales no correlacionados de forma instantánea es modelar las relaciones contemporáneas entre las variables de forma directa. Esto se lleva a cabo a partir de la especificación de un modelo VAR estructural:

$$AX_t = A_1^* X_{t-1} + A_2^* X_{t-2} + \dots + A_p^* X_{t-p} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Con $A_j^* = AA_j, j = 1, \dots, p$ y $\varepsilon_t = A u_t \sim (0, \Sigma_\varepsilon = A \Sigma_u A')$.

En (4), Σ_ε tiene una matriz de varianzas y covarianzas diagonal con la ventaja de modelar las relaciones económicas contemporáneas en X_t .

Siguiendo los trabajos de Sims (1986, 1992), Kim (2003) y Anzuini *et al.* (2010), se toma X_t y A como sigue:

$$X_t = \begin{pmatrix} FFR_t \\ M2_t \\ CPI_t^{us} \\ GDP_t^{G7} \\ GDP_t^{emer} \\ E_t^{us} \\ p_t^{com} \end{pmatrix}, A = \begin{pmatrix} 1 & a_{12} & 0 & 0 & 0 & 0 & a_{17} \\ a_{21} & 1 & a_{23} & a_{24} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & a_{34} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ a_{61} & a_{62} & a_{63} & a_{64} & a_{65} & 1 & 0 \\ a_{71} & a_{72} & a_{73} & a_{74} & a_{75} & a_{76} & 1 \end{pmatrix} \quad (5)$$

donde FFR es la tasa de interés de la Reserva Federal; M2 y CPI^{us} son, respectivamente, el agregado monetario y el índice de precios al consumidor de los Estados Unidos; GDP^{G7} y GDP^{emer} corresponden al PIB del G7 y de los países emergentes; E^{us} es el tipo de cambio del dólar por moneda extranjera, y P^{com} es el precio del *commodity* considerado en cada estimación (algodón, maíz, arroz, trigo, soya, petróleo e índice CRB⁸). Todas las variables excepto FFR se toman en logaritmos.

De acuerdo con Sims (1986) y Kim (1999, 2003), la primera fila de la matriz A es una ecuación de oferta de dinero, modelada como una función de reacción de la autoridad monetaria. Aquí se supone que a causa de un rezago en la información la producción y el nivel de precios corriente no están disponibles para la autoridad monetaria contemporáneamente, y en contraste se asume que la política monetaria podría reaccionar al resto de

8 Se refiere al índice agregado de precios del Commodity Research Bureau.

la información disponible⁹. La segunda fila es una ecuación de demanda de dinero. Esta es una función del ingreso real y del costo de oportunidad de conservar dinero. La tercera, cuarta y quinta filas encapsulan la hipótesis de rigidez de precios y costos de ajuste; se supone que la actividad real responde de forma rezagada al sistema de variables. Las filas sexta y séptima representan ecuaciones de arbitraje en mercados financieros; se puede observar que la forma en que se estima el sistema supone que el precio de los *commodities* es contemporáneamente afectado por todas las variables. Un supuesto similar se hace para la tasa de cambio nominal (sexta fila) con la excepción de que esta variable no responde contemporáneamente a choques en precio del *commodity*. Este último supuesto se basa en la evidencia empírica de Chen, Rogoff y Rossi (2010), que encuentran que la tasa de cambio es un buen predictor del precio de los bienes básicos pero no hay evidencia en el sentido contrario.

Estas restricciones implican una sobreidentificación del sistema estimado. Al respecto, cabe mencionar que se estimaron pruebas de razón de verosimilitud basados en la metodología de Amisano y Giannini (1997) para determinar su validez en función de las observaciones con respecto a una estimación sin restricciones (Apéndice C). Los resultados no rechazan la estructura impuesta al 5% de significación.

Además, en el modelo se incluyen tres intervenciones, dos correspondientes a la presencia de fenómenos climáticos de lluvia o sequía (Niño o Niña) y una variable *dummy* tipo escalón que representa la producción de biocombustibles a partir del primer semestre de 2007 en adelante¹⁰. Especificaciones alternativas podrían tener en cuenta factores de oferta como el precio del petróleo, otros costos y medidas de productividad. Sin embargo, dicha modificación, si bien es interesante, se alejaría de la identificación estructural en la cual se basa este capítulo.

2.1.1. ¿Es válido estimar un sistema de variables cointegradas con un VAR en niveles?

Lutkepohl (2006) muestra que la estimación con mínimos cuadrados del VAR en niveles (ecuación 1) es consistente y asintóticamente normal incluso si las variables forman un sistema cointegrado. Este resultado es una implicación de la consistencia y la normalidad asintótica de la estimación de la representación VECM por medio de mínimos cuadrados. En el Apéndice E se describe la equivalencia entre las representaciones VAR y VECM y la relación lineal que existe entre sus matrices de coeficientes.

Ahora bien, Hamilton (1994) discute las ventajas y desventajas de estimar un sistema cointegrado utilizando un VAR en niveles frente a VECM. Una ventaja del VAR en niveles es que no es necesario identificar el número exacto de relaciones de cointegración o las variables involucradas en cada vector de cointegración. En cambio, para estimar un sistema VECM sí es necesario identificar explícitamente esta información sobre las

9 Esta formulación supone que choques estructurales en los precios de los *commodities* pueden incidir en los movimientos de la tasa de interés porque estos precios están disponibles contemporáneamente. Sims (1986) y Kim (2003), entre otros, trabajan con supuestos similares.

10 Para obtener una explicación detallada de las intervenciones aplicadas, véase Apéndice C.

relaciones de cointegración. Cualquier supuesto equivocado en este caso lleva a estimar un modelo mal especificado y por tanto a inferencias incorrectas. Otra ventaja adicional de una estimación VAR en niveles es que no requiere suponer la normalidad de los residuos del sistema, lo cual sí es necesario cuando se estima un VECM por medio del método de máxima verosimilitud, tal como lo recomienda Juselius (2006).

Teniendo en cuenta los planteamientos de Lutkepohl (2006) y Hamilton (1994), optamos por realizar la estimación de los sistemas cointegrados, utilizando la representación de VAR en niveles. Esta elección tiene en cuenta que el interés de este trabajo está en la respuesta dinámica de choques en los determinantes sobre el precio del bien en estudio. Para este análisis calculamos impulsos-respuesta que se obtienen directamente del VAR. Además, las pruebas estadísticas nos indican que típicamente los sistemas tienen entre tres y cuatro vectores de cointegración, por lo que la identificación del sistema VEC, en particular la identificación de las variables que se han de incluir en cada relación de cointegración individual, es complicada y muy sensible a diferentes criterios estadísticos. Por último, cabe anotar que nuestra estrategia de modelación econométrica es similar a la de trabajos relacionados que también estudian los determinantes de los precios de los bienes básicos, en particular, Akram (2009) y Anzuini *et al.* (2010).

En resumen: optamos por utilizar un SVAR en niveles por las siguientes razones: 1) todo sistema de vector de corrección de errores (VECM) tiene una representación equivalente con vectores autorregresivos (VAR), como se explica en el Apéndice E; 2) la estimación de un VAR en niveles con variables cointegradas es consistente estadísticamente y no requiere especificar el número exacto de vectores de cointegración ni de las variables que integran a cada uno de ellos; 3) el interés del capítulo es identificar de manera apropiada los choques de política monetaria y de los otros determinantes para obtener buenas estimaciones de la dinámica del precio de los *commodities* ante choques en sus determinantes. Para realizar esta identificación seguimos a Anzuini *et al.* (2010), que también la aplican en el contexto de un SVAR en niveles y se apoyan su vez en Kim (1999); 4) el uso de SVAR permite que nuestros resultados sean comparables con los obtenidos por Anzuini *et al.* (2010) y Akram (2009).

2.2. Funciones de impulso-respuesta y descomposición de varianza del error de pronóstico

A partir de la estimación del SVAR, es posible analizar las funciones de impulso-respuesta e interpretar el efecto dinámico en el sistema de variables de un choque independiente y aislado en los términos de error estructurales asociados a las variables consideradas.

Estas funciones pueden expresarse en función de la representación MA de la ecuación del SVAR [en este caso (4)], como sigue:

$$X_t = \sum_{i=0}^{\infty} \Theta_i \varepsilon_{t-i} \tag{6}$$

donde $\Theta_i = \Phi_i \mathbf{A}^{-1}$ y $\varepsilon_t = \mathbf{A}u_t$.

En (6), los elementos $\theta_{jk} [i]$ presentes en cada matriz Θ_i representan el efecto de una innovación en la variable j en la variable k , i períodos después del choque. Este efecto nos permite determinar si existe una relación significativa entre las variables consideradas y la respuesta dinámica de los precios de los *commodities* ante cambios en el resto de las variables en el sistema.

Además, en la sección 4 se muestra también la descomposición de varianza del error de pronóstico asociada a los modelos estimados. Esta aproximación también se desarrolla a partir de la ecuación (6), donde el error de pronóstico h pasos adelante está dado por:

$$X_{t+h} - X_{t(h)} = \sum_{i=0}^{h-1} \Theta_i \varepsilon_{t+h-i} \quad (7)$$

donde $X_t(h)$ es el pronóstico h pasos adelante, condicional a la información en t . Sea $\theta_{mn,i}$ el mn -ésimo elemento de Θ_i , entonces, el error de pronóstico h pasos adelante del j -ésimo elemento de X_t está dado como sigue:

$$\begin{aligned} x_{j,t+h} - x_{j,t(h)} &= \sum_{i=0}^{h-1} (\theta_{j1,i} \varepsilon_{1,t+h-i} + \dots + \theta_{jK,i} \varepsilon_{K,t+h-i}) \\ &= \sum_{k=1}^{K-1} (\theta_{jk,0} \varepsilon_{k,t+h} + \dots + \theta_{jk,h-1} \varepsilon_{k,t+1}) \end{aligned} \quad (8)$$

Si los coeficientes son estadísticamente significativos, el error de pronóstico del componente j depende de todas las innovaciones en el sistema¹¹. A partir de (8) se puede obtener la proporción de la varianza del error de pronóstico h pasos adelante de j causada por innovaciones o choques en ε_{kt} ; este concepto es útil para identificar las variables más relevantes en el sistema con respecto a otra variable j . Este procedimiento se hace con todas las variables del sistema con el fin de identificar su importancia para explicar las variaciones de los precios de los *commodities*; los resultados se muestran en la próxima sección.

2.3. Datos

Utilizamos datos trimestrales para el período 1980-I-2010-III. Los precios internacionales del algodón, maíz, arroz, trigo, soya y petróleo se obtienen de la base de datos de *commodities* del Fondo Monetario Internacional (FMI); también usamos el índice agregado de precios del Commodity Research Bureau. Como no se tiene una medida de política monetaria global, usamos el M2 de los Estados Unidos y la tasa de Reserva Federal, simultáneamente. La producción de economías desarrolladas se incluye a partir del índice de producción del G7 elaborado por la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE,); para representar el PIB de las economías emergentes, se construye un promedio con ponderaciones móviles de los crecimientos anuales del PIB de China, Brasil, India, Indonesia, México y Turquía. Por último, utilizamos el logaritmo del índice de precios al consumidor (IPC) de los Estados Unidos del Bureau of Labor Statistics y

11 Esta significación estadística también se relaciona con la causalidad de Granger entre las variables.

el logaritmo de la tasa de cambio multilateral de moneda extranjera por dólar¹² que calcula la Reserva Federal. El Apéndice A muestra las series consideradas en este capítulo.

3. RESULTADOS

En esta sección se describen los principales resultados de la estimación de (1) para el grupo de precios estudiados. Cabe mencionar que el análisis se realiza sobre precios individuales que pueden responder de forma distinta a cambios en las variables macroeconómicas. Por un lado, los efectos del clima sobre la producción y la profundidad de los mercados financieros son diferentes en cada caso, mientras que, por otro, algunos se usan en mayor medida como insumos en procesos productivos o como bienes de consumo en los hogares. En todos los casos, el modelo estimado es un SVAR (2)¹³, como lo sugieren los criterios de información y las pruebas de autocorrelación. Cabe mencionar que la estimación se lleva a cabo sobre las variables en niveles, lo cual tiene en cuenta las pruebas de raíz unitaria y cointegración cuyos resultados se encuentran en el Apéndice B¹⁴.

3.1. Impulsos–respuesta

El Gráfico 1 muestra la dinámica del índice agregado de los precios de los *commodities* ante un choque en el sistema de variables y sus correspondientes intervalos de confianza con una significación del 5%, de acuerdo con la metodología de Hall (1992)¹⁵. Los resultados muestran una respuesta significativa de -2,5% que se diluye de forma lenta en los trimestres posteriores ante un choque de 100 puntos básicos en la tasa de interés¹⁶. Un aumento de la cantidad de dinero genera un incremento en los precios de los *commodities*; no obstante, este solo es significativo después de varios períodos.

12 Como moneda extranjera se ponderan las principales monedas a partir de su participación en el comercio estadounidense.

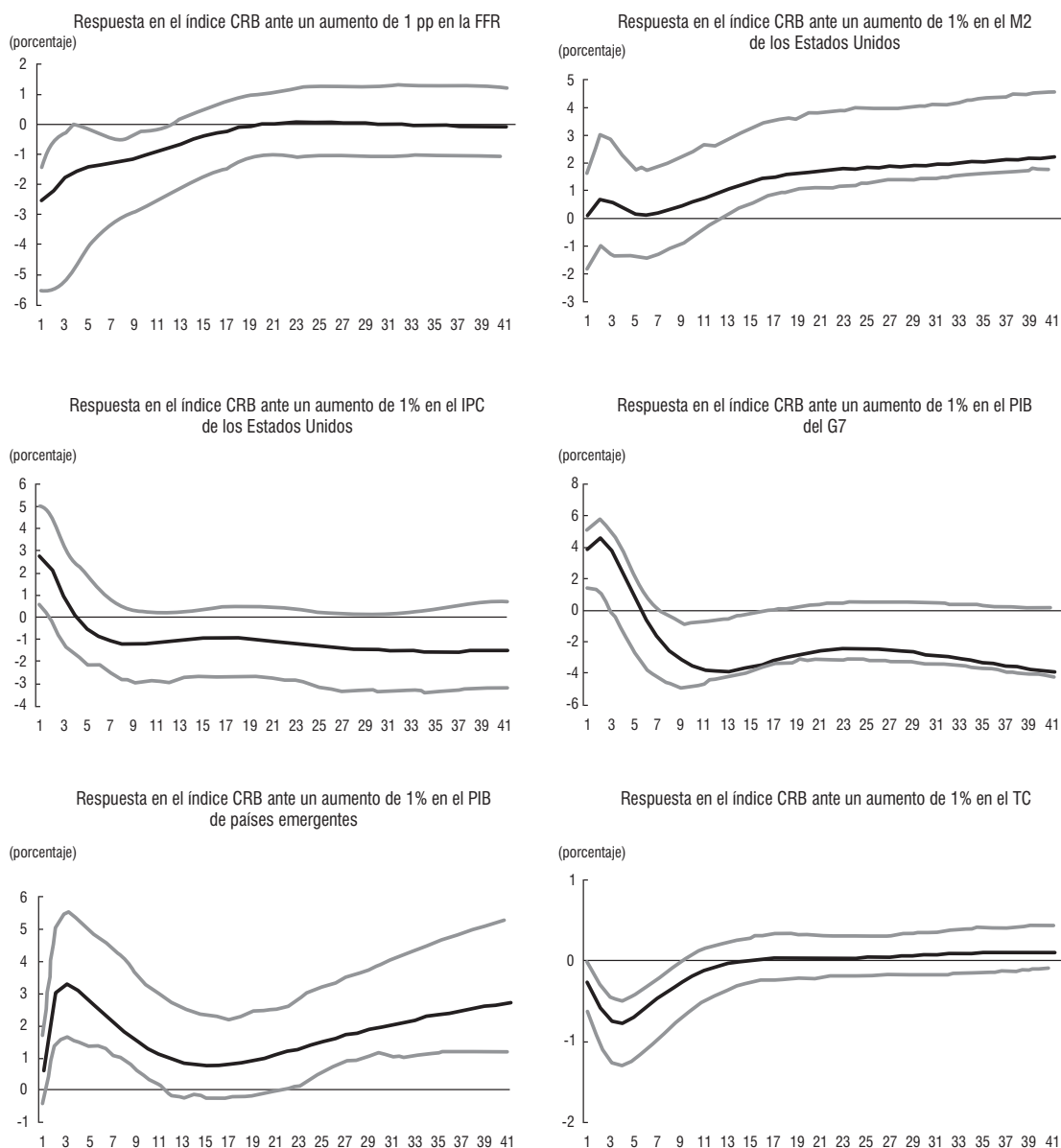
13 En algunos casos se incluyen variables de intervención estacionales.

14 Las conclusiones sobre las pruebas estadísticas realizadas se llevaron a cabo con un nivel de significación del 5%, en el caso de la prueba de cointegración de Johansen; las pruebas tienen en cuenta la presencia de variables exógenas.

15 Los impulsos-respuesta estimados corresponden a la aproximación de Hall (1992), la cual consiste en replicar estimaciones puntuales de los impulsos-respuesta con base en un remuestreo (*bootstrapping*) de los errores del modelo original para determinar unos cuantiles con un determinado nivel de confianza, calculados como desviaciones de la estimación original. Debe tenerse en cuenta que a pesar de tener un mejor desempeño que los intervalos asintóticos usuales, se pueden presentar problemas en muestras pequeñas y que aun al aplicarse las correcciones correspondientes no necesariamente se solucionan los inconvenientes relacionados con el nivel de confianza cubierto por las estimaciones y con la velocidad con la que los coeficientes convergen a sus valores asintóticos cuando aumenta la muestra, en especial para series I(1) o sistemas no estacionarios (Benkwitz, Lutkepohl y Neumann, 2007).

16 En promedio para la muestra de estas estimaciones 1 puntos porcentuales (pp) es un choque de 17% en la tasa de interés.

Gráfico 1
Impulsos-respuesta del índice agregado de precios



Fuente: cálculos de los autores.

Por su parte, un aumento del PIB de los países del G7 genera un incremento de los precios de 4%. Esta respuesta se fortalece en el segundo trimestre, luego cae con rapidez y se vuelve significativamente negativa durante ocho trimestres; a partir del decimonoveno trimestre después del choque inicial, la respuesta del precio no vuelve a ser significativamente diferente de cero. La intuición de este resultado para un aumento del PIB del G7 es que el aumento de corto plazo en el precio del *commodity* tiene efectos sobre la oferta del bien básico tan fuertes que se generan caídas temporales de los precios. Ahora bien, un

incremento de 1% en el PIB de países emergentes genera un aumento en los precios que asciende a 3,2% en el tercer trimestre¹⁷.

La dinámica de los precios ante incrementos en el tipo de cambio y en el IPC de los Estados Unidos también es la esperada. En el primer caso una apreciación del dólar significa mayores precios de bienes básicos en moneda local y una consecuente disminución en su demanda; además, dado que los precios de *commodities* están denominados en dólares, los exportadores tienen un incentivo a estabilizar su ingreso cuando el dólar se fortalece. En consecuencia, ante una apreciación de 1% del dólar se encuentra una respuesta de -0,75% que se diluye de forma lenta. En el segundo caso se encuentra una respuesta positiva e instantánea ante aumentos del IPC (2,7%), la cual se diluye con rapidez¹⁸.

Cabe señalar que el efecto de algunos impulsos no vuelve a ser cero al final de los períodos considerados. Este hecho no refleja la inestabilidad en el sistema, puesto que se comprueba cointegración, sino la presencia de variables no estacionarias en las que se puede dar que un choque en un tiempo dado tenga efectos permanentes. Al respecto, es importante mencionar que el efecto es permanente pero no explosivo, ya que converge a un valor dado en el largo plazo. Este fenómeno se puede observar en todos los casos estimados si se consideran más períodos en el gráfico del impulso-respuesta.

Estos gráficos con efectos permanentes reflejan el hecho de que el impulso-respuesta se analiza sobre las variables sin diferenciar. Algo muy similar se observa en las funciones impulso-respuesta de un VEC, ya que se deben acumular para obtener las respuestas de los niveles cuya dinámica también puede mostrar efectos permanentes (Lutkepohl, 2006).

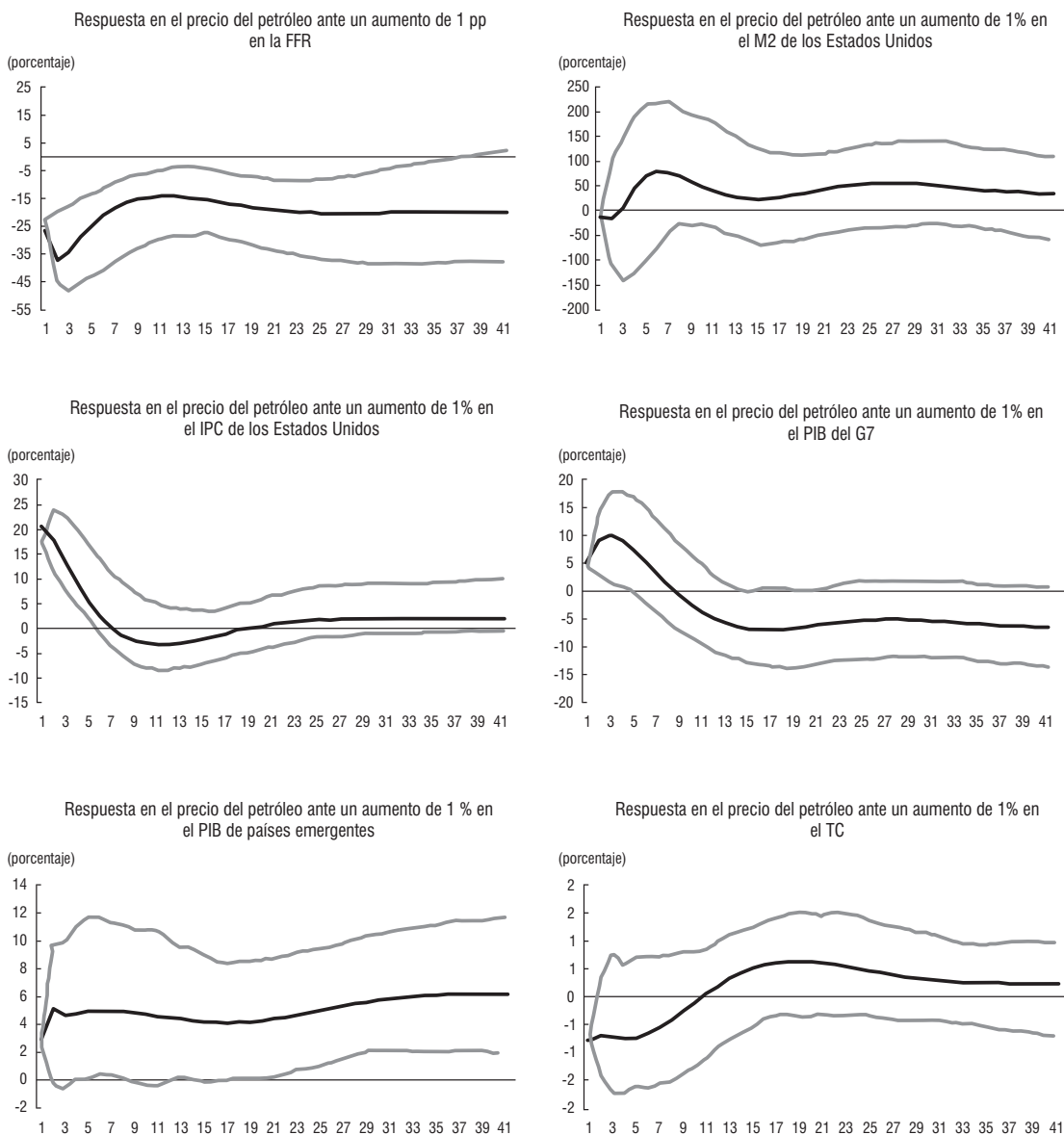
En el Gráfico 2 se observan las respuestas del precio del petróleo ante incrementos en cada variable. De acuerdo con la estimación, el efecto de un choque en la tasa de interés es negativo y significativo, mientras que un aumento de M2 genera una respuesta positiva pero no significativa. El efecto de un choque de 1% sobre el PIB del G7 es positivo y significativo en el corto plazo y está alrededor de 10%. El PIB de emergentes tiene un efecto sobre el precio del 4%, pero a diferencia de las otras estimaciones, tiene carácter permanente. El efecto de un aumento en el IPC también es diferente de lo observado en el resto de los modelos; en este caso, dicho choque genera un incremento de mayor magnitud sobre el precio. Por último, la respuesta de un choque en la tasa de cambio tiene el signo esperado y es estadísticamente diferente de cero contemporáneamente.

Por su parte, la respuesta de los precios de los *commodities* agrícolas estudiados se puede observar en los gráficos 3 a 7). En primer lugar, se muestra la respuesta del precio del maíz ante los choques positivos en el sistema; de esta forma, el aumento de 1 pp en la tasa de interés de la Reserva Federal genera una caída instantánea del precio internacional del

17 Es posible que el efecto del PIB de los países emergentes haya ganado relevancia en los últimos años y su efecto sea mayor al estimado en este capítulo con una muestra desde 1980. En la medida en que se dispongan de más datos, se podría actualizar esta estimación e identificar dicho cambio.

18 “Un choque estocástico del IPC implica necesariamente un aumento de la demanda agregada nominal mundial debido a que los choques son ortogonales y por tanto, la demanda agregada real (avanzados y emergentes) se debe mantener constante en el momento del choque. Debido al ajuste rápido de los precios de los bienes básicos (comparado con el resto de precios) y debido a la baja elasticidad precio de la demanda de *commodities* se observa este efecto de corto plazo” (Reicher y Utlaut, 2011).

Gráfico 2
Impulsos-respuesta del precio del petróleo

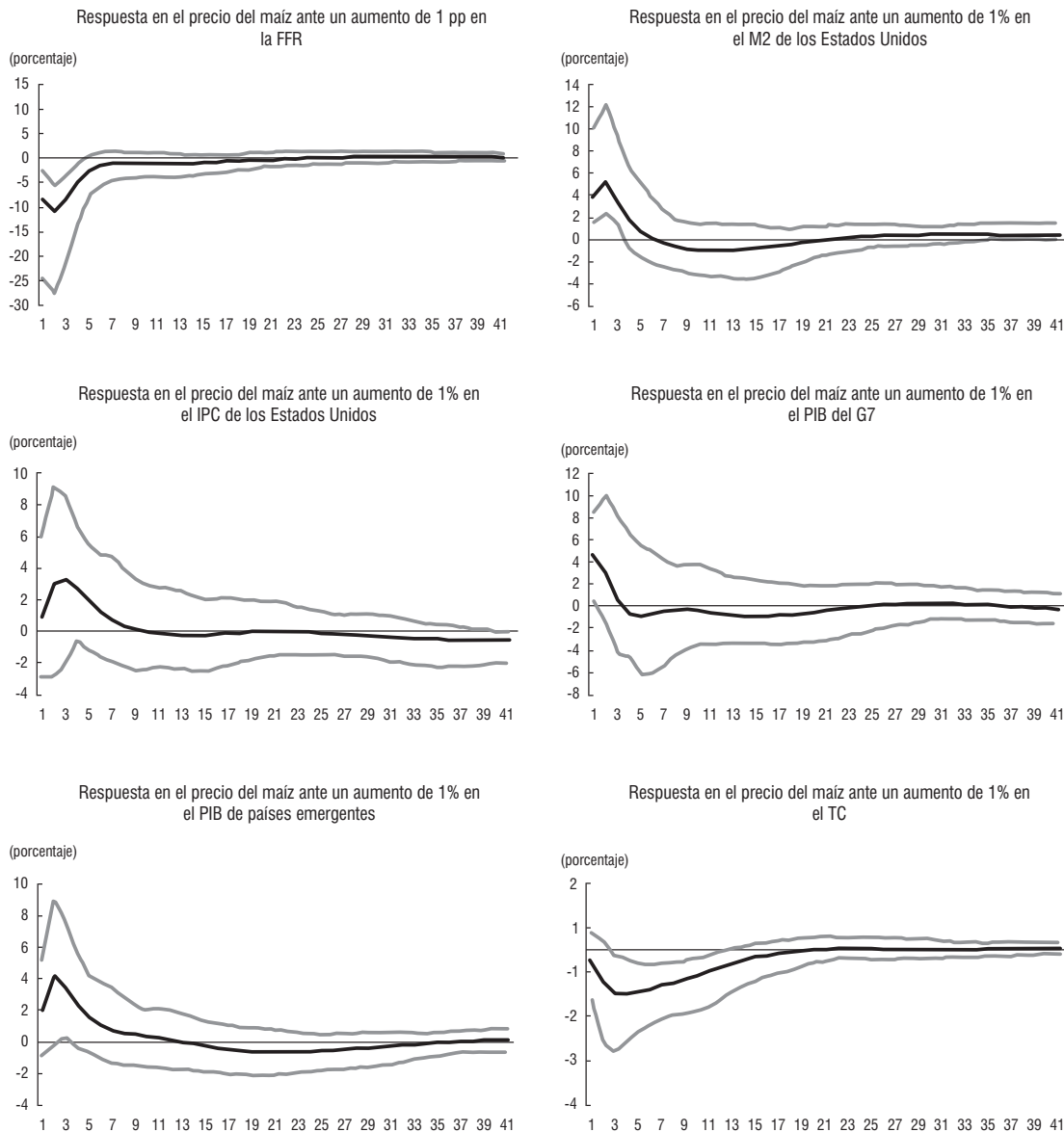


Fuente: cálculos de los autores.

maíz de 9% que se fortalece en el segundo trimestre y se diluye después del primer año. En el mismo sentido, un aumento en la cantidad de dinero de 1% implica un aumento de los precios de 4%, que es estadísticamente distinto de cero.

Además, la respuesta del precio del maíz a un incremento de 1% en el PIB de los países del G7 se traduce en un incremento de los precios en el mismo período de 4,1% y deja de ser significativo un trimestre más tarde. Por otro lado, un choque en el PIB de los principales países emergentes genera un aumento de los precios de 3,3% que se diluye luego alrededor del tercer trimestre.

Gráfico 3
Impulsos-respuesta del precio del maíz



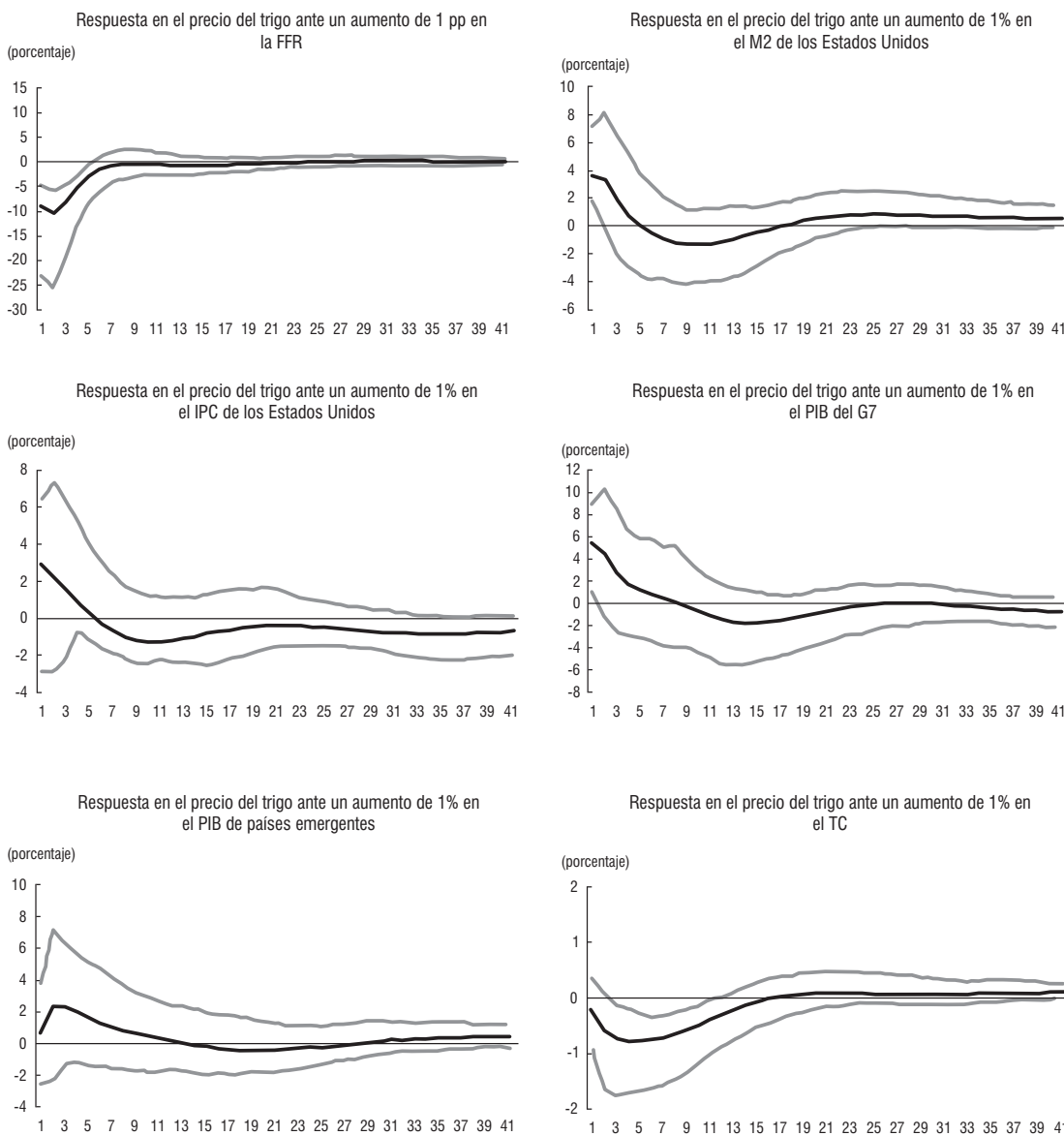
Fuente: cálculos de los autores.

En cuanto al IPC de los Estados Unidos, la estimación indica que un aumento de 1% no genera una reacción estadísticamente significativa en el precio internacional del maíz, aunque durante los primeros dos años el signo de la respuesta es el esperado y luego se revierte. Por último, un incremento de 1% en la tasa de cambio de los Estados Unidos genera un descenso en los precios de alrededor de 1% que se diluye de forma lenta.

Los resultados para el ejercicio con el precio del trigo son muy similares al anterior (Gráfico 4). En todos los casos los signos son los esperados y la significación estadística se mantiene. Así, el efecto de una caída en la tasa de interés también llega a ser 11%, y

su dinámica corresponde a un *overshooting*. De igual forma, la respuesta al resto de las variables tiene los mismos signos y magnitudes que en el caso del maíz.

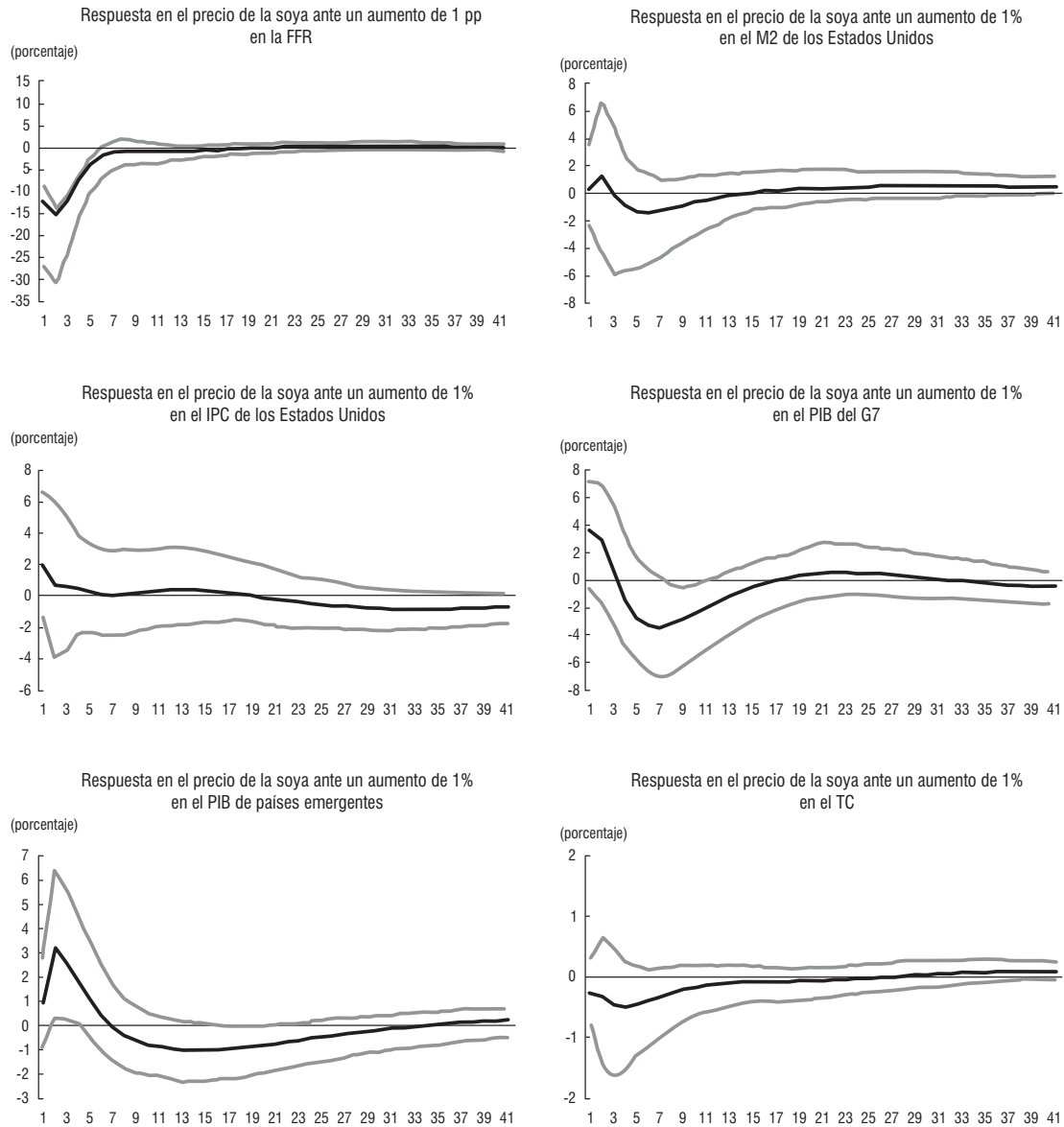
Gráfico 4
Impulsos-respuesta del precio del trigo



Fuente: cálculos de los autores.

El Gráfico 5 muestra los resultados del modelo para el precio de la soya. De acuerdo con estos, un aumento de 1 pp en la tasa de interés genera una caída instantánea del precio de 13% y alcanza un mínimo de 15%. A diferencia de los resultados anteriores, el efecto de un choque en M2 no es significativo.

Gráfico 5
Impulsos-respuesta del precio de la soya



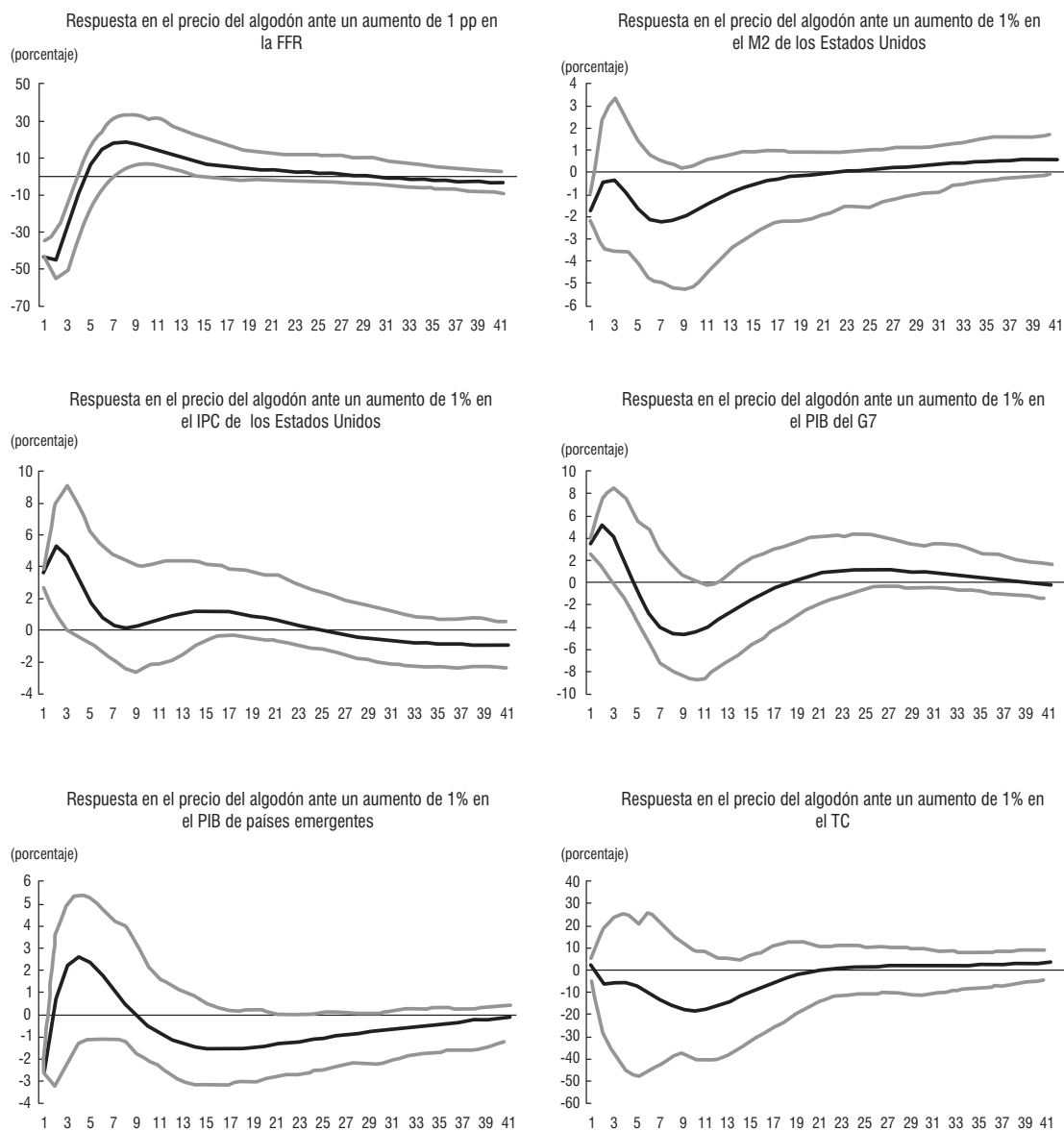
Fuente: cálculos de los autores.

Un aumento de 1% en el PIB de los países avanzados genera una caída de 3,4% en los precios después del primer año. Por el contrario, un incremento de 1% en el PIB de emergentes implica un aumento del precio de la soya de 3,2% entre el segundo y el sexto trimestres; esta respuesta es superior a la observada en los modelos de maíz y trigo. Por su parte, la dinámica del IPC es similar a la observada antes. La respuesta al choque en la tasa de cambio real es negativa, mas no significativa.

El Gráfico 6 muestra los resultados dinámicos de choques en los determinantes sobre el precio del algodón. Se observa una respuesta muy fuerte a choques contractivos en la

tasa de interés. Por otro lado, la respuesta de este precio a incrementos en M2 es positiva, aunque desde el siguiente período deja de ser significativa.

Gráfico 6
Impulsos-respuesta del precio del algodón



Fuente: cálculos de los autores.

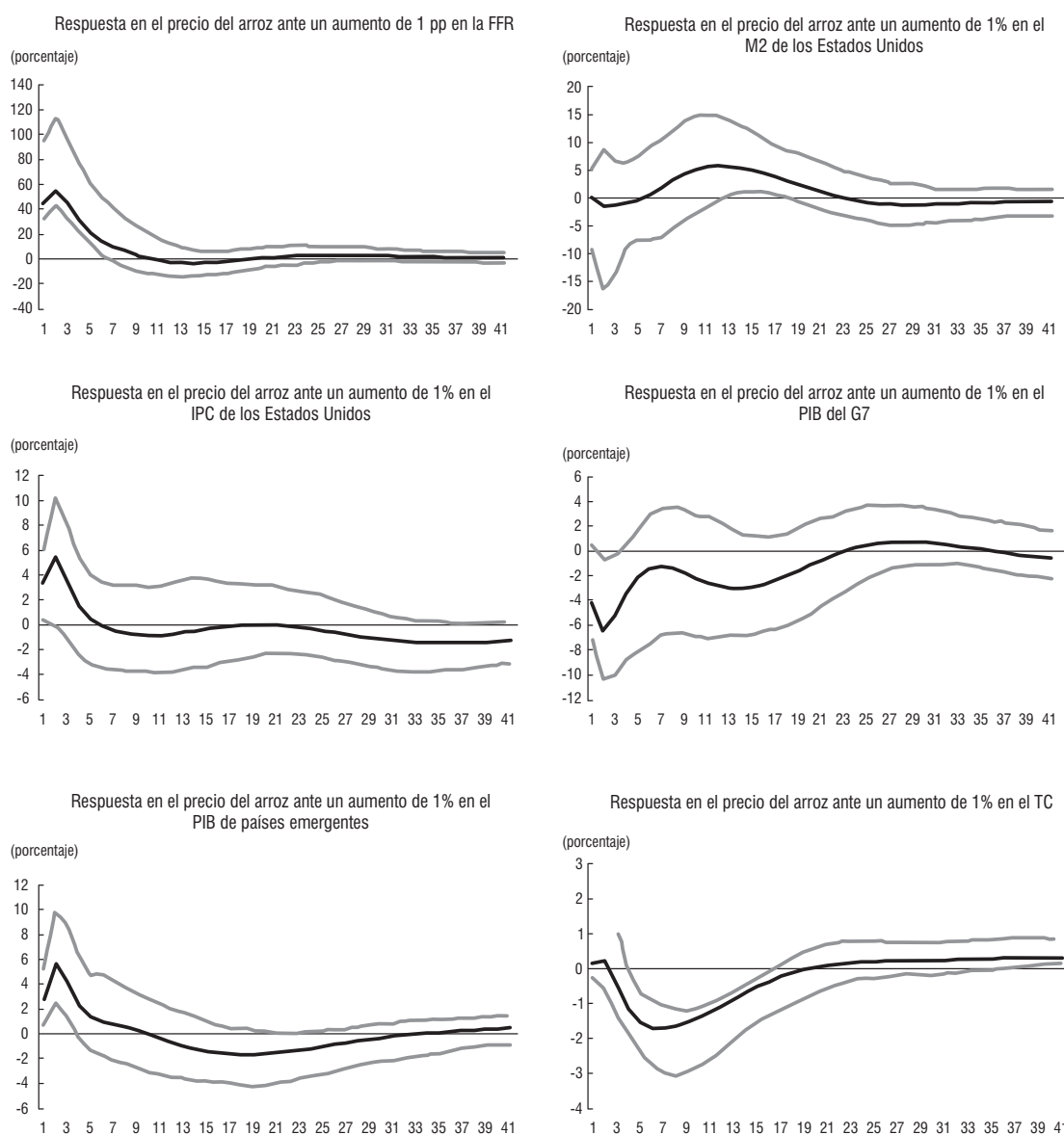
Por último, se muestran efectos positivos de corto plazo de choque en el PIB del G7 y en el IPC. Los efectos restantes no son significativos.

Las respuestas del precio del algodón son las que muestran mayores diferencias con respecto al índice agregado CRB. Siguiendo a Eller y Sagerer (2008), las diferencias pue-

den explicarse por el hecho de que, a diferencia del resto de los bienes considerados, la producción de algodón y su precio son muy sensibles a cambios en las condiciones climáticas en las zonas donde se cultiva. Además, el principal país exportador de algodón es Estados Unidos, por lo que el mercado de este producto es muy sensible a las condiciones de oferta de este país (clima, empleo y crédito, entre otras).

El Gráfico 7 muestra los resultados de choques en los determinantes sobre el precio del arroz. En este caso, se observa una fuerte respuesta positiva del precio a choques de política monetaria y una respuesta no significativa a choques en la demanda por dinero.

Gráfico 7
Impulsos-respuesta del precio del arroz



Fuente: cálculos de los autores.

Además, se aprecian respuestas pequeñas de corto plazo a choques en el PIB de emergentes y en el IPC. En contraste con los otros *commodities*, se halla una respuesta negativa al PIB del G7. Por último, la respuesta a choques en la tasa de cambio es significativa y tiene el signo esperado.

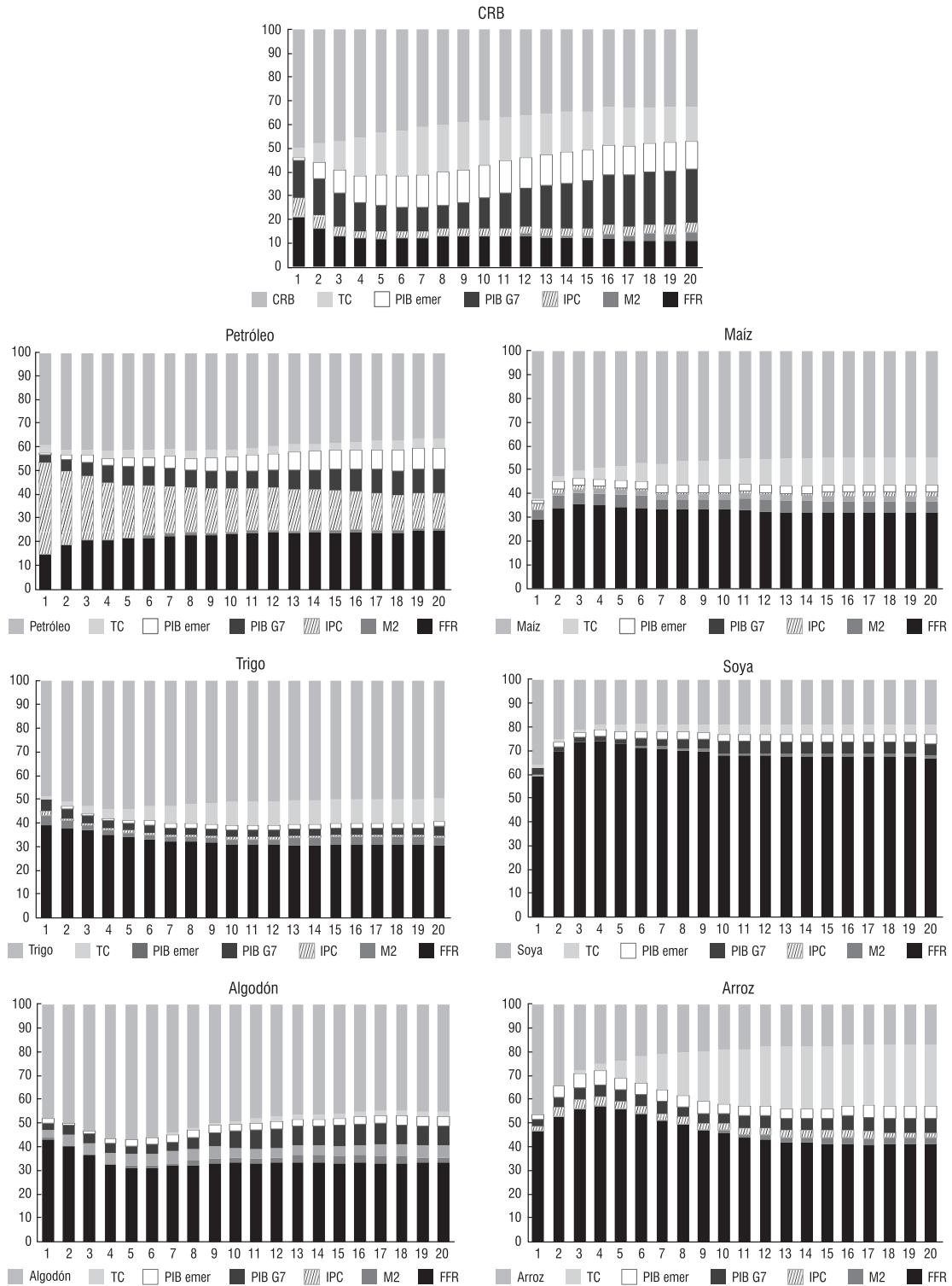
Por otro lado, se calcula un modelo sin restricciones estructurales (Apéndice D) para comparar la dinámica de las variables en una estimación reducida. El resultado es el esperado: en su mayoría los precios muestran la misma dinámica ante choques en el sistema de variables, a excepción de la tasa de interés, la cual no es significativa. Por su parte, la descomposición de varianza muestra que todas las variables tienen importancia en la variabilidad del error de pronóstico menos las asociadas a política monetaria. Estos resultados, sumados a las pruebas de sobreidentificación de los modelos, apoyan la estructura impuesta para identificar un choque de política monetaria en los datos.

3.2. Descomposición de varianza

En esta sección se describen los resultados de la descomposición de varianza del error de pronóstico veinte pasos adelante. Los resultados indican la proporción de la varianza del error de pronóstico de las variables del sistema que es explicada por cada choque estructural en el vector de residuales. Para el modelo del índice agregado de *commodities*, se encuentra que en los primeros períodos el componente autorregresivo es muy importante en la variabilidad del error de pronóstico y explica un 50% de ella; le sigue en relevancia la tasa de interés de la Reserva Federal (21%), el PIB de los países del G7 (16%), el IPC de los Estados Unidos (8%), el tipo de cambio (4%) y el PIB de países emergentes (1%). Por su parte, la varianza del error de pronóstico con un horizonte mayor es explicada en menor medida por la misma variable (33%); la tasa de interés también pierde poder de explicación en el mediano y el largo plazo (11%), mientras que el PIB del G7, el de los países emergentes y el tipo de cambio aumentaron su poder de explicación de dicha varianza (23%, 12% y 15%, respectivamente); las otras variables continuaron con un bajo porcentaje en la descomposición (2% y 4% para el IPC y el M2 de los Estados Unidos, respectivamente).

Por último, para el resto de los modelos y en términos generales se encuentra que después de los choques estructurales asociados a la misma variable, los de la tasa de interés de la Reserva Federal explican una proporción importante de la varianza, valor que ronda el 30%. También se destacan los choques estructurales asociados a la tasa de cambio (15%-20%) para el maíz, el trigo y la soya, los choques del PIB de países desarrollados (10%) y en menor medida el de los países en desarrollo (5%). En el modelo del petróleo y a diferencia del resto, choques estructurales asociados al IPC explican una proporción importante de la varianza.

Gráfico 8
Descomposición de varianza del error de pronóstico



Fuente: cálculos de los autores.

4. CONCLUSIONES

En este capítulo estudiamos la dinámica de los precios de los *commodities* relevantes en la evolución de la inflación en Colombia ante innovaciones en sus fundamentales. Como determinantes de estos precios se tomó la política monetaria, el PIB de economías avanzadas y emergentes y la tasa de cambio de los Estados Unidos.

De acuerdo con las estimaciones, se encontró que para todos los precios, excepto para el algodón, se observa una reacción negativa inmediata y significativa frente a choques contractivos de política monetaria. En cuanto a las magnitudes de esta reacción, para el caso del índice CRB se estimó una elasticidad similar a la encontrada en otros estudios (Frankel, 2006; Anzuini *et al.*, 2010); sin embargo, para el resto de los precios dicha elasticidad es significativamente superior. Choques al IPC de 1% generan aumentos de los precios de entre 2%-4%; para el caso del petróleo, este efecto es mayor. Por su parte, para el índice de precios agregado, el precio del petróleo, del maíz, del trigo y del algodón, una innovación en el PIB del G7 de 1% genera un aumento contemporáneo de los precios de alrededor del 4% que se diluye con rapidez.

Los resultados asociados al PIB de economías emergentes son más heterogéneos. En el caso del CRB y el petróleo, se encuentra un aumento permanente de 3% y 5%, respectivamente. Para los precios del maíz, soya y arroz se observa un incremento de 3%-6% transitorio alrededor del tercer trimestre después del choque. En el precio del trigo el resultado no es estadísticamente significativo, y para el del algodón se encuentra una respuesta negativa en el primer trimestre. Por otro lado, choques en la tasa de cambio se traducen en caídas de precios de entre 0,5% y 2% que son estadísticamente significativas en todos los casos.

En cuanto a los resultados de la descomposición de la varianza, cabe subrayar que para el índice de precios CRB, los choques estructurales asociados a la política monetaria explican alrededor del 20% de la varianza del error hacia el final del período de pronóstico; las variables de actividad real en su conjunto explican el 35% de dicha varianza, mientras que la tasa de cambio lo hace en 15%. Para el resto de los precios el componente autorregresivo y la política monetaria ganan relevancia. También se subraya la importancia del IPC en el caso del precio del petróleo y la tasa de cambio para el maíz y la soya.

REFERENCIAS

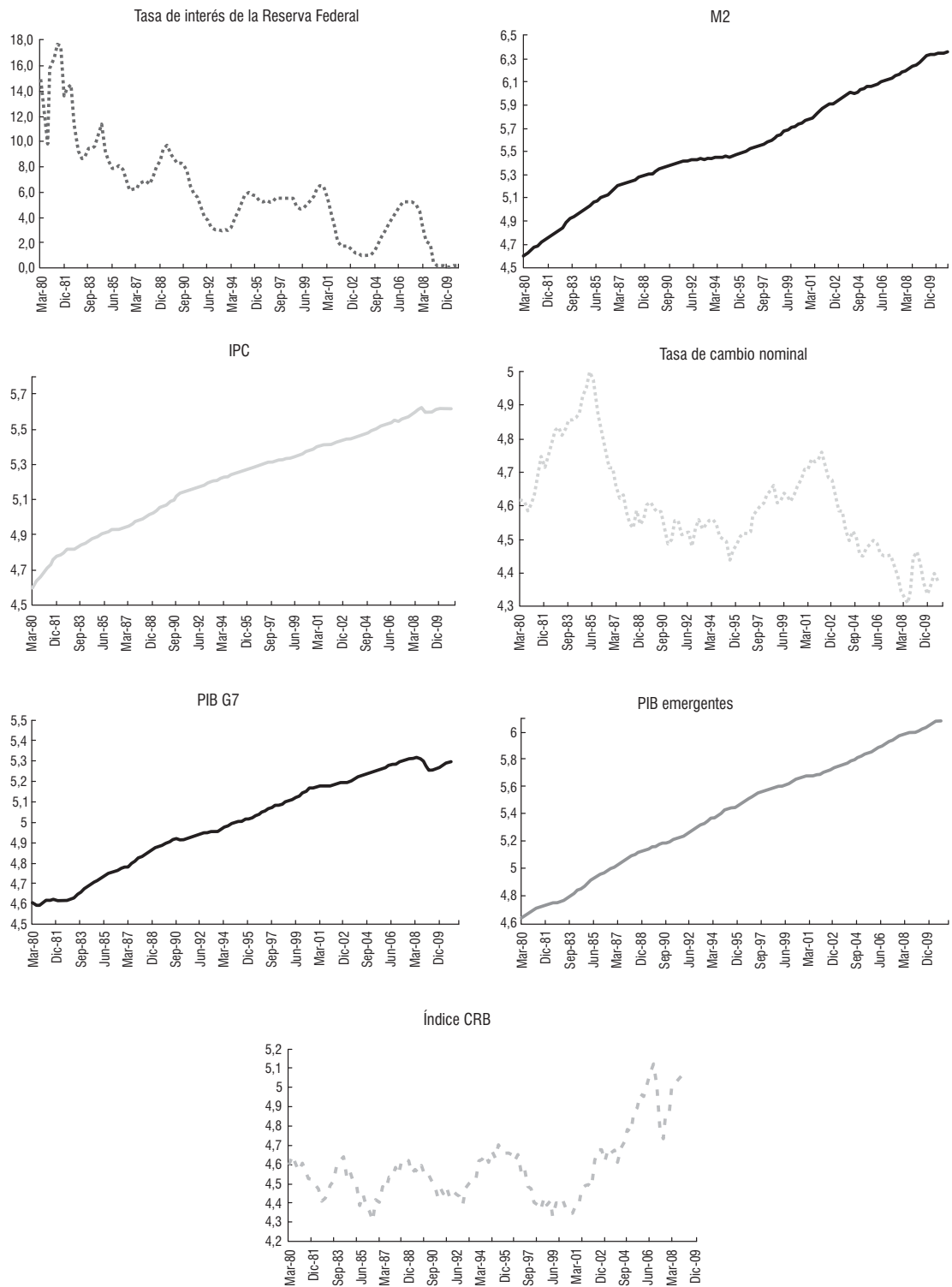
- Akram, Q. F. "Commodity Prices, Interest Rates and the Dollar", *Energy Economics*, vol. 31, issue 6, pp. 838-851, 2009.
- Amisano, G.; Giannini, C. *Topics in Structural VAR Econometrics*, Berlin: Springer-Verlag, 1997.
- Anzuini, A.; Lombardi, M.; Pagano, P. "The Impact of Monetary Policy Shocks on Commodity Prices", *Working Paper*, series 1232, European Central Bank, 2010.
- Arango, L. E.; Arias, F.; Flórez, L. A. "Trends, Fluctuations and Determinants of Commodity Prices", Borradores de Economía, 521, Banco de la República, 2008.
- Bastourre, D.; Carrera J.; Ibarlucia, J. "Precios de los *commodities*: factores estructurales, mercados financieros y dinámica no-lineal", *Estudios BCRA*, núm. 6, 2010.

- Benkwitz, A.; Lutkepohl, H.; Neumann, M. "Problems Related to Bootstrapping Impulse Responses of Autoregressive Processes", *Working Paper*, 373, Humboldt University, (1997).
- Borensztein, E.; Reinhart, C. "The Macroeconomic Determinants of Commodity Prices", *Working Paper*, vol. 94, núm. 9, IMF, 1994.
- Browne, F.; Cronin, D. "Commodity Prices, Money and Inflation", *Journal of Economics and Business*, vol. 62, issue 4, pp. 331-345, 2010.
- Chen, Y.; Rogoff, K.; Rossi, B. "Can Exchange Rates Forecast Commodity Prices?", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 125, núm. 3, pp. 1145-1194, 2010.
- Dornbusch, R. "Expectations and Exchange Rate Dynamics", *Journal of Political Economy*, vol. 84, issue 6, pp. 1161-1176, 1976.
- Eller, R.; Sagerer, C. "An Overview of Commodity Sectors", en F. Fabozzi, R. Fuss y D. Kaiser (eds.), *The Handbook of Commodity Investment*, Nueva Jersey: John Wiley & Sons, Inc., Hoboken, 2008.
- FAO (2009). "The State of Agricultural Commodity Markets: High Food Prices and the Food Crisis-Experiences and Lessons Learned",
- Flórez, L. A. "Monetary Policy and Commodity Prices: An Endogenous Analysis Using a SVAR Approach", Borradores de Economía, 610, Banco de la República, 2010.
- Frankel, J. A. "Commodity Prices and Money: Lessons from International Finance", *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 66, issue 5, pp. 560-566, 1985a.
- Frankel, J. A. "Expectations and Commodity Price Dynamics: The Overshooting Model", *American Agricultural Economics Association*, vol. 68, issue 2, pp. 344-348, 1985b.
- Frankel, J. A. "The Effect of Monetary Policy on Real Commodity Prices", *Working Paper*, 12713, NBER, 2006.
- Hall, P. *The Bootstrap and Edgeworth Expansion*, Nueva York: Springer, 1992.
- Hamilton, J. D. *Time Series Analysis*, Princeton: Princeton University Press, 1994.
- Hamilton, J. D. "Understanding Crude Oil Prices", *Energy Journal*, vol. 30, pp. 179-206, 2009.
- Juselius, K. *The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applications*, Oxford: Oxford University Press, 2006.
- Kim, S. "Do Monetary Policy Shocks Matter in the G-7 Countries? Using Common Identifying Assumptions About Monetary Policy Across Countries", *Journal of International Economics*, vol. 48, pp. 387-412, 1999.
- Kim, S. "Monetary Policy, Foreign Exchange Intervention, and the Exchange Rate in a Unifying Framework", *Journal of International Economics*, vol. 60, pp. 355- 386, 2003.
- Lombardi, M.; Osbat, C.; Schnatz, B. "Global Commodity Cycles and Linkages a Favara Approach", *Working Paper*, series 1170, European Central Bank, 2010.
- Lutkepohl, H. *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Berlín: Springer-Verlag, 2006.
- Sims, C. A., "Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?", *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, pp. 2-16, 1986.
- Sims, C. A., "Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts", *European Economic Review*, vol. 36, pp. 975-1011, 1992.

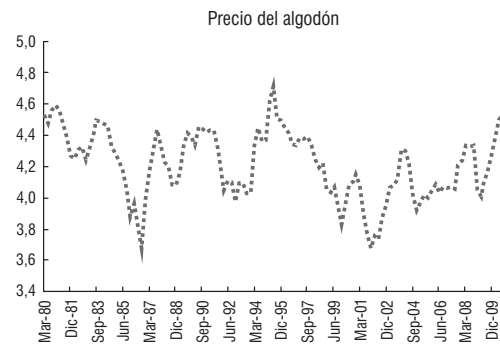
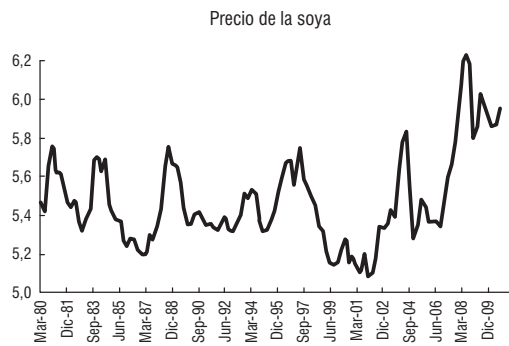
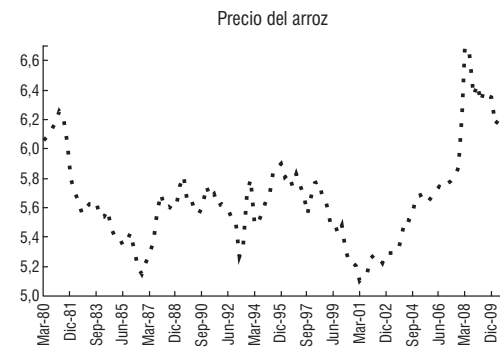
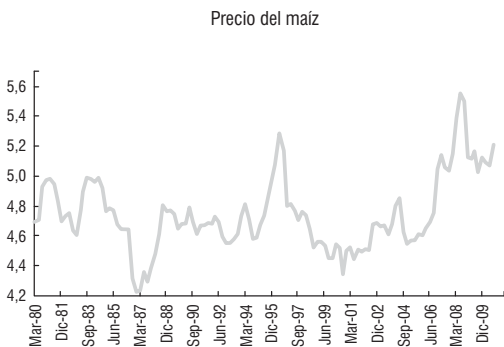
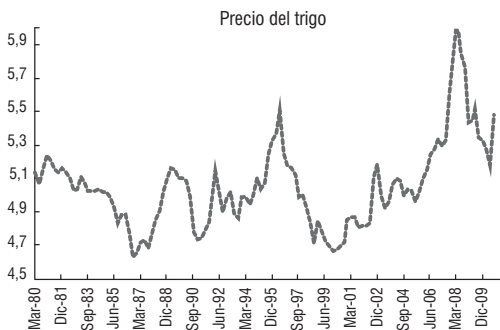
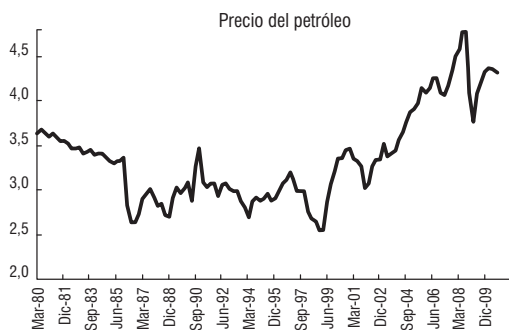
- Prebisch, R. *The Economic Development of Latin America and Its Principal Problems*, United Nations, 1950.
- Reicher, C.; Utlaut, J. “The Effect of Inflation on Real Commodity Prices”, *Working Paper*, 1704, Kiel Institute for the World Economy, 2011.

APÉNDICE A
DATOS UTILIZADOS

Gráfico A1
Series consideradas en las estimaciones



APÉNDICE A
DATOS UTILIZADOS



Fuente: FMI, Commodity Research Bureau, Federal Reserve Economic Data, OECD y Bloomberg.

APÉNDICE B PRUEBAS ESTADÍSTICAS

Este apéndice contiene las pruebas de diagnóstico y supuestos realizadas sobre las series consideradas y los modelos SVAR estimados.

Tabla 1. Pruebas de raíz unitaria

Variable	ERS	KPSS	Ng-Perron	Modelo
FFR	I(1)	I(1)	I(1)	Constante
M2	I(1)	I(1)	I(1)	Constante
IPC	I(1)	I(1)	I(1)	Constante y tendencia
PIB G7	I(1)	I(1)	I(1)	Constante
PIB emer	I(1)	I(1)	I(1)	Constante
TCR	I(1)	I(1)	I(1)	Constante
Maíz	I(1)	I(0)	I(1)	Constante
Petróleo	I(1)	I(1)	I(1)	Constante
Índice CRB	I(1)	I(1)	I(1)	Constante y tendencia
Trigo	I(1)	I(1) al 10%	I(1)	Constante
Algodón	I(1)	I(1) al 10%	I(1)	Constante
Soya	I(1)	I(0)	I(1)	Constante
Arroz	I(0)	I(0)	I(0)	Constante

Fuente: cálculos de los autores.

Tabla 2. Criterios de información

Modelos SVAR	Criterios de información para la selección de rezagos				Rezagos escogidos
	FPE	AIC	SC	HQ	
Maíz	2	10	1	2	2
Petróleo	8	10	1	2	2
Índice CRB	2	10	1	2	2
Trigo	3	10	1	2	2
Algodón	2	10	1	2	2
Soya	3	10	1	2	2
Arroz	3	10	1	2	2

Fuente: cálculos de los autores.

Tabla 3. Pruebas de cointegración sobre los modelos estimados

<i>Test de la traza de Johansen</i>							
Modelo	r = 0	r = 1	r = 2	r = 3	r = 4	r = 5	r = 6
Maíz	0,000	0,000	0,000	0,040	0,184	0,278	0,478
Petróleo	0,000	0,000	0,000	0,000	0,004	0,053	0,114
Índice CRB	0,000	0,000	0,000	0,006	0,009	0,027	0,051
Trigo	0,000	0,000	0,002	0,029	0,138	0,271	0,448
Algodón	0,000	0,000	0,003	0,023	0,136	0,179	0,327
Soya	0,000	0,000	0,001	0,009	0,056	0,118	0,391
Arroz	0,000	0,000	0,000	0,006	0,067	0,187	0,557

Fuente: cálculos de los autores.

Tabla 4. Pruebas de autocorrelación sobre los residuales

<i>Test de Pormanteau con 16 rezagos</i>		
Modelo	Estadístico	Valor P
Maíz	674,1	0,62
Petróleo	725,7	0,14
Índice CRB	693,1	0,42
Trigo	702,8	0,32
Algodón	698,1	0,37
Soya	713,0	0,23
Arroz	700,1	0,35

Fuente: cálculos de los autores.

APÉNDICE C

ASPECTOS ADICIONALES EN LOS MODELOS ESTIMADOS

Intervenciones incluidas

Como se menciona en la sección 3.1., los SVAR estimados tienen en cuenta intervenciones o variables *dummy* construidas a partir de la presencia de choques de oferta relacionados con comportamientos abruptos en el clima o con el aumento en la producción de biocombustibles. En este apéndice se muestra cómo se construyen estas variables.

El índice considerado para incluir intervenciones climáticas es el Oceanic Niño Index (ONI, por sus siglas en inglés), que se basa en la definición de un fenómeno del Niño como una desviación positiva respecto a niveles promedio en la temperatura de la superficie del océano Pacífico Oriental-Central igual a 0,5 °C o mayor durante más de tres meses. De igual forma, un fenómeno de la Niña se define como una desviación negativa de la misma magnitud y durante el mismo tiempo.

Así, este indicador toma un valor absoluto mayor que 0,5 cuando se presente alguno de estos fenómenos. En caso de que esto suceda durante dos o más meses de un trimestre, se considera un valor de 1 en la intervención correspondiente. De esta forma, las variables de intervención que se incluyen son las mostradas en el Gráfico C1.

Por su parte, la intervención tipo escalón relacionada con el efecto de la producción de biocombustibles se define:

$$S_t = \begin{cases} 1, t \geq 2007 - I \\ 0, \text{ en otro caso} \end{cases} \quad (\text{AC.1.})$$

Prueba de restricciones estructurales

La estructura de corto plazo (5) a partir de la cual se identificó un choque de política monetaria en las estimaciones del SVAR (4) es un modelo sobreidentificado. Lo anterior implica que se restringieron ciertas correlaciones contemporáneas entre las variables a cero aun cuando el sistema de ecuaciones permitiría calcular algunos de estos coeficientes.

En este sentido, se debe realizar una prueba de razón de verosimilitud, que permita concluir, a partir de las observaciones, que la estimación impuesta de acuerdo a la identificación estructural, no es muy distinta a la estimación reducida y sin estructura que resultaría al hacer un cálculo libre basado en la información proporcionada por las observaciones. Que las estimaciones condicionadas de los parámetros, que no sean muy distintas de las impuestas con en la intuición económica.

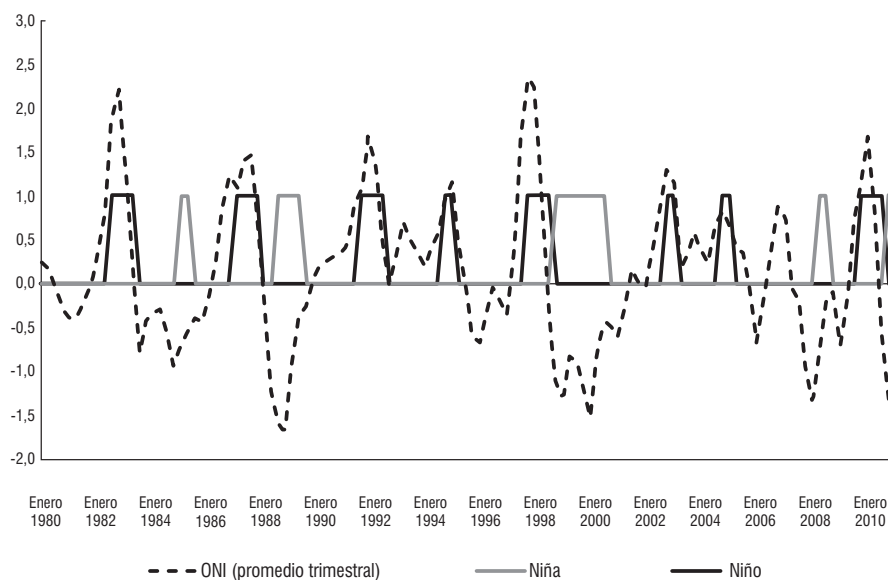
Así, si se supone que el modelo VAR en forma reducida en el cual se estiman la mayor cantidad posible de parámetros es el máximo de la función de verosimilitud, se puede aplicar la siguiente prueba:

$$LR = T \left(\log \left(\det \left(\tilde{\Sigma}_u^r \right) \right) - \log \left(\det \left(\tilde{\Sigma}_u \right) \right) \right) \quad (C.2.)$$

donde $\tilde{\Sigma}_u^r$ y $\tilde{\Sigma}_u$, son las estimaciones de la matriz de varianzas y covarianzas de los errores en forma reducida de una estimación reducida y estructural y se calculan teniendo en cuenta que dicho vector de error está dado por $u_t = A^{-1}B\varepsilon_t$ y por tanto $\Sigma_u = A^{-1}BB'A^{-1}$.

En cada uno de los modelos se llevó a cabo esta prueba, y su hipótesis nula no se rechazó con un nivel de significación estadística del 5%.

Gráfico C1
Intervenciones relacionadas con el clima

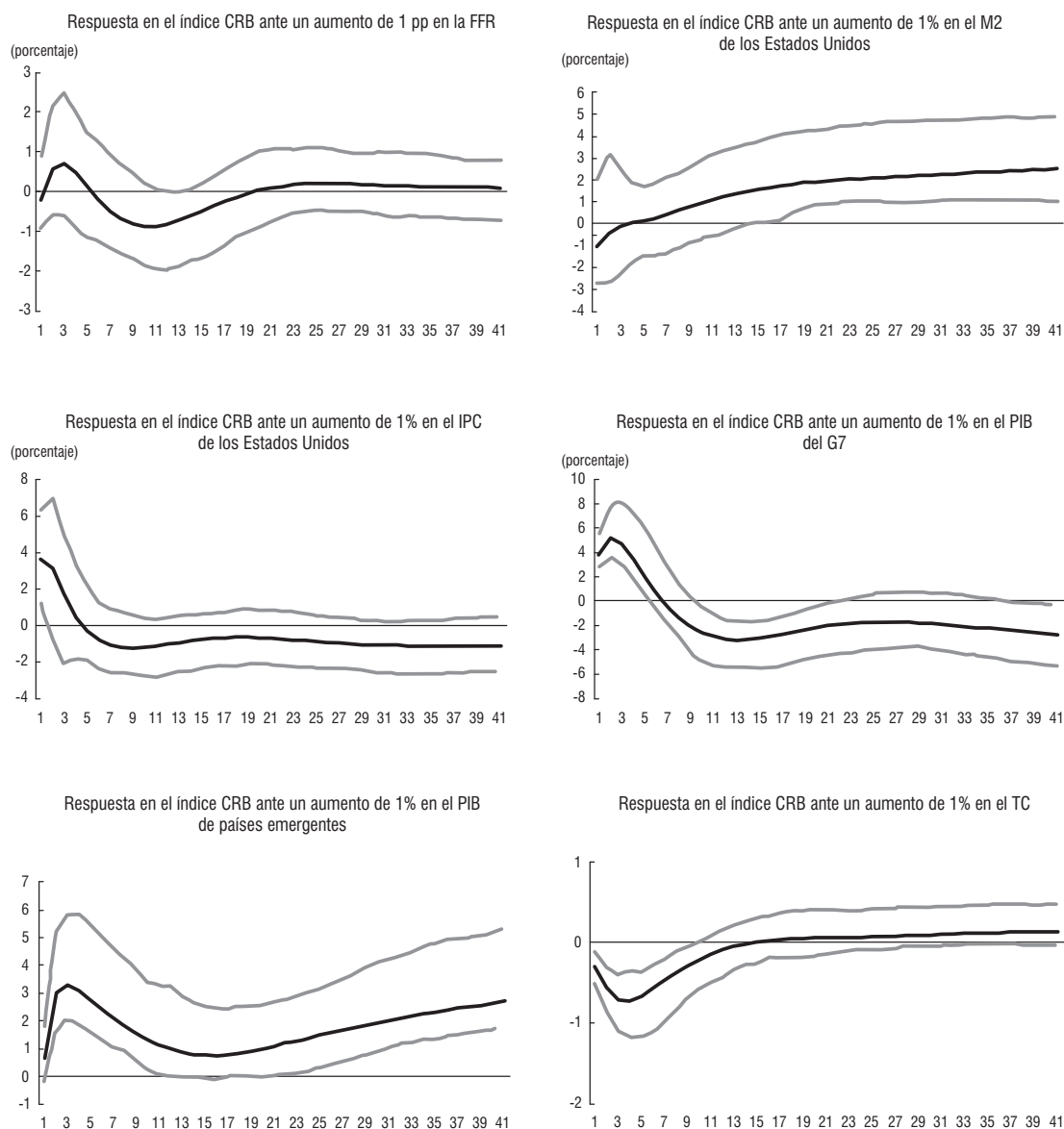


Fuente: cálculos de los autores.

APÉNDICE D
ESTIMACIÓN SIN RESTRICCIONES ESTRUCTURALES

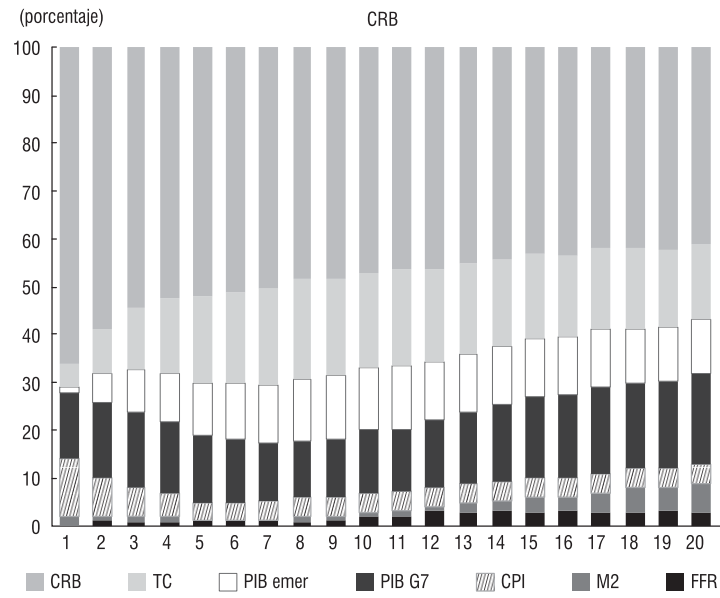
Como un ejercicio de robustez, se calcula un VAR en el que no se aplican las restricciones estructurales de política monetaria y en su lugar se utiliza una descomposición de Cholesky; los resultados son los siguientes:

Gráfico D1
Funciones de impulso-respuesta ortogonales para el índice de precios de *commodities*
(estimación en forma reducida)



Fuente: cálculos de los autores.

Gráfico D2
Descomposición de varianza del error de pronóstico para la estimación en forma reducida



Fuente: cálculos de los autores.

APÉNDICE E
REPRESENTACIÓN VAR DE UN SISTEMA VEC

Siguiendo a Lutkepohl (2006), podemos retomar el proceso $VAR(p)$ de dimensión K presentado en la ecuación 1 de la sección 2.1.

$$X_t = \sum_{i=1}^p A_i X_{t-i} + u_t \tag{AE.1}$$

Se dice que este sistema se encuentra cointegrado con rango r si la matriz

$$\Pi = -(I_K - A_1 - \dots - A_p), \tag{AE.2}$$

tiene rango r y por tanto puede escribirse como un producto de matrices $\alpha\beta'$ y en donde α y β son ambas matrices de dimensión $(K \times r)$ y de rango r . La matriz β se conoce más como la matriz de vectores de cointegración, la cual contiene r relaciones de largo plazo o de cointegración entre las variables.

La representación $VAR(p)$ en (AE.1) se puede reescribir, después de algunos pasos algebraicos, como un vector de corrección de errores (VECM) con $p - 1$ rezagos:

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta X_{t-p+1} + u_t \tag{AE.3}$$

En la representación D3, las matrices de coeficientes se definen de la siguiente manera:

$$\Gamma_i = -(A_{i+1} + \dots + A_p), i = 1, \dots, p-1 \tag{AE.4}$$

¿Cómo pasar de la representación VECM en E3 a la representación VAR en E1? Lutkepohl (2006) explica que es muy sencillo recuperar las matrices de la representación VAR calculando diferencias de las matrices Γ_1 y utilizando la matriz Π en el caso del primer rezago. La definición precisa se muestra a continuación:

$$\begin{aligned} A_1 &= \Pi + I_K + \Gamma_1 \\ A_i &= \Gamma_i - \Gamma_{i-1}, i = 2, \dots, p-1 \\ A_p &= -\Gamma_{p-1}. \end{aligned} \tag{E5}$$