

Determinantes de los Precios Internacionales de los Bienes Básicos¹

Por: Carolina Arteaga, Joan Granados y Jair Ojeda

Resumen:

En este trabajo se analiza la respuesta dinámica de los precios de los bienes básicos más relevantes para la evolución de la inflación en Colombia ante choques en un conjunto de sus determinantes. El documento está basado en modelos VAR estructurales en los cuales los choques exógenos son identificados mediante restricciones a los efectos contemporáneos entre las variables del sistema. Para la estimación se utilizan datos trimestrales para el periodo 1980q1 a 2010q3. De acuerdo con los resultados, la política monetaria, el tipo de cambio multilateral de Estados Unidos y el PIB de países desarrollados y emergentes explica un porcentaje considerable de la varianza del error de pronóstico de los precios de los bienes básicos. Adicionalmente, en términos generales la respuesta de los precios ante un choque contractivo de la política monetaria es negativa, instantánea y estadísticamente significativa. Los choques al tipo de cambio muestran una relación negativa con los precios aunque no siempre significativa y en la mayoría de los casos las variables de actividad real tanto de países desarrollados como emergentes tienen una relación positiva con los precios considerados.

Palabras clave: Precios de bienes básicos, VAR estructural

Códigos JEL: E40, E52, Q11

¹ Los resultados y opiniones son responsabilidad exclusiva de los autores y su contenido no compromete al Banco de la República ni a su Junta Directiva. Agradecemos las sugerencias y comentarios de Jesús Antonio Bejarano, Eliana González, Luis Fernando Melo, Norberto Rodríguez y Hernando Vargas.

1. Introducción

La evolución de los precios de los bienes básicos (*commodities*) 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 entre otras. Adicionalmente, los mercados de *commodities* transmiten choques en la actividad económica entre los países importadores y exportadores de los mismos. De este modo, aprender sobre la evolución del precio de los bienes básicos es crucial para entender la dinámica de la economía global².

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

El análisis está basado 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 la identificación de 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) y Akram (2009)). Las estimaciones muestran que un choque contractivo de la política monetaria genera una respuesta negativa, instantánea y significativa en todos los precios analizados menos en el del algodón. La respuesta ante aumentos en la tasa de cambio real de los Estados Unidos (EEUU) es negativa y significativa, exceptuando los casos del algodón y la soya, en donde no se encuentran resultados estadísticamente

² Ver Borensztein y Reinhart (1994) para una descripción más detallada de la importancia de los bienes básicos en la economía.

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 EEUU y en el PIB de países emergentes, generan respuestas positivas en los precios, aunque no en todos los casos significativas.

Este documento está compuesto por cinco secciones incluyendo esta introducción. La segunda sección muestra una breve revisión de literatura relacionada. La tercera sección describe la metodología econométrica. La cuarta sección describe los resultados. Finalmente, se presentan las conclusiones en la última sección.

2. Revisión de Literatura

Las primeras aproximaciones de la literatura que intentaron explicar el comportamiento de los precios de los bienes básicos 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 bienes primarios. La evolución de la actividad económica conduce la demanda por este tipo de bienes y es, por tanto, un determinante crítico de su precio. Similarmente, la tasa de cambio es una variable que tiene influencia en el precio de los commodities ya que afecta el poder de compra de los consumidores y la competitividad de productores.

Bajo 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 bienes básicos cayeron, las importaciones desde países desarrollados crecían fuertemente. Adicionalmente, se encontró que a mediados de los años ochenta, la oferta global de bienes básicos 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 bienes básicos, otras variables pueden jugar un papel importante (ver Anzuini et al. (2010) y Hamilton (2009)). En su contribución seminal, Frankel (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 los bienes básicos 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 es revertido en períodos posteriores. Frankel 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 conduce a un aumento en los precios de los bienes básicos a través 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. Adicionalmente, aumentan los incentivos para acumular inventarios, debido al menor costo de oportunidad de almacenamiento.
3. Además, dicha caída alienta a los inversionistas a comprar contratos de futuros y otros derivados relacionados con los precios de los bienes básicos aumentando su demanda.

Un canal adicional, identificado por Arango et al. (2008), está relacionado con que bajas tasas de interés inducen un aumento en la demanda por bienes de capital y en consecuencia por los bienes básicos que les sirven de insumo.

En años recientes, otros factores han tomado gran importancia para explicar la dinámica de los precios de los *commodities* 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 Adicionalmente, estas actividades tienen gran influencia en el precio de otros bienes básicos pues se traducen en una disminución de tierras cultivadas para estos⁵.

Por otro lado, 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 documento tomaremos dichas variables como determinantes de los precios considerados.

Resultados Empíricos en la literatura

La literatura reciente menciona que es adecuado tomar en cuenta en las estimaciones la endogeneidad entre los precios de los *commodities* y las variables macroeconómicas. En el

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 (ver Prebisch [1950]). De acuerdo con esto, la evolución de largo plazo de los precios, depende principalmente del progreso tecnológico. Usualmente, dicho progreso reducía los costos de producción y expandía la oferta a una tasa mayor que el crecimiento poblacional y el aumento del ingreso. Esto llevaba a una tendencia decreciente en el precio de los *commodities* de origen agrícola.

⁴ De acuerdo a la FAO(2009), cerca del 75% del crecimiento de la producción de maíz en 2007, fue utilizada por plantas de producción de etanol absorbiendo cerca del 30% de su uso doméstico en Estados Unidos. Esta fue la principal explicación del aumento de precios.

⁵ Por ejemplo, en el año 2007, en 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.

caso de la tasa de interés, esta puede darse porque su descenso se traduce en precios de bienes básicos más altos lo cual lleva a aumentos en índices de precios agregados y por lo tanto a políticas monetarias contractivas. Adicionalmente, 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 (2010) y Florez (2010), entre otros).

En esta dirección, Akram (2010) estima un VAR sobre índices de precios de bienes básicos 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 están cointegrados con el stock de dinero y estiman un VEC sobre dicho sistema de variables. Dichos autores encuentran que los precios de los bienes básicos 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 documento. En este documento, se encuentra un efecto negativo y significativo de la política monetaria a los precios aunque considerablemente menor a los estimados en la literatura.

De otro lado, Lombardi et al. (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 el precio de bienes básicos, 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 un gran impacto sobre 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, alta demanda, renta de escasez, limitaciones geológicas y prácticas de monopolio por parte de la OPEC. 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 Medio Oriente y finalmente, las dificultades para incrementar la producción mundial.

Un análisis detallado del efecto de la inflación sobre el precio de los bienes básicos 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 Estados Unidos implica un incremento de entre 3% y 4% en el precio agregado de commodities. Este resultado es replicado en un modelo de equilibrio general dinámico con oferta y demanda de bienes básicos y con política monetaria. El efecto de la inflación se produce a través de un incremento temporal de la demanda agregada en un contexto de precios nominales rígidos.

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 el precio de bienes básicos agregados. El propósito de este trabajo es proveer evidencia sobre la relación entre algunos precios de bienes básicos agregados e individuales y sus fundamentales bajo una identificación estructural de los choques de política

⁶ Una excepción es el trabajo de Bastourre et al. (2010) quienes utilizan mínimos cuadrados dinámicos (DOLS) para estimar los determinantes del precio agregado de commodities. Sus resultados están en línea con lo encontrado en la literatura.

monetaria, la inclusión del PIB de países desarrollados y emergentes en el análisis así como *dummies* de intervención para controlar por fenómenos climáticos y la reciente producción de biocombustibles.

3. Metodología

3.1 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:

$$X_t = \sum_{i=1}^p A_i X_{t-i} + u_t \quad (6)$$

La representación MA de (6) está dada por,

$$X_t = u_t + \Phi_1 u_{t-1} + \Phi_2 u_{t-2} + \Phi_3 u_{t-3} + \dots \quad (7)$$

Aquí,

$$\Phi_s = \sum_{j=1}^s \Phi_{s-j} A_j \quad \Phi_0 = I_k \quad (8)$$

En (8) los elementos de las matrices Φ_j representan impulsos respuesta usados para determinar la respuesta dinámica del sistema de variables. Desafortunadamente, estas respuestas pueden no estar correctamente especificadas, pues los componentes de u_t podrían estar 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 [2005]).

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:

$$AX_t = A_1^* X_{t-1} + A_2^* X_{t-2} + \dots + A_p^* X_{t-p} + \varepsilon_t \quad (9)$$

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

En (9), 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 (1992), Kim (2003) y Anzuini et al. (2010), se toma X_t y A como sigue:

$$X_t = \begin{pmatrix} FFR_t \\ M2_t \\ CPI_t^{us} \\ GDP_t^{G7} \\ GDP_t^{emer} \\ E_t^{us} \\ P_t^{com} \end{pmatrix}, \quad A = \begin{pmatrix} 1 & a_{12} & 0 & 0 & 0 & 0 & a_{17} \\ a_{21} & 1 & a_{23} & a_{24} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & a_{34} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ a_{61} & a_{62} & a_{63} & a_{64} & a_{65} & 1 & 0 \\ a_{71} & a_{72} & a_{73} & a_{74} & a_{75} & a_{76} & 1 \end{pmatrix} \quad (10)$$

Donde FFR es la tasa de interés de la reserva federal, $M2$, CPI^{us} , son respectivamente, el agregado monetario y el índice de precios al consumidor de Estados Unidos, GDP^{G7} y GDP^{emer} corresponden a la producción del G7 y de los países emergentes, E_{us} es el tipo de cambio dólar por moneda extranjera y P^{com} es el precio del *commodity* considerado en cada estimación (algodón, maíz, arroz, trigo, soya, petróleo e Índice CRB). Todas las variables excepto FFR son tomadas en logaritmos.

De acuerdo con Sims (1986, 1992) 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 debido a un rezago en la información, la producción y el nivel de precios corriente no están disponibles para la autoridad monetaria. La segunda fila es una ecuación de demanda de dinero. La demanda de dinero es una función del ingreso real, el costo de oportunidad de conservar dinero y la tasa de interés real. La tercera, cuarta y quinta fila 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. La sexta fila incluye el tipo de cambio E_{us} en el sistema de variables, esta variable responde contemporáneamente a todas las variables excepto el precio de los commodities. Finalmente, la última fila representa una ecuación de arbitraje que describe el equilibrio en el mercado de bienes básicos, 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.

Estas restricciones implican una sobre-identificación 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 términos de las observaciones

con respecto a una estimación sin restricciones (ver Apéndice C). Los resultados no rechazan la estructura impuesta al 5% de significancia.

Adicionalmente, 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 adelante.

Finalmente, es importante tener en cuenta que a pesar de tener variables no estacionarias, las estimaciones realizadas en niveles generan parámetros consistentes y con las mismas distribuciones asintóticas que las de un VAR en diferencias (Hamilton, 1994).

3.2 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 e aislado en los términos de error estructurales asociados a las variables consideradas.

Estas funciones pueden ser expresadas en términos de la representación MA de la ecuación del SVAR (en este caso (9)) como sigue:

$$X_t = \sum_{i=0}^{\infty} \Theta_i \varepsilon_{t-i} \quad (11)$$

Donde $\Theta_i = \phi_i \mathbf{A} - 1$ y $\varepsilon_t = \mathbf{A} u_t$.

En (11), $\Theta_{jk,i}$ representa el efecto de una innovación en la variable j en la variable k, i periodos después del choque. Este efecto nos permite determinar si existe una relación significativa entre las variables consideradas y cual es la respuesta dinámica de los precios de los commodities ante cambios en el resto de variables en el sistema.

Adicionalmente, 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 (11), donde el error de pronóstico h pasos adelante está dado por:

$$X_{t+h} - X_{t(h)} = \sum_{i=0}^{h-1} \Theta_i \varepsilon_{t+h-i} \quad (12)$$

Donde $X_{t(h)}$ es el pronóstico h pasos adelante, condicional a la información en t. Sea $\phi_{mn,i}$ 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:

$$\begin{aligned} x_{j,t+h} - x_{j,t}(h) &= \sum_{i=0}^{h-1} (\theta_{j1,i} \varepsilon_{1,t+h-i} + \dots + \theta_{jK,i} \varepsilon_{K,t+h-i}) \\ &= \sum_{k=1}^{K-1} (\theta_{jk,0} \varepsilon_{k,t+h} + \dots + \theta_{jk,h-1} \varepsilon_{k,t+1}) \end{aligned} \quad (13)$$

Si los coeficientes son significativos, el error de pronóstico del componente j depende de todas las innovaciones⁷ en el sistema. A partir de (13) 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

⁷ Esta significancia también está relacionada a la causalidad de Granger entre las variables.

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.

3.3 Datos

Utilizamos datos trimestrales en el periodo 1980-I – 2010-III. Los precios internacionales de algodón, maíz, arroz, trigo, soya y petróleo se obtienen de la base de datos de *commodities* del 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 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 OECD, para representar a la producción de las economías emergentes, se construye un promedio con ponderaciones móviles de los crecimientos anuales del PIB China, Brasil, India, Indonesia, México y Turquía. Finalmente, utilizamos el logaritmo de la tasa de cambio multilateral del dólar por moneda extranjera⁸. La figura A1 muestra las series consideradas en este documento.

⁸ Como moneda extranjera se ponderan las principales monedas a partir de su participación en el comercio estadounidense.

4. Resultados

En esta sección se describen los principales resultados de la estimación de (6) para el grupo de precios estudiados. En todos los casos, el modelo estimado es un SVAR(2)⁹, 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, esto tiene en cuenta las pruebas de raíz unitaria y cointegración cuyos resultados se encuentran en el apéndice B.

4.1 Impulsos – Respuesta

El gráfico 1 muestra la dinámica del índice agregado de precios de productos básicos ante un choque en el sistema de variables y sus correspondientes intervalos de confianza con una significancia del 5% de acuerdo a la metodología de Hall (1992). Los resultados muestran una respuesta negativa y significativa de -2,5% que se diluye lentamente en los trimestres posteriores ante un choque de 100 puntos básicos en la tasa de interés¹⁰. Un aumento de la cantidad de dinero genera un incremento en los precios de los commodities, no obstante, este solo es significativo luego de varios periodos.

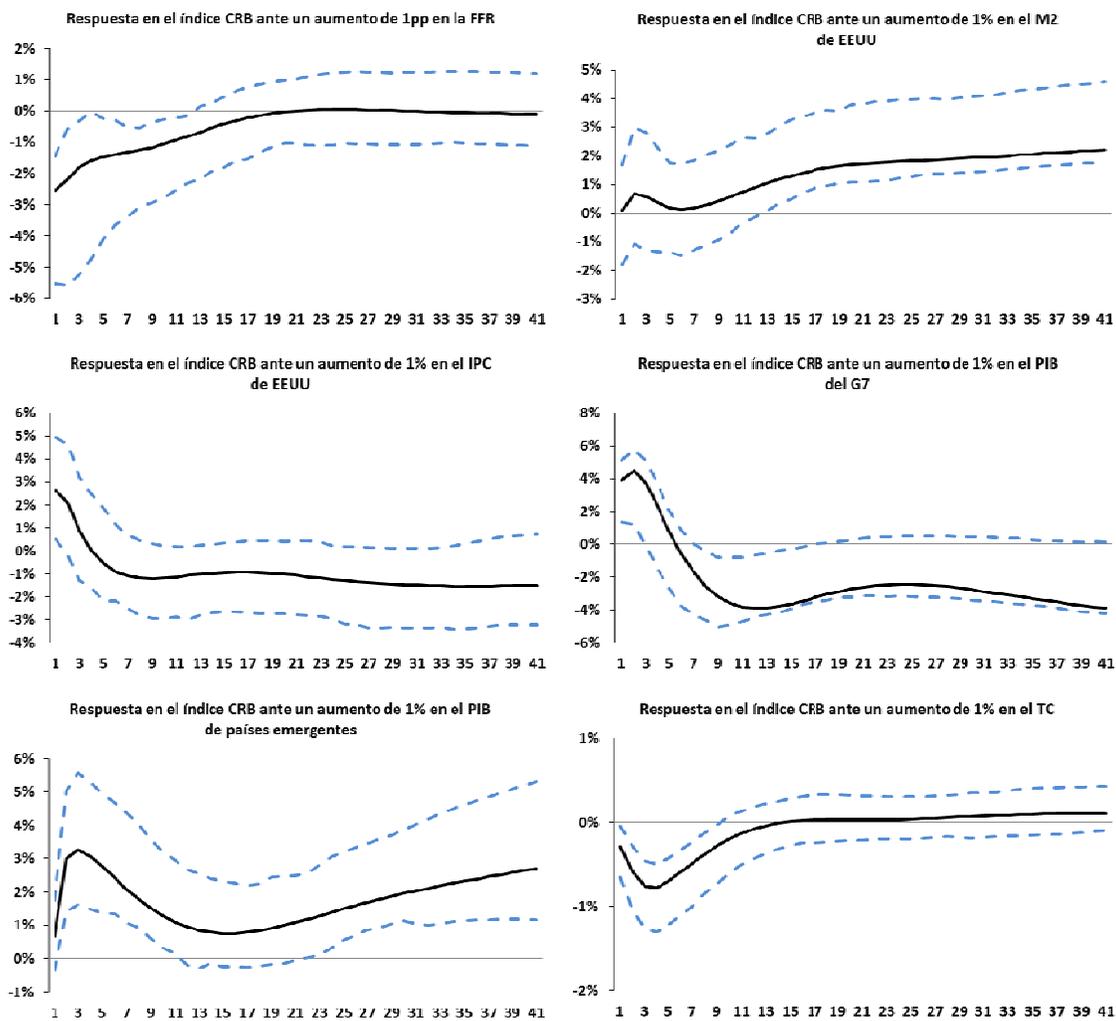
Por su parte, un aumento del PIB de los países del G7 genera un incremento de los precios de 4%, esta respuesta se fortalece en el segundo trimestre y posteriormente pierde su significancia. Un incremento de 1% en el PIB de países emergentes genera un aumento en los precios que asciende a 3,2% en el tercer trimestre.

⁹ En algunos casos se introdujeron variables de intervención estacionales.

¹⁰ En promedio para la muestra de estas estimaciones 1 pp es un choque de 17% en la tasa de interés.

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, adicionalmente 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 lentamente. En el segundo caso, se encuentra una respuesta positiva e instantánea ante aumentos del IPC (2,7%), dicha respuesta se diluye rápidamente.

Gráfica 1: Impulsos Respuesta del Índice Agregado de Precios

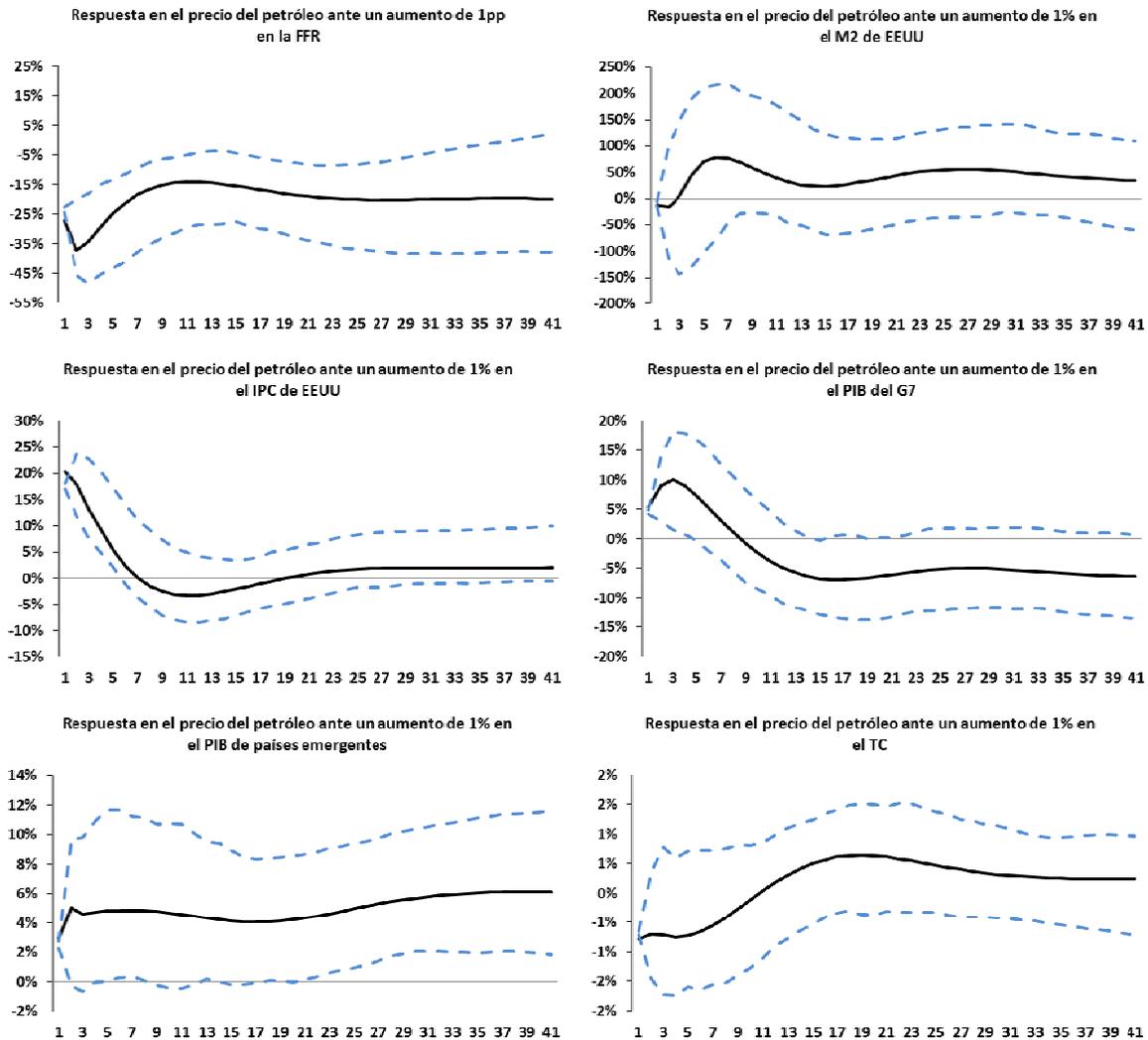


En el gráfico 2 se observan las respuestas del precio del petróleo ante incrementos en cada variable, de acuerdo con la estimación, el efecto de un choque en la tasa de interés es negativo y significativo, mientras que un aumento de M2 genera una respuesta positiva pero no significativa. El efecto de 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 un carácter permanente. El efecto de un aumento en el IPC también es diferente a lo observado en el

resto de 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.

La respuesta de los *commodities* agrícolas se puede observar en los siguientes 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 1pp en la tasa de interés de la reserva federal genera una caída instantánea del precio internacional del maíz de 9% que se fortalece en el segundo trimestre y se diluye luego del primer año. En el mismo sentido, un aumento en la cantidad de dinero de 1% conlleva un aumento de los precios de 4% que es estadísticamente distinto de cero.

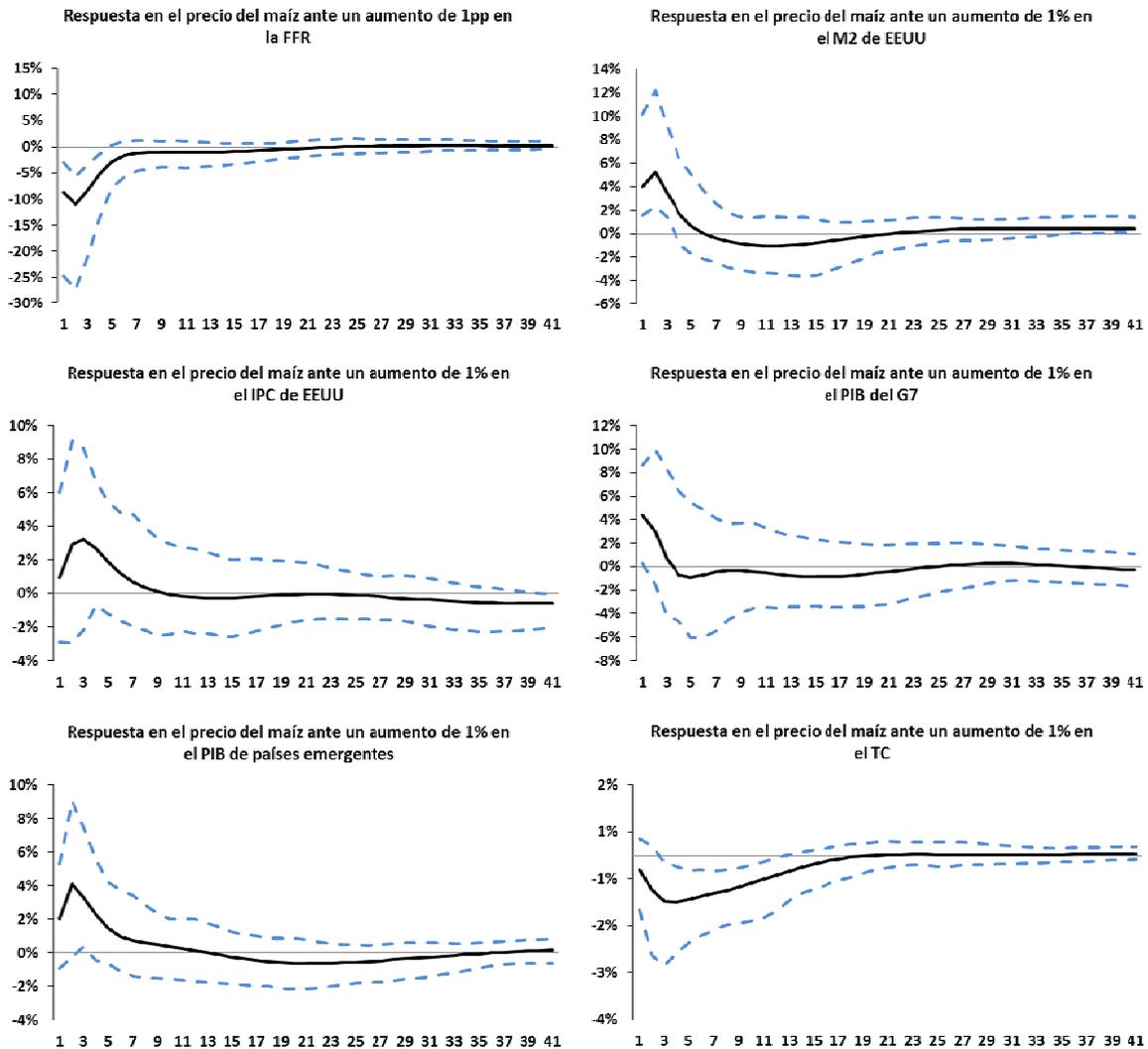
Gráfica 2: Impulsos Respuesta Petróleo



Adicionalmente, 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 periodo 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 posteriormente alrededor del tercer trimestre.

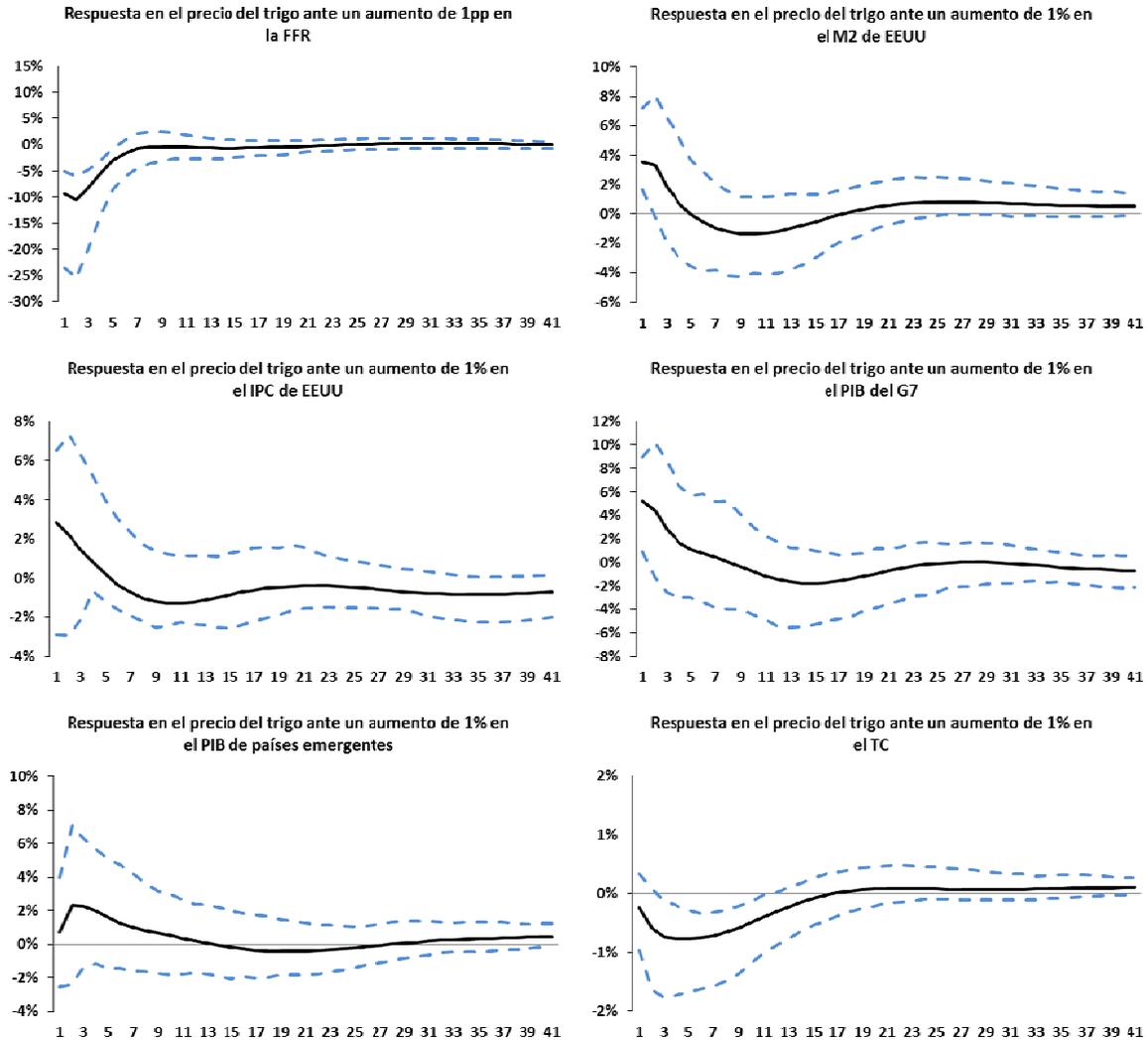
En cuanto al IPC de Estados Unidos, la estimación indica que un aumento de 1% no genera una reacción estadísticamente significativa en el precio internacional del maíz, aunque durante los primeros dos años el signo de la respuesta es el esperado, luego se revierte. Por último, un incremento de 1% en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

Grafica 3: Impulsos Respuesta para el Maíz



Los resultados para el ejercicio con el precio del trigo son muy similares al anterior (ver gráfica 4). En todos los casos los signos son los esperados y la significancia 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 variables tiene los mismos signos y magnitudes que en el caso del maíz.

Grafica 4: Impulsos Respuesta Trigo



El gráfico 5 muestra los resultados del modelo para el precio de la soya. De acuerdo con estos un aumento de 1pp 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.

El 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 sexto trimestres, esta respuesta superior al observado 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 contraccionarios en la tasa de interés. Por otro lado, la respuesta de este precio a incrementos en M2 es positiva, aunque desde el siguiente periodo deja de ser significativa.

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

Grafica 5: Impulsos Respuesta Soya

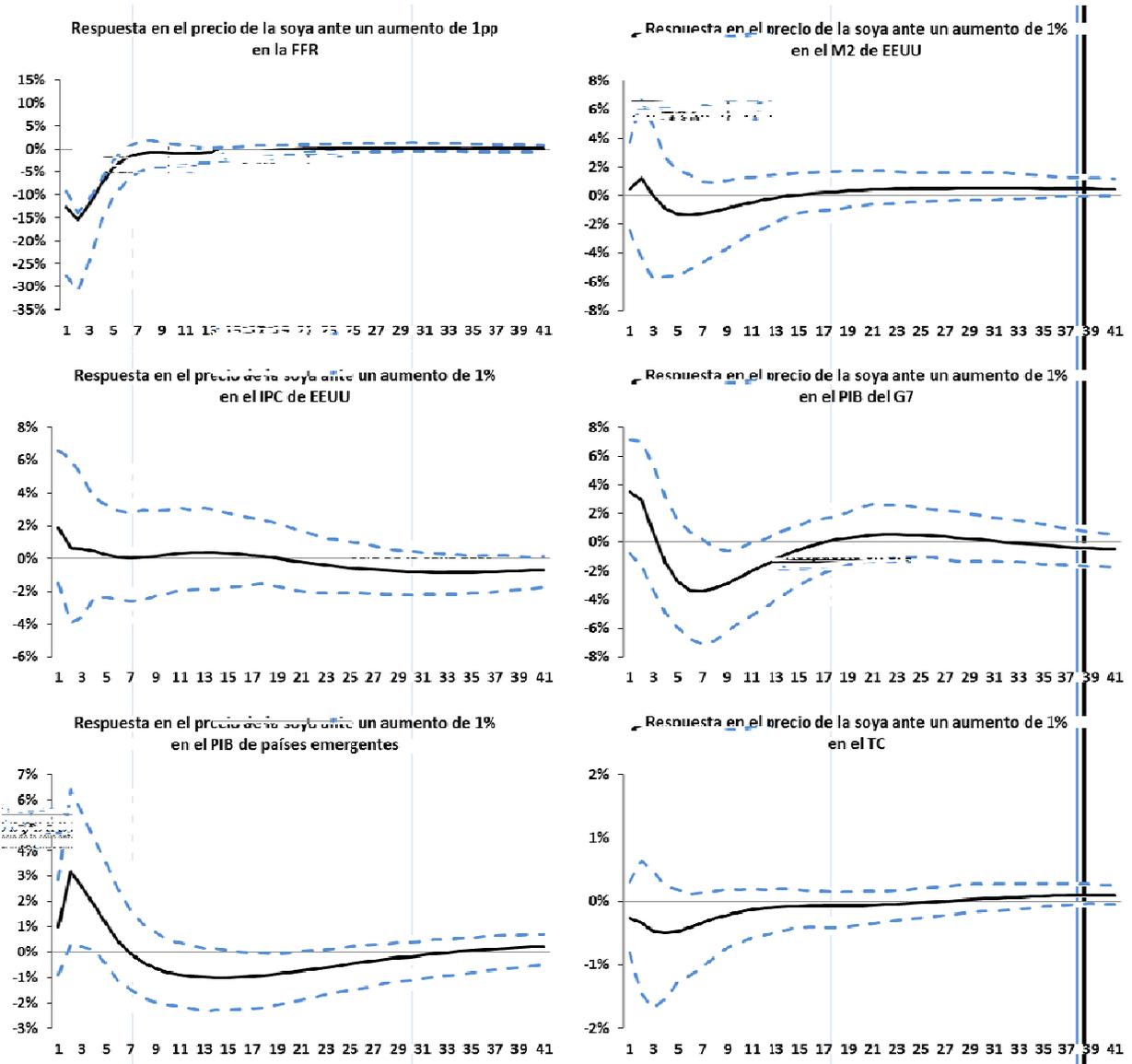
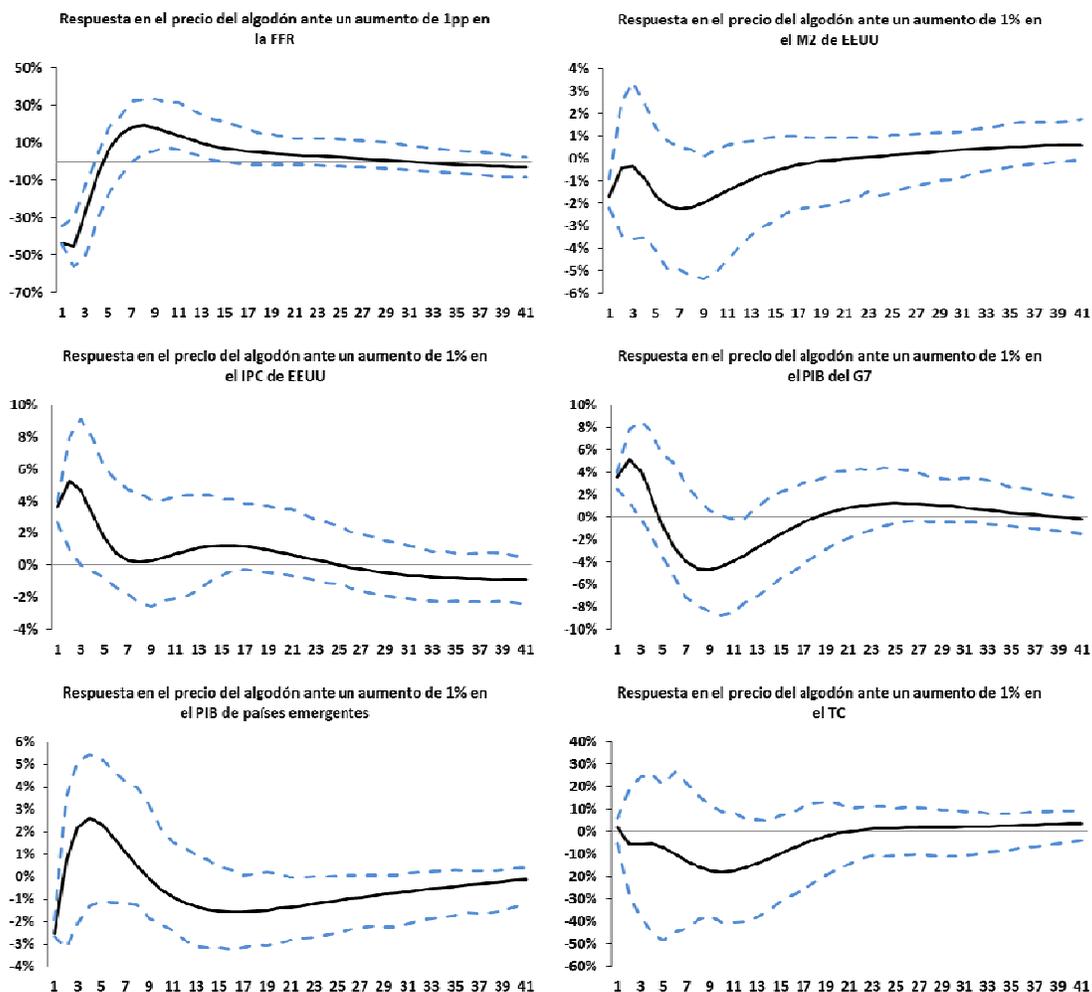


Gráfico 6: Impulsos Respuesta Algodón

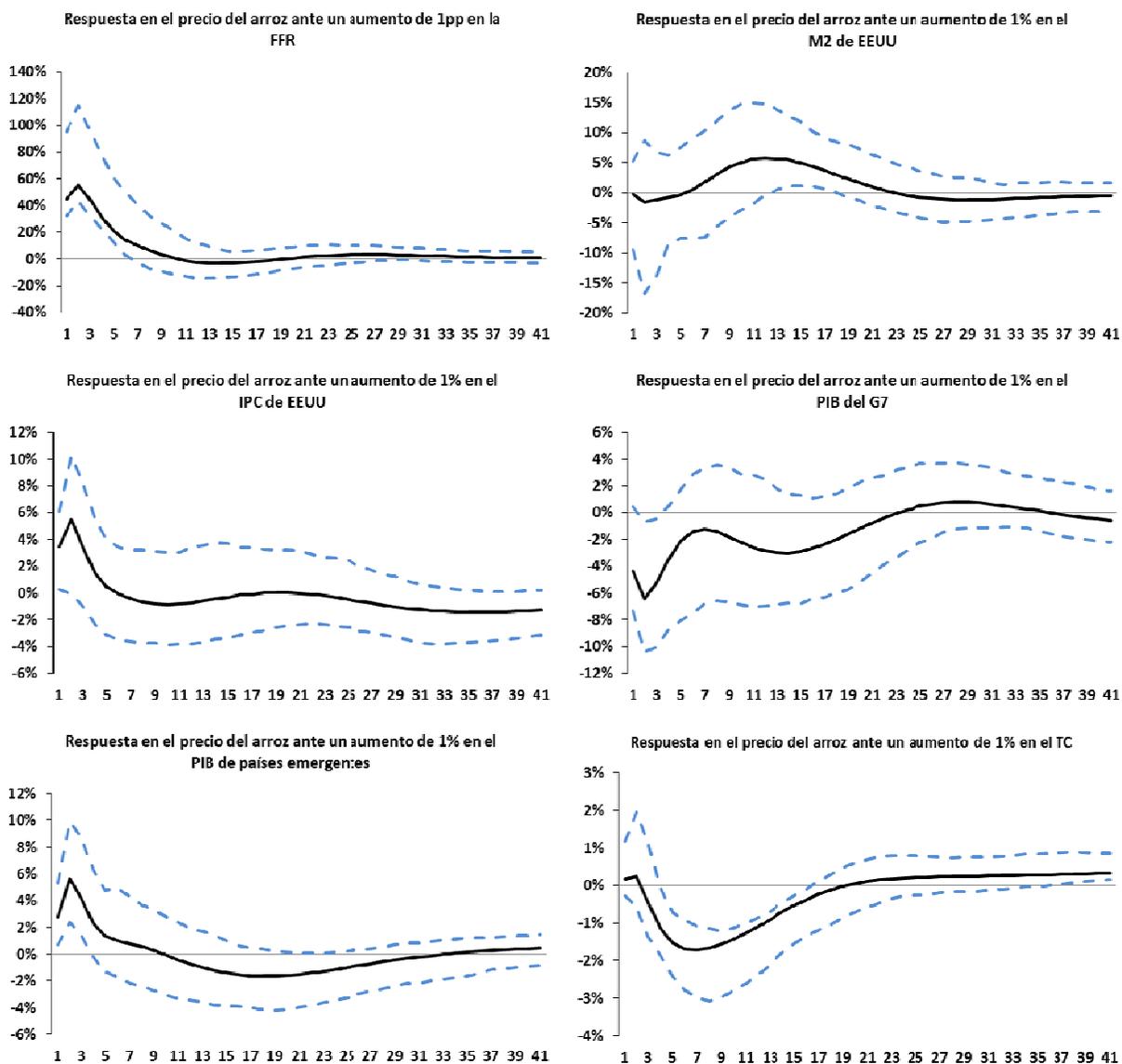


En el gráfico 7 se observan los resultados de choques en los determinantes sobre el precio del arroz. En este caso, se observa una fuerte respuesta positiva del precio a choques de política monetaria y una respuesta no significativa a choques en la demanda por dinero.

Adicionalmente, se observan respuestas pequeñas de corto plazo a choques en el PIB de emergentes y en el IPC. En contraste con los otros commodities se encuentra una respuesta

negativa al PIB del G7. Finalmente, la respuesta a choques en la tasa de cambio es significativa y tiene el signo esperado.

Gráfico 7: Impulsos Respuesta Arroz



Adicionalmente, 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, con excepción de la tasa de interés, la cual no es significativa, lo que a su vez es un resultado esperado pues existe un problema de identificación de la política monetaria. 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 sobre-identificación de los modelos apoyan la estructura impuesta para identificar un choque de política monetaria en los datos.

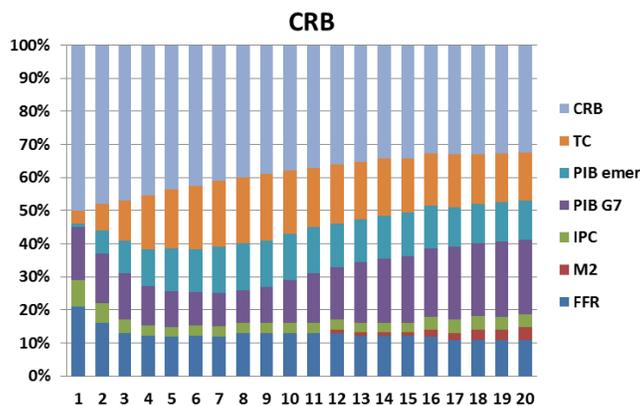
4.2 Descomposición de varianza

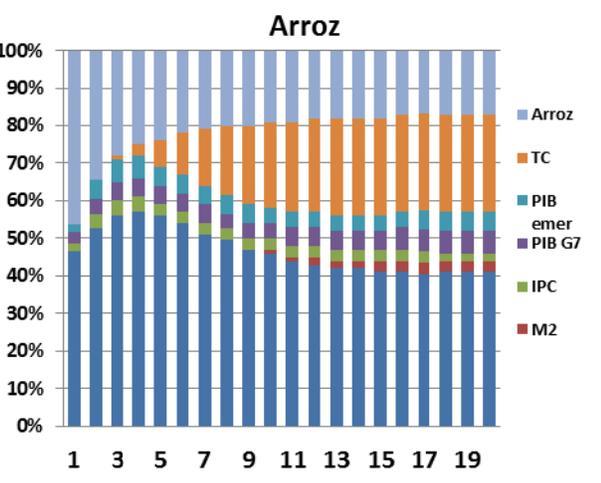
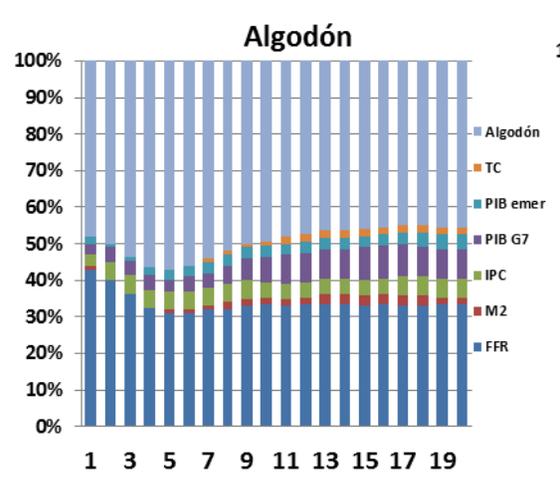
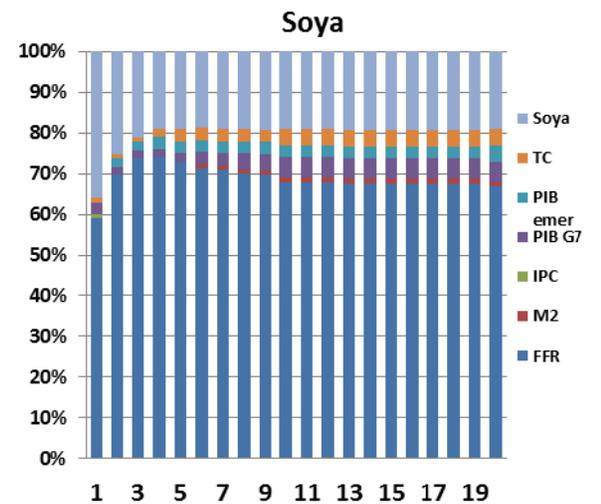
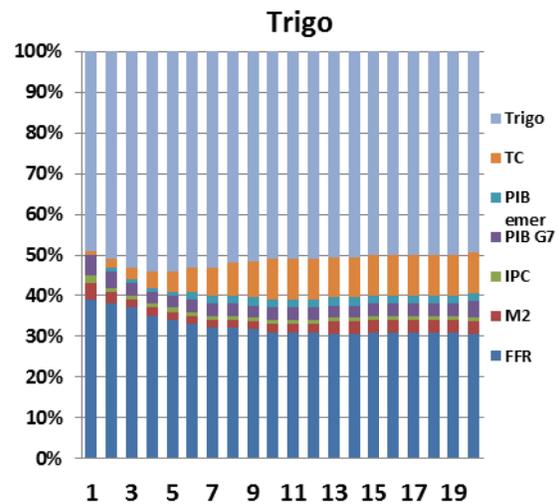
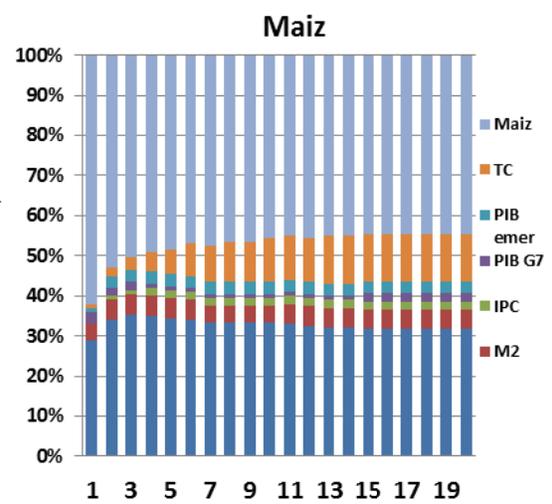
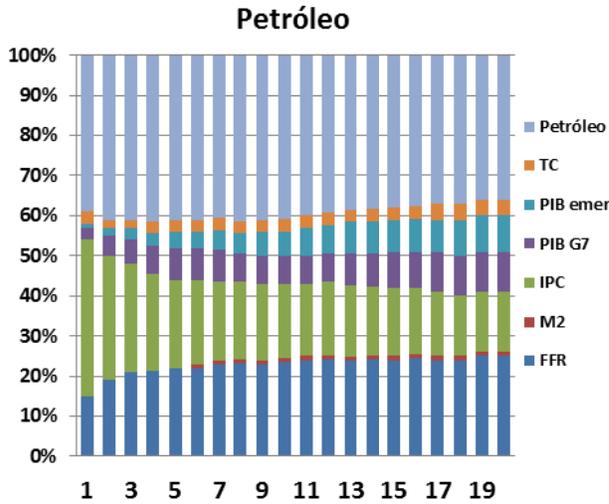
En esta sección se describen los resultados de la descomposición de varianza del error de pronóstico 20 pasos adelante. Los resultados indican la proporción de la varianza del error de pronóstico de las variables del sistema que es explicada por cada choque estructural en el vector de residuales. Para el modelo del índice agregado de commodities, se encuentra que en los primeros periodos el componente autorregresivo es muy importante en la variabilidad del error de pronóstico y explica un 50% de la misma, le sigue en relevancia la tasa de interés de la reserva federal (21%), el PIB de los países del G7 (16%), el IPC de EEUU (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 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 teniendo un bajo porcentaje en la descomposición (2% y 4% para el IPC y el M2 de EEUU respectivamente).

Finalmente, para el resto de 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.

Gráfica 6: Descomposición de varianza del error de pronóstico.





5. Conclusiones

En este documento 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 tomamos la política monetaria, el PIB de economías avanzadas y emergentes y la tasa de cambio de Estados Unidos.

De acuerdo con las estimaciones encontramos que para todos los precios excepto para el algodón se encuentra 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) y Anzuini et al (2010)), sin embargo para el resto de precios dicha elasticidad es significativamente superior. Choques al IPC de 1% generan aumentos de los precios 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 rápidamente.

Los resultados asociados al PIB de economías emergente 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 entre 0.5% y 2% que son estadísticamente significativas excepto en los casos del precio del algodón y la soya.

En cuanto a los resultados de la descomposición de la varianza, cabe resaltar que para el índice de precios CRB, los choques estructurales asociados a la política monetario explican alrededor del 20% de la varianza del error hacia el final del periodo de pronóstico 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 precios el componente autorregresivo y la política monetaria ganan relevancia. También se resalta la importancia del IPC en el caso del precio del petróleo y la tasa de cambio para el maíz y la soya.

6. Referencias bibliográficas

- Akram, Q. F. (2009). “Commodity prices, interest rates and the dollar”. *Energy Economics*, 31(6):838–851.
- Amisano, G. and Giannini C. (1997) *Topics in Structural VAR Econometrics*. Springer-Verlag, Berlin. 2nd edition.
- Anzuini, A., M. Lombardi y P. Pagano. (2010). “The impact of monetary policy shocks on commodity prices” Working paper series # 1232, European Central Bank.
- Arango, L. E., Arias, F., and Flórez, L. A. (2008). Trends, fluctuations, and determinants of commodity prices. Borradores de Economía 521, Banco de la República de Colombia.
- Arteaga, C., J. Granados y J. Ojeda. (2011). “The Effect of Monetary Policy on Commodity Prices: Disentangling the Evidence for Individual Prices,” Borradores de Economía # 685, Banco de la República.
- Bastourre, D., J. Carrera y J. Ibarlucia. (2010). “Precios de los Commodities: Factores Estructurales, Mercados Financieros y Dinámica No-Lineal,” Estudios BCRA #6, Banco Central de la República de Argentina.
- Borensztein, E. and Reinhart, C. (1994). “The macroeconomic determinants of commodity prices,” IMF Working Papers 94/9, International Monetary Fund.
- Browne, F. and Cronin, D. (2010). “Commodity prices, money and inflation”. *Journal of Economics and Business*, 62(4):331 – 345.
- Dornbusch, R. (1976). “Expectations and exchange rate dynamics”. *Journal of Political Economy*, 84(6):1161–76.
- FAO (2009). “The state of agricultural commodity markets: High food prices and the food crisis – experiences and lessons learned”
- Flórez, L. A. (2010). “Monetary policy and commodity prices: an endogenous analysis using a SVAR approach.” Borradores de Economía 610, Banco de la República de Colombia.
- Frankel, J. A. (1985a). “Commodity prices and money: Lessons from international finance,” *American Journal of Agricultural Economics*, 66(5):560–566.

Frankel, J. A. (1985b). "Expectations and commodity price dynamics: The overshooting model," *American Agricultural Economics Association*, 68(2):344–348.

Frankel, J. A. (2006). "The effect of monetary policy on real commodity prices", NBER Working Papers 12713, National Bureau of Economic Research, Inc.

Hall, P. (1992). "The Bootstrap and Edgeworth Expansion." Springer. Nueva York.

Hamilton, J.D. (2009). "Understanding Crude Oil Prices," *Energy Journal*, 30, pp. 179-206

Kim, S. (1999), "Do monetary policy shocks matter in the G-7 countries? Using common identifying assumptions about monetary policy across countries". *Journal of International Economics*, 48, pp. 387 -412.

Kim, S. (2003). "Monetary policy, foreign exchange intervention, and the exchange rate in a unifying framework," *Journal of International Economics*, V. 60, pp. 355- 386.

Lombardi, M., Osbat, C., and Schnatz, B. (2010). *Global Commodity Cycles and Linkages a Favarr Approach*. Working Paper Series 1170, European Central Bank.

Lutkepohl, H. (2005). "New Introduction to Multiple Time Series Analysis". Springer.

Sims, C.A., 1986. Are forecasting models usable for policy analysis. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review* Winter, 2–16.

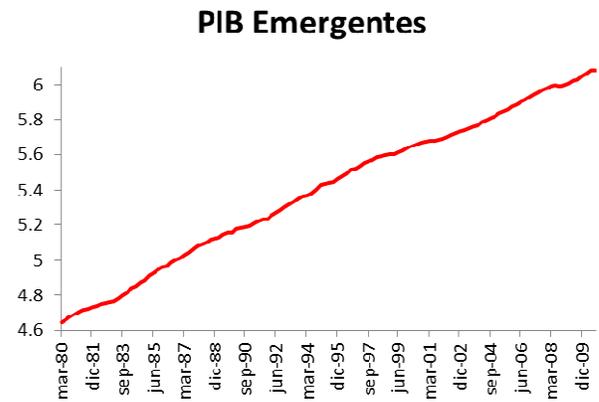
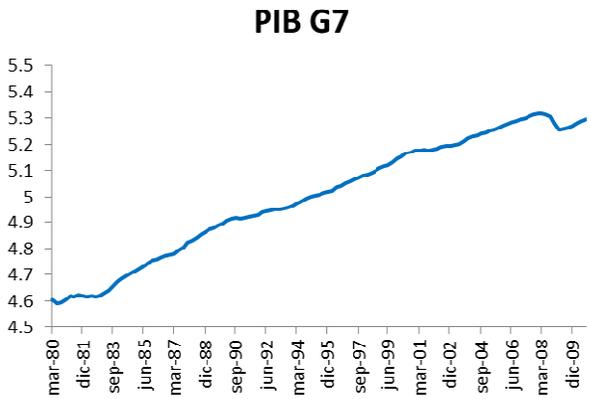
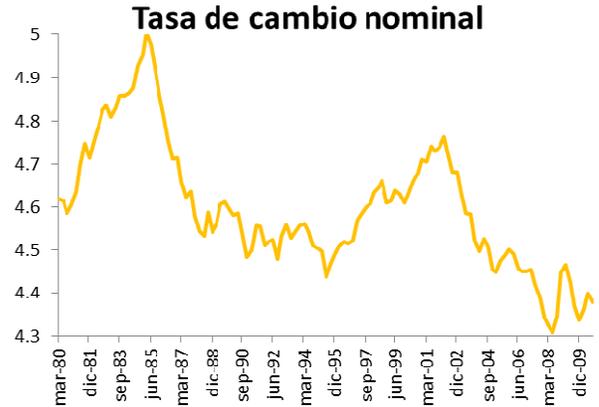
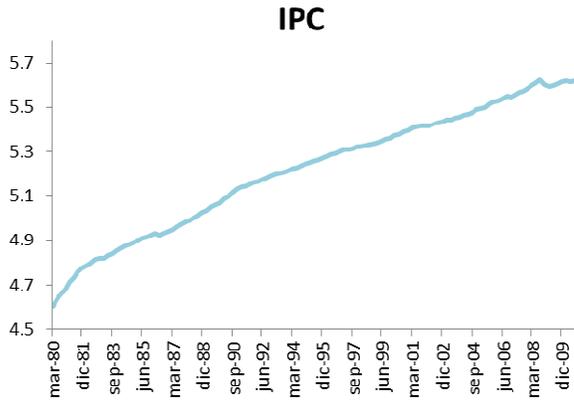
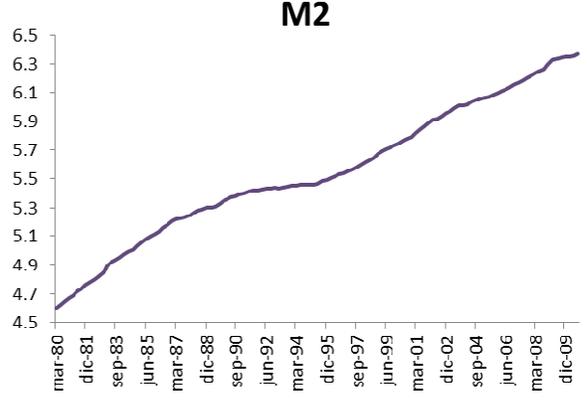
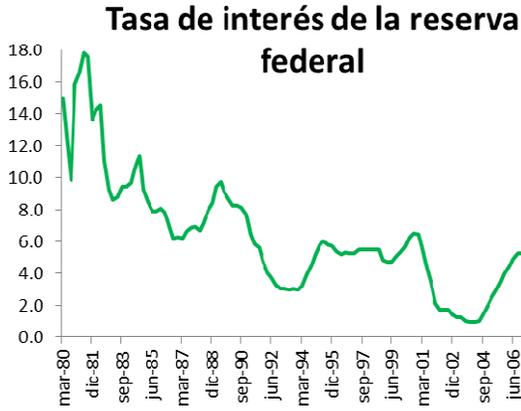
Sims, C.A., (1992), *Interpreting the macroeconomic time series facts*, *European Economic Review*, 36, 975-1011.

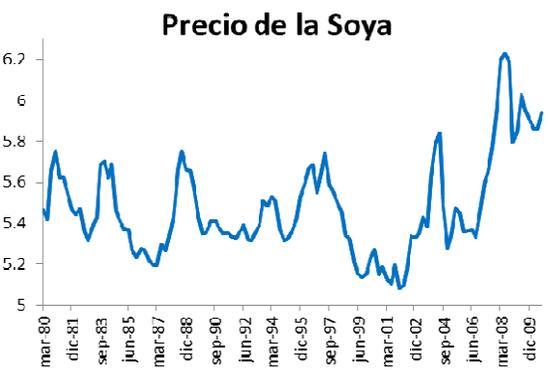
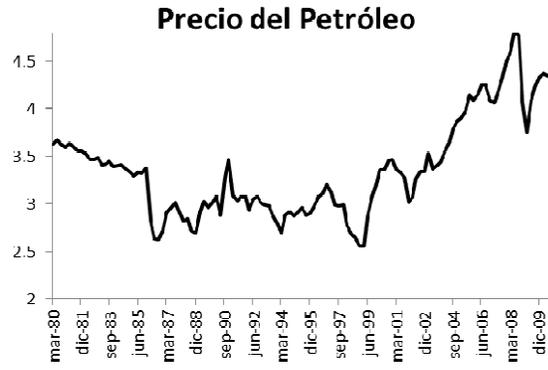
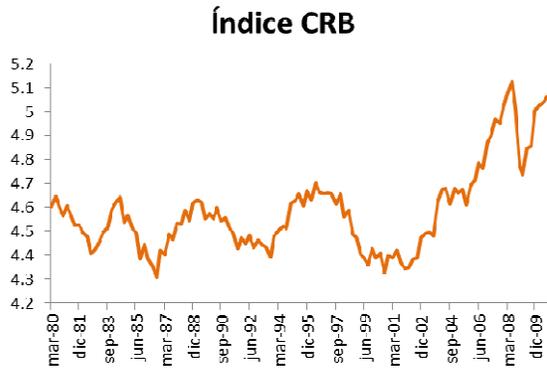
Prebisch, R. (1950). *The Economic Development of Latin America and Its Principal Problems*. United Nations.

Reicher, C. y Utlaut, J. 2011. "The effect of inflation on real commodity prices," *Kiel Working Papers* 1704, Kiel Institute for the World Economy.

APENDICE A. Datos utilizados

Gráfico A1. Series utilizadas en las estimaciones





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

APENDICE B. Pruebas estadísticas

Esta sección del documento 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
Indice 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

Tabla 2. Criterios de información

Criterios de información para la selección de rezagos					
Modelos SVAR	FPE	AIC	SC	HQ	Rezagos escogidos
Maíz	2	10	1	2	2
Petróleo	8	10	1	2	2
Indice 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

Tabla 3. Pruebas de cointegración sobre los modelos estimados

Test de la traza de Johansen							
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
Indice 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

Tabla 4. Pruebas de autocorrelación sobre los residuales

Test de Pormanteau con 16 rezagos		
Modelo	Estadístico	Valor P
Maíz	674.1	0.62
Petróleo	725.7	0.14
Indice 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

APENDICE C. Prueba de restricciones estructurales

La estructura de corto plazo (10) a partir de la cual se identificó un choque de política monetaria en las estimaciones del SVAR (9), es un modelo sobre-identificado. Lo anterior implica que se restringieron ciertas correlaciones contemporáneas entre las variables a cero aún cuando el sistema de ecuaciones permitiría el cálculo de algunos de estos coeficientes.

En este sentido, se debe realizar un test de razón de verosimilitud, que permita concluir, en términos de las observaciones, las estimaciones condicionadas más probables de los parámetros, no sean muy distintas de las impuestas con base 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:

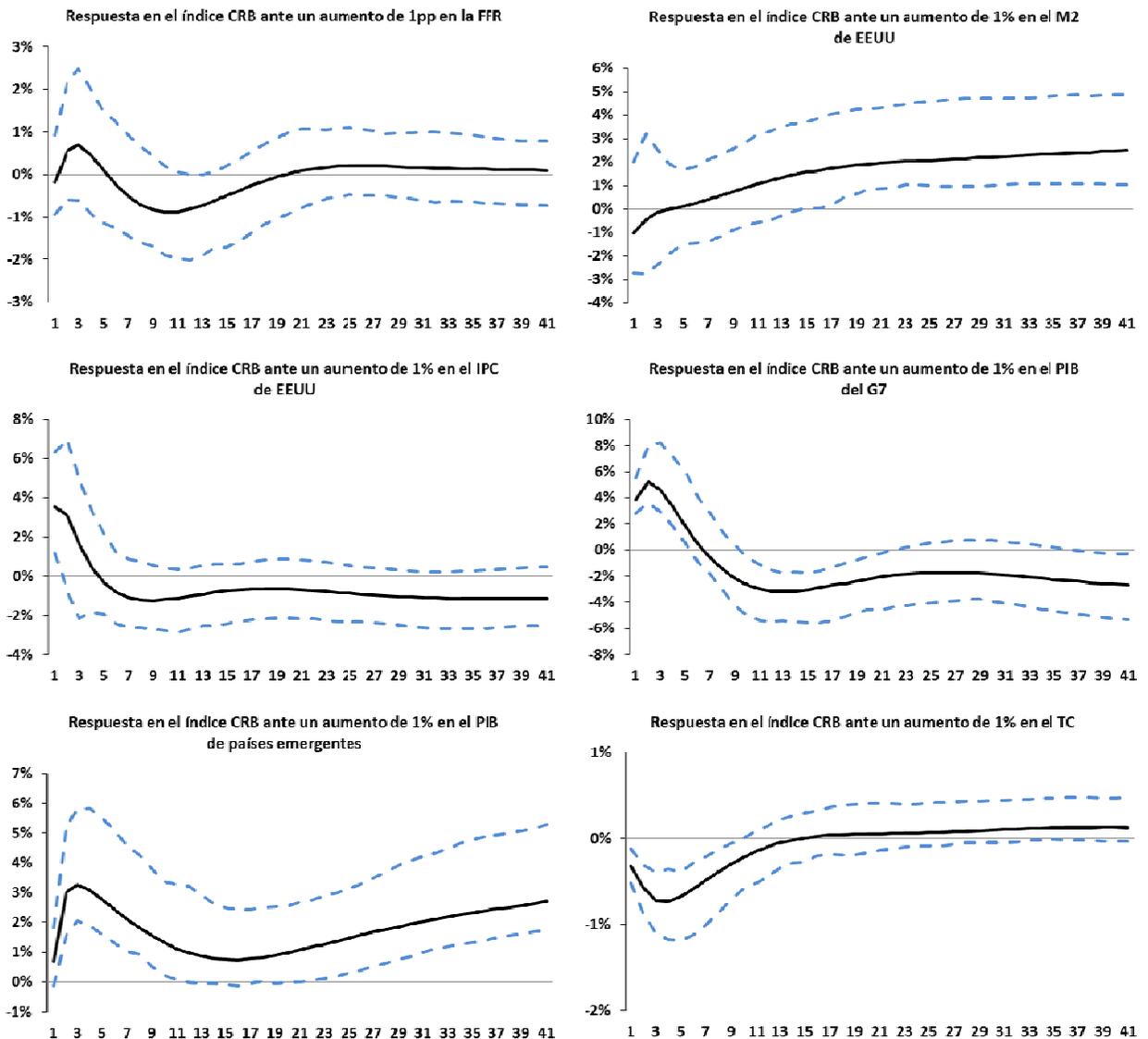
$$LR = T(\log(\det(\tilde{\Sigma}_u^r)) - \log(\det(\tilde{\Sigma}_u)))$$

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 lo tanto $\Sigma_u = A^{-1}BB'A^{-1}$.

APENDICE C. 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:

Gráfica 7: Funciones de impulso respuesta ortogonales para el índice de precios de commodities (Estimación en forma reducida)



Gráfica 8: Descomposición de varianza del error de pronóstico para la estimación en forma reducida.

