




DOCUMENTO DE TRABAJO
N.º 006 | 2016

Efecto de cambios de precio en materias primas sobre los precios domésticos en Costa Rica, ¿influye el nivel de competencia en los mercados?

Cristian Álvarez Corrales
Manfred Esquivel Monge

Fotografía de portada: "Presentes", conjunto escultórico en bronce, año 1983, del artista costarricense Fernando Calvo Sánchez. Colección del Banco Central de Costa Rica.



Efecto de cambios de precio en materias primas sobre los precios domésticos en Costa Rica, ¿influye el nivel de competencia en los mercados?

Cristian Álvarez Corrales*, Manfred Esquivel Monge†

Las ideas expresadas en este documento son de los autores y no necesariamente representan las del Banco Central de Costa Rica.

Resumen

El documento analiza el traspaso de precios de materias primas a precios domésticos en Costa Rica tanto a nivel macroeconómico como microeconómico. Se estudia si el traspaso se ha modificado a lo largo de los últimos 40 años. Además se estudia si difiere entre incrementos y disminuciones de precio de materias primas (asimetrías de signo); si su magnitud proporcional difiere según el tamaño de los choques de precio (asimetrías de magnitud) y si la volatilidad de precios de materias primas condiciona la magnitud o las asimetrías del traspaso. Finalmente, para aquellos productos donde se encuentra asimetrías de signo, se analiza si esto depende de la estructura de organización industrial. Se utilizan modelos VAR y estructurales de rezagos distribuidos. Esto en contraposición a la literatura tradicional en este tipo de análisis que emplea modelos VAR censurados pues estos últimos generan estimaciones del traspaso asintóticamente sesgadas. Se encuentra que el traspaso de variaciones de precio de materias primas a precios domésticos se ha fortalecido en magnitud y significancia estadística a lo largo del tiempo. Antes de los noventas el traspaso era débil y estadísticamente no significativo, pero a partir de la primera mitad de esa década se halla evidencia de un incremento importante.

Para variaciones moderadas de precio de materias prima (menos de cuatro desviaciones estándar), la magnitud de la respuesta de los precios locales a choques positivos y negativos no difiere estadísticamente. Solo cuando las variaciones de precio de materias primas son grandes (en el orden de 10 desviaciones estándar) existe una diferencia significativa. Siendo el caso que, contrario a la creencia popular, la respuesta a variaciones negativas es de mayor magnitud. La volatilidad del precio de las materias primas no condiciona esta conclusión, es decir, la asimetría de signo es estadísticamente igual en periodos de alta y baja volatilidad.

A nivel microeconómico se encuentra evidencia de asimetría positiva, es decir, traspasos mayores cuando las materias primas suben de precio, en algunas industrias asociadas especialmente a materias primas como trigo (productos de panadería y pastas), maíz (carne de pollo), hierro, arroz y fertilizantes. Relacionado con esto se encuentra que menores niveles de competencia se asocian con un grado mayor de asimetría. Como implicación de política se recomienda que la autoridad competente en materia de competencia revise a profundidad la estructura de organización industrial y las prácticas comerciales de las empresas dominantes en los mercados donde se encontró evidencia de asimetría positiva en el traspaso en conjunto con alta concentración de participantes oferentes.

Palabras clave: Precio de materias primas, asimetría en traspaso, organización industrial.

Clasificación JEL: E31, C31, L11.

** Departamento de Investigación Económica. alvarezcc@bccr.fi.cr

† Departamento de Investigación Económica. esquivelmm@bccr.fi.cr

Commodity Price Pass-Through to Domestic Prices in Costa Rica, Does the Level of Market Competition Matter?

Cristian Álvarez Corrales[‡], Manfred Esquivel Monge[§]

The ideas expressed in this paper are those of the authors and not necessarily represent the view of the Central Bank of Costa Rica.

Abstract

The paper analyzes the pass-through of commodities prices to domestic prices in Costa Rica at a macroeconomic and microeconomic level. We analyze whether the pass-through has been strengthened or weakened over the last 40 years; whether commodities price increases have bigger effects on domestic prices than decreases (sign asymmetries); whether the magnitude of the pass-through is proportionally bigger as the size of commodities price changes are increased (size asymmetries) and whether commodities price volatility conditions the size or the asymmetries of the pass-through. Finally, for those industries in which price increases have bigger impact on domestic prices than decreases, we analyze whether such asymmetries are exacerbated by a less competitive structure of industrial organization.

We use VAR and structural distributed lags models to deal with the asymptotic bias that emerges when censored VAR models (the traditional approach) are employed to capture asymmetries.

We found that the pass-through of commodities prices to domestic prices has been strengthened in magnitude and statistical significance over time. Before the nineties, the pass-through was weak and statistically not different from zero, but from the first half of that decade there is evidence of a significant increase.

For moderate commodities price changes (4 or less standard deviations), the magnitudes of the responses of domestic prices to positive and negative shocks do not statistically differ. Only when commodities prices are severely shocked (10 standard deviations) we found sign asymmetries in the pass-through which, contrary to popular belief, indicates a bigger response to negative price changes. Commodities price volatility does not condition this conclusion, sign asymmetries are the same in periods of high and low volatility.

At a microeconomic level, we found evidence of positive sign asymmetries in some industries, especially those associated with commodities such as wheat (bakery products and pasta), corn (chicken meat), iron, rice and fertilizers. Related with this finding, we conclude that low degree of market competition is associated with a higher positive asymmetries.

As a policy implication we recommend that the competition authority review in depth the industrial organization structure and business practices of dominant companies of those markets for which we found evidence of positive asymmetries in the pass-through of commodities prices changes together with high degree of concentration of suppliers.

Key words: Commodities prices, asymmetric pass-through, industrial organization.

JEL codes: E31, C31, L11

[‡] Department of Economic Research. Email address. alvarezcc@bccr.fi.cr

[§] Department of Economic Research. Email address. esquivelmm@bccr.fi.cr

Contenido

1. Introducción	6
2. Antecedentes	8
3. Marco conceptual	10
4. Metodología	13
4.1. Estimación de impulsos respuesta en modelos VAR asimétricos.	13
4.2. Pruebas de simetría.	16
4.2.1. Pruebas de simetría sobre parámetros	17
4.2.2. Pruebas de simetría sobre impulsos respuesta.	17
4.3. Corrección por volatilidad.	18
4.4. Datos.	19
5. Resultados	21
5.1. Traspaso a nivel macro, datos agregados.	21
5.1.1. Evaluación de propiedades estacionarias	21
5.1.2. Estabilidad de la relación entre precios domésticos y precios de materias primas.	23
5.1.3. Causalidad en el sentido de Granger.	26
5.1.4. Pruebas de asimetría.	27
5.1.5. Traspaso de precios de materias primas a IPC.	29
5.2. Traspaso a nivel macro corrigiendo por volatilidad.	33
5.3. Traspaso a nivel micro, datos desagregados por materia prima.	37
5.3.1. Pruebas de simetría en los impulsos respuesta.	37
6. Conclusiones	48
7. Bibliografía.	49
8. Anexos	51
8.1. Anexo A.	51
8.2. Anexo B.	52
8.3. Anexo C.	54
8.4. Anexo D.	60

1. Introducción

Los precios de las materias primas podrían contener información adelantada sobre la evolución de la inflación. Varias son las razones. En primer término los precios de las materias primas son parte de los costos de producción de las empresas, así que los choques sobre estos deberían impactar, vía la cadena de producción, a los precios de los bienes de consumo.

Por un lado es sabido que los precios con los que se construyen los indicadores de inflación tienden a mostrar rigideces debidas a las características de los contratos laborales y al costo que implica el cambio de precios (costos de menú), mientras que los mercados de materia prima por lo general son más flexibles y competitivos (muchos se fijan en subastas). Así que los precios de las materias primas usualmente reflejan de manera adelantada cambios en las condiciones de oferta y demanda que luego terminan manifestándose en indicadores agregados de inflación.

En segundo término, tal y como señalan Cutley, Chan y Li (2005), algunas materias primas como el oro han sido tradicionalmente usadas como cobertura contra choques inflacionarios, así que un incremento en la expectativa de inflación se asociaría con un repunte en el precio de materias primas y señalaría presión inflacionaria de forma adelantada especialmente en países con mercados financieros desarrollados.

La porción de los choques sobre el precio de las materias primas que termina transmitiéndose a precios finales (el traspaso de precios) depende, entre otros factores, de la expectativa de los agentes económicos respecto a la respuesta de la autoridad monetaria a esos choques. Si se espera una reacción fuerte y rápida de la autoridad monetaria a un choque al alza de materias primas, el traspaso de precios posiblemente será reducido). El traspaso puede también depender del momento del ciclo económico, de si el país es productor de esa materia prima, y del efecto del cambio de precio en la materia prima sobre el tipo de cambio, entre otros factores.

El traspaso de precios de materias primas parece haber declinado a partir de mitad de los años 80 en la economía estadounidense [ver Blomberg y Harris (1995) y Forlong e Ingenito (1996)]. Los autores atribuyen esta baja a razones como una reducción en la intensidad con que la producción estadounidense utiliza materias primas, cambios en la forma en que la Reserva Federal responde a choques sobre los precios de las materias primas y un uso menos intensivo de las materias primas como cobertura contra inflación debido al desarrollo de instrumentos financieros más aptos para tal fin.

Debe mencionarse además que las materias primas también son propensas a choques idiosincráticos que podrían distorsionar la relación entre sus precios y la inflación dificultando así la cuantificación de la relación entre esas series temporales. Por ejemplo, choques climáticos adversos podrían afectar proporcionalmente más el precio de algunas materias primas agrícolas que el nivel de precios general. Esto evidentemente afectaría la relación entre el nivel de precios de esas materias primas y el de los precios a nivel general.

En Costa Rica existen una serie de razones por las cuales en principio es esperable un traspaso reducido y efectos asimétricos. En primer término, la economía costarricense es una economía pequeña y tomadora de precios en los mercados de materias primas *spot* y

de coberturas, por lo que un incremento las expectativas de inflación y un supuesto refugio en materias primas de parte de agentes costarricense no tendría efecto alguno sobre el precio de aquellas.

En segundo lugar, el peso del grupo de bebidas y alimentos en índice de precios al consumidor en Costa Rica (21%) es menor al que tiene ese grupo en China Continental, donde tal grupo da cuenta de casi el 50% de la ponderación del indicador.

Por otra parte, la importancia de la manufactura en la economía costarricense es inferior a la de China Continental, además de que la matriz energética costarricense es poco dependiente de hidrocarburos en comparación con la de China. De manera que los choques en el precio de la energía y los metales no deberían impactar tanto los costos de producción y por ende los precios finales.

Finalmente, debido a que algunas industrias de la economía costarricense que son intensivas en el uso de materias primas tienen un esquema de organización industrial poco competitivo, es esperable un efecto traspaso asimétrico en donde sus precios reflejen con mayor facilidad choques en las materias al alza que a la baja.

En Garner (1995) y Blomberg y Harris (1995) se documenta un deterioro en el poder predictivo del precio de las materias primas sobre la inflación en la economía estadounidense a partir de la segunda mitad de los 80. Si un fenómeno similar se comprobara para los precios de ciertas industrias en Costa Rica que son intensivas en el uso de ciertas materias primas, la explicación podría estar en una evolución de la organización industrial de esas industrias hacia esquemas menos competitivos.

Conocer la magnitud del traspaso de precios de materias primas a nivel microeconómico (de producto o de industria) resulta relevante pues permitiría identificar aquellas industrias en las que la estructura de organización industrial podría estar provocando asimetrías en ese efecto. En caso de que tales asimetrías fuesen provocadas por estructuras monopolísticas, el mecanismo de precios de mercado estaría conduciendo a resultados sub óptimos en la asignación de recursos y por tanto podría haber espacio para políticas que subsanen esas imperfecciones.

El presente documento persigue cuantificar el traspaso de precios de materias primas a nivel macroeconómico y microeconómico para el caso de Costa Rica e investigar si existe evidencia de asimetría en ese efecto en algunas industrias. Además, para las industrias en las que se determine la existencia de efectos asimétricos, analizar la estructura de organización industrial con el objeto de verificar si la falta de competencia está dentro de las razones que pueden explicar esa asimetría. Para esto el documento se organiza de la siguiente forma, luego de este apartado introductorio, la Sección 2 describe los antecedentes bibliográficos más relevantes sobre el tema y la evolución en las metodologías empleadas para su análisis. Posteriormente, en la Sección 3 se describe el marco conceptual que inspira la aproximación metodológica empleada para responder a las preguntas de investigación. A continuación, la Sección 4 describe los más importantes aspectos metodológicos (información y métodos econométricos) empleados en el estudio. En la Sección 5 se exponen los principales resultados del estudio. Finalmente, en la Sección 6 se esbozan las principales conclusiones.

2. Antecedentes

La relación entre el precio internacional del petróleo y la producción de las economías no es estable a lo largo del tiempo. La literatura señala que esto podría deberse a que el proceso generador de datos es no lineal y que las herramientas usualmente utilizadas para analizarla no lo consideran así, o bien que consideran de forma errónea. Si bien el estudio del impacto de las variaciones del precio internacional de las materias primas sobre variables domésticas se ha desarrollado mayoritariamente alrededor del efecto sobre variables reales como PIB o desempleo, los avances logrados en las metodologías empleadas pueden extenderse al estudio del efecto sobre otras variables.

La posible asimetría del impacto de las variaciones de precio internacional de las materias primas sobre variables domésticas ha sido ampliamente estudiada. Los trabajos iniciales intentaron analizar este tema estudiando el impacto de la volatilidad del precio de materias primas, especialmente energéticas, sobre variables reales de la economía.

Uno de los primeros trabajos que, utilizando datos que incluían las caídas de precio del petróleo de 1980-86¹, analiza el tema de la asimetría en el efecto de cambios de precio de materias primas es Mork (1989). El autor concluye que el impacto del precio del petróleo sobre el crecimiento del PIB no necesariamente es simétrico en el signo de los choques. Para esto provee evidencia con una especificación VAR asimétrica que incluye solo incrementos en el precio del petróleo. Con esta metodología el autor obtiene resultados más apegados a los datos observados que los obtenidos hasta entonces mediante modelos VAR simétricos. Debido a esto, los modelos VAR asimétricos fueron ampliamente utilizados para capturar la regularidad empírica observada de que los incrementos en el precio de los hidrocarburos tienen mayor efecto sobre el crecimiento del PIB que las disminuciones [ver por ejemplo Bernanke, Gertler y Watson (1997)].

Varios autores han propuesto modificaciones a la propuesta original de Mork (1989). Por ejemplo, en vista de que las no linealidades, además de estar asociadas al signo de los choques sobre el precio de las materias primas, también podrían estarlo al nivel de volatilidad de los precios de esas materias primas, Lee, Ni y Ratti (1995) proponen una forma de modelar este tipo de asimetrías. Según la propuesta de estos autores, los choques a los precios se generan reescalando las series de precio originales por un indicador de volatilidad obtenido a partir del ajuste de un modelo GARCH (p,q) a esa serie. La intuición es que las variaciones de precio real de las materias primas tendrán menor efecto sobre la producción si la variancia condicional es grande puesto que en tal caso esas variaciones serán percibidas como temporales. Los autores concluyen que los choques no esperados sobre precios del petróleo tienen un mayor impacto sobre variables reales de la economía (PIB y desempleo) cuanto más estable hayan sido recientemente esos precios en el periodo previo al choque. Además hallan que solo los choques positivos (reescalados) tienen efecto un estadísticamente significativo.

Otra modificación a la propuesta de Mork (1989) es la de Hamilton (1996, 2003), quien propone que son los incrementos netos de precio de petróleo los que afectan a la

¹ Previo a estas bajas las series de precios de materias primas energéticas mostraban muy pocas variaciones negativas.

producción real. Estos incrementos netos el autor los define como $\bar{\pi}_t^e = \max(0, P)$, donde $P = \log(\pi_t^e) - \max[\log(\pi_{t-1}^e), \log(\pi_{t-2}^e), \dots, \log(\pi_{t-12}^e)]$ y π_t^e corresponde al nivel del índice de precios efectivo en el periodo t . Note como en el fondo esta medida simplemente hace la distinción entre incrementos de precio que marcan nuevos máximos en relación con la historia de los 12 meses más recientes. El autor concluye que incrementos en el precio del petróleo son más importantes que los decrementos y que, cuando los incrementos son solo correcciones de disminuciones recientes, estos tienen menos poder predictivo. Este enfoque ha sido reproducido también por Lee, Ni y Ratti (2002).

Si bien en menor cuantía, también se hallan estudios de la medición de asimetrías en el traspaso de precios internacionales de materias primas a precios domésticos. Ferrucci, Jiménez-Rodríguez y Oronte (2010) adaptan la metodología propuesta por Mork (1989) a la medición de asimetrías en el efecto traspaso de precio de materias primas alimenticias en los países de la zona Euro. Su estudio concluye que existen asimetrías estadísticamente significativas en el traspaso de choques sobre precios de materias primas hacia productos alimenticios dentro de la zona Euro. Además encuentran diferencias importantes en el traspaso a nivel agregado y el que estiman a nivel individual por componentes de los índices de precios.

Por otra parte, Kilian y Vigfusson (2011) marcan un punto de inflexión en el estudio de las asimetrías en el ámbito de los modelos VAR. Los autores demuestran que los modelos VAR con asimetría propuestos originalmente por Mork (1989), que utilizan variables indicadoras de precio censuradas, tienden a sesgar asintóticamente el efecto de precios de petróleo sobre PIB ya sea que el proceso generador de datos (PGD) sea simétrico o asimétrico. Este resultado, demuestran los autores, se mantiene aun cuando la variable de precio de energía utilizada sea una medición neta en línea con la propuesta de Hamilton (1996).

Estos autores proponen un modelo de regresión que genera estimadores consistentes sin importar si el PGD es simétrico o no, e independientemente de la forma de la asimetría (si hubiese alguna). Además demuestran que la mala especificación de los modelos censurados, aparte de generar a una estimación inconsistente de parámetros, conduce a una errónea cuantificación de la respuesta dinámica de la producción a choques sobre el precio de la energía.

En vista de estas debilidades, Kilian y Vigfusson (2011) sugieren una forma alternativa de estimar las funciones de impulso respuesta en modelos de regresión no lineales. Esta propuesta se basa en la estimación de un modelo estructural, con lo que además de superar las limitaciones señaladas, evita las ambigüedades sobre cómo definir un choque en el contexto de formas reducidas de modelos no lineales.

Por otra parte, los autores proponen dos tipos de pruebas estadísticas para someter a prueba la hipótesis de simetría en la respuesta del producto a choques sobre los precios de la energía. Una de las pruebas se aplica a los coeficientes de regresión, mientras la otra directamente a las funciones de impulso respuesta estimadas a partir de los coeficientes de rezago. Cabe destacar que la prueba que proponen para los coeficientes es una variante de la propuesta en Mork (1989) que incrementa su poder estadístico. La prueba aplicada a los impulso respuesta surge del reconocimiento de que en un modelo asimétrico la respuesta dinámica de una variable puede ser estadísticamente significativa aun cuando

los coeficientes no denoten alejamientos de la simetría. O bien, tales respuestas pueden ser estadísticamente no significativas incluso con coeficientes estadísticamente significativos. De igual forma, según Koop, Pesaran y Potter (1996), en modelos VAR no lineales la respuesta dinámica de las variables puede depender de la magnitud de los choques, lo cual necesariamente es una limitación al tipo de prueba aplicada a los parámetros estimados pues de ninguna forma estas consideran esa posibilidad.

3. Marco conceptual

En el contexto de modelos estáticos, censurar variables explicativas produce estimadores de mínimos cuadrados que son sesgados. Este fenómeno es bien entendido y abundantemente documentado en la literatura [ver Rigobon y Stoker (2009) y Greene (2003)]. El sesgo es evidente si el proceso generador de datos (PGD) es simétrico (ver Anexo A.), sin embargo también se da cuando el PGD es asimétrico.

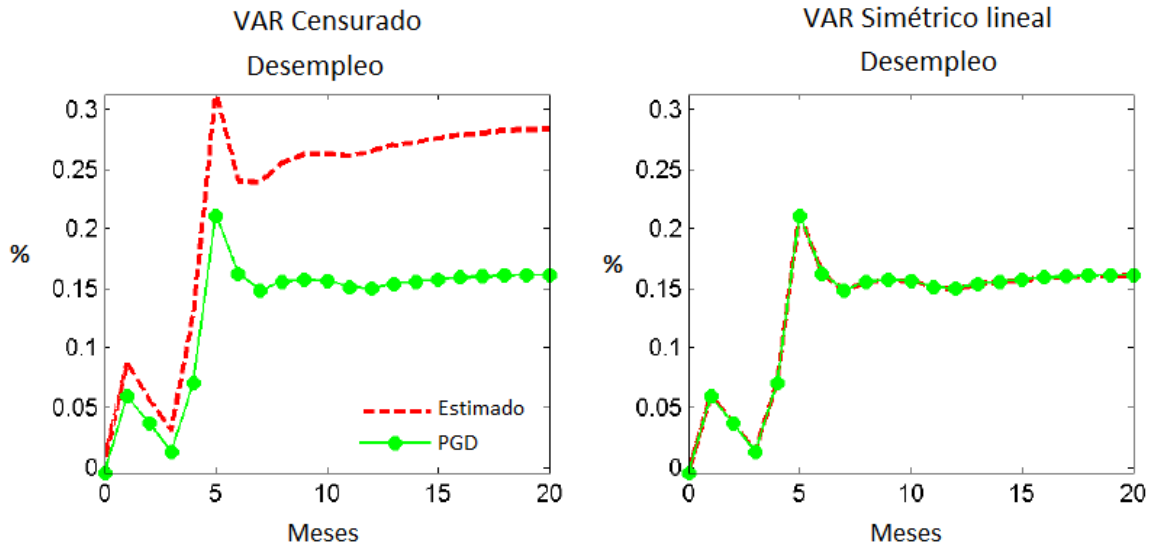
Según se demuestra en Kilian y Vigfusson (2011), el modelo lineal censurado es sesgado a menos que el PGD sea tal que no exista efecto sobre la dependiente cuando la explicativa disminuye. En el contexto de traspaso de precios de materias primas, la hipótesis de trabajo es que algunas industrias en Costa Rica operan con estructuras de organización industrial monopólicas, lo cual induciría a que el efecto de incrementos en el precio se transmita a los precios locales en una proporción mayor que las disminuciones, no necesariamente que las disminuciones no tengan efecto del todo. Así que, bajo la hipótesis de estudio, y en línea con Kilian y Vigfusson (2011), un modelo lineal censurado sobreestimaría el efecto de incrementos de precio de materias primas sobre los precios domésticos.

Ahora bien, el interés principal en este estudio es analizar la dinámica de ajuste de los precios domésticos en respuesta a choques sobre precios de materias primas. En contraste con el caso estático, Kilian y Vigfusson (2011) muestran que en un contexto dinámico, modelado mediante modelos VAR, censurar variables conduce a estimaciones inconsistentes de las funciones de impulso respuesta no solo en el caso de que el PGD sea tal que exista una respuesta de los precios domésticos a choques de materia prima, sino además en el caso de que los coeficientes contemporáneos y rezagados asociados al precio de materias primas en las ecuaciones de precios domésticos sean cero. Esto agrava la inconveniencia de utilizar únicamente variables censuradas en los VAR, tal y como lo sugiere la literatura tradicional [ver Bernanke, Gertler y Watson (1997) y Leduc y Sill (2004)].

Aparte de generar estimaciones inconsistentes por utilizar variables censuradas, otro de los problemas de la literatura empírica tradicional sobre modelos VAR censurados es que ha ignorado que al ser modelos no lineales, sus funciones de impulso respuesta dependen de la historia de las observaciones y de la magnitud de los choques [ver Koop, Pesaran y Potter (1996) y Gallant, Rosi y Tauchan (1993)]. El cómputo de los impulso respuesta en este tipo de modelos requiere simulación de Monte Carlo que considere las posibles historias de datos y variedad de magnitudes en los choques.

Para ilustrar el sesgo asintótico que se genera al utilizar modelos VAR censurados cuando el PGD es simétrico, Kilian y Vigfusson (2011) simulan un PGD conformando 1.000.000 de observaciones a partir de un par de secuencias de ruido blanco gaussianas y los parámetros estimados de un $VAR(6)$ con dos variables endógenas, precios del crudo (x_t) y desempleo (y_t). Una vez simulado el PGD, los autores ajustan dos modelos alternativos. Por un lado

Figura 1.
Inconsistencia del efecto estimado de incrementos en el precio de la energía.



Fuente: Kilian y Vigfusson (2011), Figure 2.

un $VAR(6)$ censurado compuesto por las variables² x_t^+ y y_t . Por otra parte un $VAR(6)$ en las variables x_t y y_t que emula el PGD. A partir de ambos modelos generan los respectivos impulsos respuesta analíticos en línea con la metodología VAR tradicional.

Los resultados, que se reproducen en la Figura 1, ilustran cómo el modelo $VAR(6)$ censurado sobreestima el efecto correspondiente al PGD de forma equivalente a la sobreestimación que se presenta en el caso estático mencionado anteriormente. El panel derecho de la Figura 1 muestra que el impulso respuesta del modelo que ajusta un $VAR(6)$ simétrico reproduce adecuadamente la respuesta verdadera del PGD. Con esto queda patente que la sobreestimación ilustrada en el panel izquierdo no es producto de incertidumbre muestral.

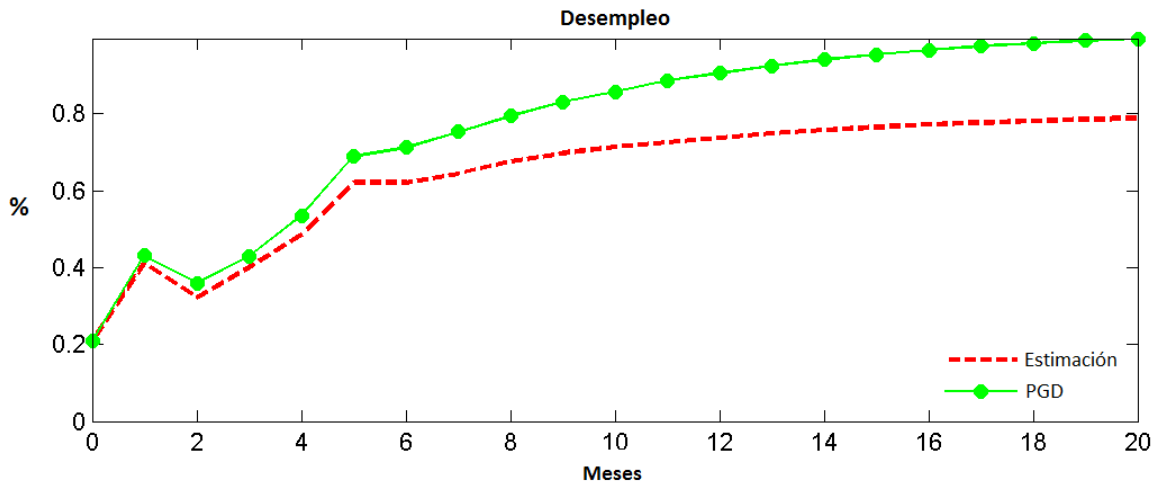
Ahora bien, cuando el PGD no es simétrico Kilian y Vigfusson (2011) indican que este no puede ser representado por un VAR bivariado en x_t^+ y y_t . El argumento es el siguiente, suponga el PGD dinámico más simple tal que solo los choques positivos a x_t tienen efecto sobre y_t :

$$\begin{aligned} x_t &= a_1 + \rho x_{t-1} + e_{1t} \\ y_t &= a_2 + \gamma x_t^+ + e_{2t} \end{aligned} \quad (1)$$

Note que el sistema (1) implica que el impacto contemporáneo sobre y_t de un choque positivo a x_t está dado por γ . En el siguiente periodo el efecto sería $\rho\gamma$, luego $\rho^2\gamma$, etc. La estimación de los coeficientes γ y ρ del modelo (1) sería insesgada. Sin embargo, si se utiliza el modelo VAR censurado dado por (2), a pesar de que la estimación de γ sería

² A lo largo del documento la variable x_t^+ denota x_t censurada. Esto es, $x_t^+ = \begin{cases} x_t & \text{si } x_t > 0 \\ 0 & \text{si } x_t \leq 0 \end{cases}$

Figura 2.
Inconsistencia en la estimación del efecto del precio de la energía sobre el desempleo cuando el PGD es asimétrico y se utiliza un modelo VAR censurado.



Fuente: Kilian y Vigfusson (2011), Figure 4.

inesgada, la de ρ sería asintóticamente sesgada, y en consecuencia lo mismo sucedería con la función de impulso respuesta.

$$\begin{aligned} x_t^+ &= a_1 + \rho x_{t-1}^+ + \epsilon_{1t} \\ y_t &= a_2 + \gamma x_{t-1}^+ + \epsilon_{2t} \end{aligned} \quad (2)$$

Nótese que el problema de fondo con el modelo (2) es que no es una verdadera representación del PGD. La implementación del modelo estructural completo evitaría ese inconveniente. Así lo argumentan los autores del estudio de referencia, quienes proponen justamente estimar el siguiente modelo estructural:

$$\begin{aligned} x_t &= a_1 x_{t-1} + a_2 y_{t-1} + \dots + \epsilon_{1t} \\ y_t &= \beta_1 x_t^+ + \beta_2 x_{t-1}^+ + \beta_3 y_{t-1} + \dots + \epsilon_{2t} \end{aligned} \quad (3)$$

A diferencia del modelo (2), en el modelo estructural (3) los choques negativos sobre x_t pueden tener efectos sobre la senda futura de y_t si tales choques conducen eventualmente a choques positivos en la senda futura de x_t .

Finalmente debe anotarse que las funciones de impulso respuesta que se derivan del modelo estructural (3) no pueden ser identificadas a partir de la descomposición de Cholesky de la matriz de variancias y covariancias de la versión reducida de un modelo como (4). Esto debido a que tal descomposición no discrimina entre choques positivos y negativos. Es decir, aplicar Cholesky en (4) a $Var[\epsilon_{1t}, u_{2t}]$ no es apropiado en vista de que u_{2t} debería reflejar, según el modelo estructural (3), solo choques positivos, sin embargo la descomposición estándar no hace tal distinción.

$$\begin{aligned} x_t &= a_1 x_{t-1} + a_2 y_{t-1} + \dots + \epsilon_{1t} \\ y_t &= \beta_1 x_{t-1}^+ + \beta_2 y_{t-1} + \dots + u_{2t} \end{aligned} \quad (4)$$

Donde $u_{2t} = \beta_1 \epsilon_{1t} + \epsilon_{2t}$

La Figura 2 ilustra el sesgo que se genera en los impulso respuesta calculados a partir de un modelo VAR censurado del estilo tradicional. El ejercicio aplicado es similar al de la Figura 1. Se simula un conjunto de 1.000.000 de observaciones poblacionales asumiendo que el PGD está dado por (3) a partir de los parámetros estimados mediante MCO de esa especificación y dos secuencias linealmente independientes de ruido blanco gaussiano para los términos de error. Posteriormente se ajusta un VAR censurado a esas observaciones y se generan los impulsos respuesta.

El método tradicionalmente utilizado para respaldar con evidencia empírica la hipótesis de asimetría en los efectos de las variaciones positivas y negativas del precio de la energía sobre variables macroeconómicas utiliza modelos VAR con variables censuradas. Como se ha mencionado, el principal aporte de Kilian y Vigfusson (2011) es demostrar que ese método produce estimaciones inconsistentes independientemente de si el PGD es simétrico o asimétrico. Esta inconsistencia ha sesgado la evidencia empírica documentada en favor de la hipótesis de asimetría no solo en los estudios que analizan el efecto que tienen las variaciones del precio del petróleo sobre variables reales en la economía (PIB y desempleo), sino también en aquellos que tratan de cuantificar el traspaso de las variaciones en el precio de las materias primas a los precios domésticos [ver por ejemplo Bloomberg y Harris (1995); Furlong e Ingenito (1996); Cutler, Chan y Li (2005); Ferrucci, Jiménez-Rodríguez y Oronte (2010)]. Los resultados que se muestran más adelante consideran la crítica de estos autores y se obtuvieron de implementar su propuesta metodológica.

4. Metodología

4.1. Estimación de impulsos respuesta en modelos VAR asimétricos.

La implementación metodológica adoptada en este trabajo sigue la propuesta de Kilian y Vigfusson (2011) para lidiar con el sesgo asintótico que inducen los modelos VAR censurados. Fundamentalmente, y en términos de las variables relevantes para este estudio, los autores proponen un sistema de ecuaciones que permite a los choques de precio sobre materias primas tener un efecto diferenciado, dependiendo de si son positivos o negativos, sobre los precios domésticos.

En las estimaciones llevadas a cabo se utilizó un sistema compuesto por tres variables, sin embargo para efectos de exposición se utilizará un sistema de dos en vista de que la intuición es más directa y no se pierde generalidad. La estructura base del modelo que proponen Kilian y Vigfusson (2011) es la siguiente:

$$\begin{aligned}
 x_t &= \kappa_1 + \alpha_{11}x_{t-1} + \dots + \alpha_{1p}x_{t-p} + \beta_{11}y_{t-1} + \dots + \beta_{1p}y_{t-p} + \epsilon_{1t} \\
 y_t &= \kappa_2 + \alpha_{20}x_t + \alpha_{21}x_{t-1} + \dots + \alpha_{2p}x_{t-p} + \beta_{21}y_{t-1} + \dots + \beta_{2p}y_{t-p} + \dots \\
 &\quad \gamma_{20}x_t^+ + \gamma_{21}x_{t-1}^+ + \dots + \gamma_{2p}x_{t-p}^+ + \epsilon_{2t}
 \end{aligned} \tag{5}$$

En este estudio x_t que representa un indicador de precios (o de su variación) de materias primas y y_t es un indicador de precios (o su variación) domésticos.

Note que al no permitir que cambios negativos en x_t afecten y_t , los residuos de una estimación de MCO del modelo (3) pueden padecer autocorrelación. No es este el caso del modelo (5) que, por ende, puede ser estimado vía métodos de regresión estándar.

Una vez estimados los parámetros de (5), es posible construir la respuesta dinámica de y_t ante choques sobre x_t . Los autores mencionados demuestran que esa respuesta dinámica sería consistentemente estimada con independencia de si el PGD es simétrico o asimétrico.

Ahora bien, el método para estimar los impulso respuesta de un modelo como (5), que puede clasificarse como de respuesta asimétrica en vista de que anida una versión simétrica y una asimétrica, no debería ser el empleado en los modelos VAR estándar, tal y como ha sido el caso en la literatura tradicional. Como se mencionó anteriormente, la literatura [ver Gallant, Rossi y Tauchen (1993) y Koop, Pesaran y Potter (1996)] señala que en modelos no lineales la respuesta dinámica de y_t podría ser magnificada o disminuida por el efecto acumulado de choques previos. En este sentido, los impulso respuesta deberían ser calculados como el promedio de los impulso respuesta generados a partir de un conjunto diverso y representativo de condiciones iniciales.

En este trabajo los modelos estimados tienen la forma de (5), los impulso respuesta atienden lo señalado en el párrafo anterior y se implementan mediante un programa en WinRats que desarrolla los siguientes pasos [ver Kilian y Vigfusson (2011)]:

- i. Se estima mediante métodos estándar, los parámetros del modelo (5).
- ii. Se selecciona aleatoriamente una “historia” (Ω_i) compuesta por una secuencia de p observaciones consecutivas de x_t y y_t .
- iii. Dada una Ω_i , se simulan dos sendas de H datos posteriores a la última observación disponible tanto para x como para y . Esto es, para x se generan $[x_{t+1}, x_{t+2}, \dots, x_{t+H}]$ y $[x_{t+1}^*, x_{t+2}^*, \dots, x_{t+H}^*]$, mientras que para y se generan $[y_{t+1}, y_{t+2}, \dots, y_{t+H}]$ y $[y_{t+1}^*, y_{t+2}^*, \dots, y_{t+H}^*]$. Para las primeras sendas de x y y y para la segunda de y , las secuencias de perturbaciones estocásticas $[\epsilon_{1t}, \epsilon_{1t+1}, \dots, \epsilon_{1t+H}]$ y $[\epsilon_{2t}, \epsilon_{2t+1}, \dots, \epsilon_{2t+H}]$ son seleccionadas aleatoriamente de sus respectivas distribuciones marginales empíricas. En el caso de la segunda secuencia de x , se asigna un valor (δ) al primer componente de la secuencia de perturbaciones, esto es $\epsilon_{1t} = \delta$, mientras que el resto de la secuencia es extraído aleatoriamente de su distribución marginal empírica.
- iv. Note que es posible tratar a las secuencias aleatorias de ϵ_{1t} y ϵ_{2t} como independientes pues son obtenidas de la distribución marginal generada por el modelo estructural estimado (5).
- v. Se calcula la diferencia entre las dos sendas de y para $t = 1, 2, \dots, H$. Llamemos a cada diferencia y_i^δ , donde $i = 1, 2, \dots, H$.
- vi. Se efectúa cierto número (n_{boot}) de repeticiones de los pasos iii y iv.
- vii. Se repiten los pasos ii a v cierto número (n_{hist}) de veces. Con esto se tiene entonces $n_{hist} * n_{hist}$ distintas series y_i^δ que luego se promedian.

El promedio de los y_i^δ generado mediante los pasos ii a v corresponde a la respuesta de y ante un choque de tamaño δ , a un horizonte de H periodos y condicional en Ω_i . Utilizando la misma nomenclatura de Kilian y Vigfusson (2011), llamemos a esta respuesta $I_y(\delta, H, \Omega_i)$.

Si se repite el ejercicio para todas las posibles historias y se promedia las respuestas, se obtendría la respuesta de y no condicionada en Ω_i , es decir $I_y(\delta, H)$.

Como se muestra más adelante, los impulsos respuesta pueden obtenerse para distintos tamaños de choque. Para asegurar comparabilidad, los promedios obtenidos en el paso *vi* se reescalan dividiéndolos entre el tamaño del choque utilizado (los tamaños de choque utilizados fueron 1, 2, 4 o 10 desviaciones estándar).

Para la mayoría de impulsos respuesta en este trabajo se estimaron bandas de confianza empíricas. Estas se construyeron calculando, para cada uno de los H horizontes, los percentiles 5 y 95 de la distribución de los $n_{hist} * n_{hist}$ impulsos respuesta generados en las simulaciones ejecutadas.

En este punto es posible aclarar con mayor detalle la diferencia entre la forma tradicional de calcular los impulsos respuestas y la propuesta por Kilian y Vigfusson (2011). Primero, defínase la respuesta de y condicional en sendas históricas tales que $x_{t-i} = y_{t-i} = 0$ para $i = 1, 2, \dots$ de la siguiente forma:

$$I_y(\delta, H, \underline{0}) \quad (6)$$

Luego, si se relaja el supuesto de $x_{t-i} = y_{t-i} = 0$ permitiéndose alguna historia (Ω_i) para x y y , e induciendo un choque de magnitud δ en la observación t -ésima del término de perturbación ϵ_{1t} , puede definir de manera alternativa la respuesta:

$$I_y^*(\delta, H, \Omega_i) = E \left\{ y_{t+h} \left| \Omega_i, \epsilon_{1t} = \delta, [\epsilon_{1t+j}]_{j=1}^h, [\epsilon_{2t+j}]_{j=0}^h \right. \right\} - E \left\{ y_{t+h} \left| \Omega_i, [\epsilon_{1t+j}]_{j=0}^h, [\epsilon_{2t+j}]_{j=0}^h \right. \right\} \quad (7)$$

Según se señaló atrás, promediando (7) a lo largo de todas las posibles historias, se obtiene la respuesta no condicionada en Ω_i , esto es $I_y^*(\delta, H)$.

Ahora bien, note que el impulso respuesta habitualmente reportado en la literatura corresponde a $I_y^*(\delta, H, \underline{0})$. Este, además de no permitir dinámica de choques futuros en los términos de perturbación, tampoco condiciona en historia alguna. Esta configuración para el cálculo del impuso respuesta puede no presentar inconvenientes en sistemas lineales, sin embargo se han documentado al menos tres tipos de inconvenientes cuando se utiliza para el cómputo de impulso respuesta no lineales. En primer término la respuesta podría no converger a cero incluso siendo el caso de que el PGD sea estacionario [ver Koop, Pesaran y Potter (1996)]. En segundo lugar, Potter (2000) favorece el considerar los choques futuros como aleatorios más que fijarlos en cero cuando se estiman impulso repuesta no lineales. Finalmente, es de poca utilidad obtener una estimación de impulso respuestas que condiciona en $\underline{0}$ debido a lo poco realista de tal condición.

Otro elemento por considerar que hace aún más atractivo el método para estimar los impulso respuesta mediante $I_y(\delta, H, \Omega_i)$ y $I_y(\delta, H)$, es que en los modelos VAR en forma reducida los errores están inevitablemente correlacionados, por lo que no es posible definirlos de forma independiente. De ahí que es usual recurrir a algún método para ortogonalizar los impulsos. Siendo la inversa del factor Cholesky de la matriz de variancias y covariancias de los residuos de estimación la forma más común de obtener esa ortogonalización. Note que en el contexto de modelos estructurales como (5), tanto en el

cálculo de $I_y(\delta, H, \Omega_i)$ como de $I_y(\delta, H)$ un choque sobre los precios de las materias primas (x_t) es ortogonal a otros choques.

Otro resultado teórico de relevancia para orientar la interpretación de las estimaciones que se muestran en la Sección 5 es la relación inversa que hay entre el tamaño del choque (δ) que se simula y la relevancia de tomar en cuenta tanto las posibles historias como la variabilidad de ϵ_{1t} cuando se estiman los impulsos respuesta. Los autores del estudio de referencia prueban que para choques de tamaño reducido, la diferencia entre el impulso respuesta estimado considerando tanto las posibles historias como la dinámica propia de los errores $[I_y^*(\delta, H)]$, y el estimado sin considerar esos dos elementos $[I_y^*(\delta, H, \underline{0})]$, es grande y se va reduciendo conforme se incrementa el tamaño del choque. En concreto, muestran que:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} I_y(n\delta, H) = I_y^*(\delta, H, \underline{0}) \quad (8)$$

En otras palabras, para choques suficientemente grandes sobre el precio de las materias primas, se esperaría que la importancia de Ω_i y la aleatoriedad de ϵ_{1t} disminuyan hasta el punto en que el impulso respuesta estimado mediante el método VAR tradicional sea una buena aproximación a la estimación correcta. Esta es, en esencia, la razón por la que el método VAR tradicional podría generar estimaciones de la reacción del precio local a choques en el precio de materias primas muy distintas a las correctamente estimadas mediante una especificación no lineal.

Esta relación inversa entre el tamaño del choque y la ganancia relativa de considerar historias y dinámica propia de los errores reviste importancia por dos motivos. En primer término porque de ella se colige que en los casos que involucren precios de materias primas cuya serie de variación de precios muestre una desviación estándar pequeña (lo cual es típicamente el caso para una amplia gama de materias primas si se trabaja con variaciones intermensuales), la ganancia de utilizar $I_y(n\delta, H)$, en términos de reducción de sesgo asintótico en la medición del impulso respuesta, es mayor.

En segundo lugar, debido a que las bandas de confianza para los impulso respuesta que se estiman en este trabajo muestran una tendencia a estrecharse conforme el tamaño del choque aumenta. Tal fenómeno estaría reflejando la importancia que tiene el tamaño del choque en relación con las posibles historias. Es decir, que conforme el choque se vuelve más grande en relación con las historias, la senda del impulso respuesta estimado es menos atribuible a la variedad de posibles historias, con lo cual la incertidumbre de la estimación se reduce.

4.2. Pruebas de simetría.

Si bien el modelo (5) soluciona el sesgo asintótico en la estimación de los impulso respuesta a partir de un modelo VAR censurado como (4), será asintóticamente ineficiente en comparación con un VAR simétrico cuando el PGD sea simétrico. De ahí que es importante disponer de alguna prueba estadística que evalúe la hipótesis de simetría del PGD.

Dentro del contexto del análisis sobre si existe una respuesta diferenciada de los precios locales a las variaciones de precio de materias primas en función de si estas últimas son positivas o negativas, son relevantes las pruebas que evalúan la igualdad en la magnitud de los coeficientes asociados a variaciones positivas y negativas. Llamemos a estas “pruebas de simetría sobre parámetros”.

Ahora bien, Kilian y Vigfusson (2011) señalan que si bien tales pruebas son útiles para identificar asimetrías en los parámetros de respuesta en modelos de forma reducida, no son de mucha utilidad para verificar el grado de asimetría en los impulso respuesta de modelos estructurales. En términos prácticos el problema consiste en que aun cuando el rechazo de la hipótesis nula de simetría implica rechazo de simetría en el impulso respuesta, el no rechazo de la simetría en parámetros no necesariamente implica no rechazo de simetría en los impulso respuesta. Es decir, podrían obtenerse parámetros asociados a choques positivos y negativos que no son estadísticamente distintos mientras los impulsos respuesta sí podrían serlo. Esto fundamentalmente responde a que los impulsos respuesta pueden ser función altamente no lineal tanto de los parámetros de pendiente como de la variancia de las innovaciones.

En vista de lo anterior, la literatura sugiere [ver Eldstein y Kilian (2007 y 2009)] una aproximación alternativa, basada en los impulsos respuestas obtenidos según el método explicado en la sección 4.1, para someter a prueba la hipótesis de simetría. Llamemos a estas “pruebas de simetría sobre impulsos respuesta”.

4.2.1. Pruebas de simetría sobre parámetros

La aproximación metodológica tradicional para someter a prueba la hipótesis de simetría en la transmisión de choques de precio de materias primas (x_t) a precios domésticos (y_t) dictaría efectuar regresiones de y_t en sus propios rezagos y los de x_t^+ y x_t^- y proceder con pruebas de igualdad de coeficientes haciendo uso de estadísticos de Wald con distribución Ji^2 [ver Mork (1989)].

Kilian y Vigfusson (2011) señalan que esa aproximación no explota todas las restricciones que implica la hipótesis nula de simetría. En particular señalan que Mork (1989), al trabajar con un modelo reducido, omite la restricción de igualdad de los términos contemporáneos de x_t^+ y x_t^- . Proponen entonces, en términos del modelo (5), trabajar con la siguiente hipótesis nula:

$$H_0: \gamma_{20} = \gamma_{21} = \dots \gamma_{2p} \quad (9)$$

Con el argumento de que tiene mayor poder que la prueba de Mork (1989), proponen someter a prueba la hipótesis (9) estimando un modelo como (5) y, por medio de pruebas de Wald de exclusión de parámetros, determinar si la inclusión de los regresores $x_t^+, x_{t-1}^+, \dots, x_{t-p}^+$ mejora o no el ajuste del modelo.

4.2.2. Pruebas de simetría sobre impulsos respuesta.

La propuesta de Kilian y Vigfusson (2011), adaptada para someter a prueba la simetría de signo en los impulsos respuesta de precios locales ante choques de precio de materia prima h periodos hacia delante, puede resumirse en los siguientes pasos:

- i. Estime el modelo estructural (5).
- ii. Calcule el impulso respuesta h periodos hacia adelante tanto para un choque positivo como para uno negativo. Esto es, calcule $I_y^*(\delta, h)$ y $-I_y^*(-\delta, h)$.
- iii. Construya un estadístico de Wald con la hipótesis conjunta de simetría en los impulsos respuesta positivos y negativos hasta h periodos en el futuro. El estadístico tiene entonces la siguiente forma: $W = \sum_{i=0}^h [I_y^*(\delta, i) + I_y^*(-\delta, i)]^2 = 0$.
- iv. Calcule la matriz de variancias y covariancias del vector de suma de coeficientes de respuesta mediante muestreo repetitivo (bootstrapping).

Note que, dada la normalidad asintótica de los estimadores provenientes de mínimos cuadrados del modelo (5), el estadístico W tiene distribución Ji_{h+1}^2 .

4.3. Corrección por volatilidad.

En este estudio además se combina la metodología de Kilian y Vigfusson (2011) con la propuesta de Lee, Ni y Ratti (1995) según la cual las variaciones de precio relevantes para la cuantificación del traspaso deben ser reescaladas por un indicador de volatilidad. Esto con el objeto de determinar si la volatilidad del precio de las materias primas condiciona el traspaso a precios domésticos y si influye en la posible asimetría de signo.

En línea con la propuesta de los autores, para efectuar el reescalamiento se estima un modelo GARCH univariado de las series de variación de precios de materias primas. Si x_t es la serie de variación mensual de precios de materias primas, tal modelo GARCH tiene la siguiente forma general:

$$x_t = a_0 + \sum_{i=1}^r a_i x_{t-i} + \sum_{i=1}^s \beta_i z_{t-i} + \epsilon_t \quad (10)$$

Donde $\epsilon_t | I_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2)$

Y además:

$$\sigma_t^2 = \gamma_0 + \sum_{i=1}^q \gamma_i \epsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \gamma_{q+j} \sigma_{t-j}^2 \quad (11)$$

El conjunto $\{z_{t-j}; j \geq 1\}$ representa variables relevantes contenidas en el conjunto de información I_{t-1} , $t = 1, 2, \dots, T$ y β es el respectivo vector de coeficientes.

Definida de esta forma, ϵ_t sería la parte inesperada de la variación en el precio de la materia prima cuyo impacto sobre precios domésticos es el centro del análisis en esta investigación. Sin embargo, nótese que ϵ_t no incorpora alteraciones en la variabilidad condicional de la serie de cambios de precio que podrían presentarse a lo largo del tiempo.

El argumento de Lee, Ni y Ratti (1995) es que si el PGD está adecuadamente descrito por (10) y (11), una medida que refleja tanto la magnitud como la volatilidad de ϵ_t es la siguiente:

$$\epsilon_t^* = \frac{\epsilon_t}{\sqrt{\sigma_t^2}} \quad (12)$$

Según los autores, ϵ_t^* debería tener un efecto más significativo y sistemático que x_t y que ϵ_t , sobre la variación de precios domésticos.

La mayoría de resultados que se muestran en este estudio relacionan las variaciones de precios domésticos con x_t utilizando la propuesta metodológica de Kilian y Vigfusson (2011). Sin embargo también se efectuaron estimaciones con esa misma metodología pero haciendo uso de la variable ϵ_t^* (en lugar x_t) asociada a precios de materias primas energéticas y no energéticas.

4.4. Datos.

Para el caso de precios de materias primas, los datos base utilizados corresponden a series con frecuencia mensual publicadas por el Banco Mundial en su sitio web³. Las series originales son índices de precio (2010=100) construidas a partir de datos en dólares estadounidenses.

Para el análisis de traspaso de precios a nivel agregado se utilizaron fundamentalmente dos índices de precios. En primer término el correspondiente a Energía (*Energy*), que pondera petróleo crudo, gas natural y carbón; en segundo lugar el denominado índice de materias primas no energéticas (*Non-Energy*), que pondera las siguientes 3 agrupaciones de materias primas: metales, fertilizantes, y agricultura⁴. Los ponderadores de las agrupaciones (y dentro de ellas los de los respectivos sub productos) corresponden al peso relativo que los respectivos componentes tuvieron en el valor de exportación de países en desarrollo durante el periodo 2002-2004.

Para el caso del análisis a nivel de industrias, se tomaron distintos componentes de aquellos índices de precios agregados. En específico se utilizaron las series de trigo, maíz, soya, aceite de palma, arroz, azúcar, café, tabaco, caucho, cobre, aluminio, hierro, fertilizantes, plásticos y el precio del barril de petróleo *West Texas Intermediate*.

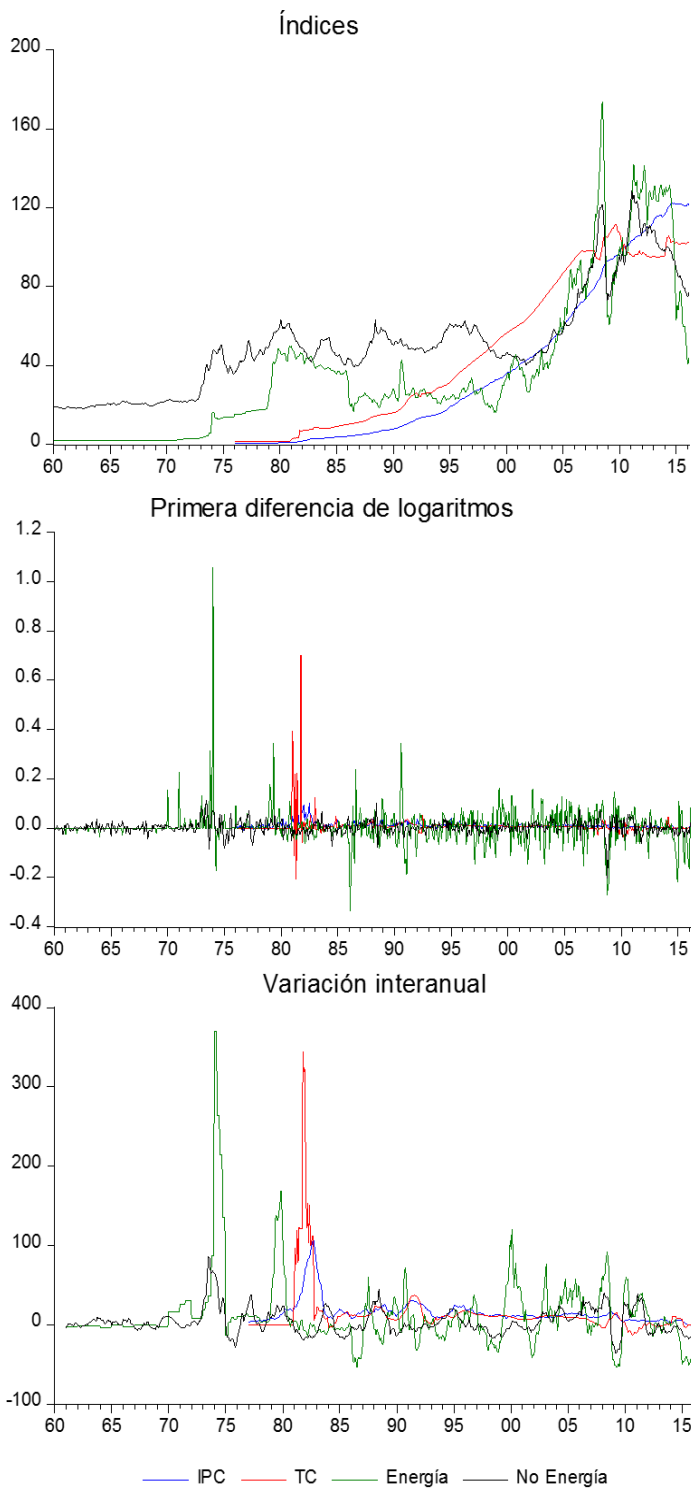
Todos los índices de precios de materias primas están disponibles desde enero de 1960 y se utilizaron datos hasta marzo de 2016 para el caso del análisis a nivel macro, y hasta diciembre 2015 a nivel micro.

Por otro lado, las series de precios domésticos provienen de diversas fuentes. Para el caso del análisis agregado se utilizó el Índice de Precios al Consumidor (IPC) base junio 2015 que es publicado por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC). Por facilidad en la interpretación se procedió a cambiar su base para hacerla coincidir con la de los índices de precios de materias primas (promedio de 2010=100). El IPC publicado por el INEC está

³ Ver <http://www.worldbank.org/en/research/commodity-markets>

⁴ Si bien los resultados que se muestran en la sección 5 corresponden mayoritariamente al análisis del traspaso de estos dos índices de precio de materia prima, la mayoría de procedimientos también se efectuaron para los siguientes índices de precios de materias primas publicados por el Banco Mundial: Bienes agrícolas, bebidas, alimentos, aceites comestibles, granos, otros alimentos, materiales básicos, madera, otros materiales básicos, fertilizantes, minerales metálicos, metales básicos y metales preciosos.

Figura 3.
Series de tiempo analizadas



Fuente: Elaboración propia

disponible con frecuencia mensual desde enero de 1976 y se incluyó en el análisis información hasta marzo de 2016.

Para el caso del análisis a nivel de industrias se trabajó con algunos componentes, a nivel de desagregación de producto, del IPC. Por otra parte, también se utilizaron componentes, a nivel de producto (o categorías de productos) del Índice de Precios al Productor de la Manufactura (IPP-MAN)⁵. El Cuadro 12 del Anexo D. proporciona el detalle de los productos o artículos seleccionados para este análisis. En total se dispone de 80 productos de los cuales 24 corresponden a índices de precios al productor y 56 a precios al consumidor. En el Cuadro 12 los productos han sido ordenados de modo tal que estén asociados a la materia prima respectiva, es decir, a la cual funciona como insumo en la producción de cada ítem específico. Para el caso de los productos del IPP y el IPC relacionados con los precios internacionales del trigo y el maíz, se tiene la particularidad de que algunos de los índices se pueden desagregar en subíndices, los cuales se muestran en cursiva en ese mismo cuadro.

El IPP-MAN es calculado y publicado por el Banco Central de Costa Rica (BCCR) y está disponible desde enero de 2015. Por lo tanto, para obtener series con una historia lo suficientemente larga que permitiera hacer una

⁵ Antes de 2015 el IPP-MAN se publicaba con el nombre Índice de Precios al Productor Industrial (IPPI).

estimación econométrica confiable, se requirió hacer un empalme entre las series desagregadas del IPP-MAN con las de su predecesor (IPPI). El Área de Números Índices del Departamento Gestión de Información Económica colaboró con esta investigación realizando este enlace entre las series de ambos índices, con lo cual estas se pudieron extender al periodo comprendido entre diciembre de 1999 y diciembre de 2015. Asimismo, un trabajo similar fue realizado por la misma dependencia para el caso de los bienes o elementos particulares a nivel del IPC, dado que durante ese mismo periodo han estado vigentes diferentes canastas de productos en su cálculo.

Finalmente, como se explicará más adelante, en los modelos estimados se incluyó, además de series de precio de materias primas y precios domésticos, el tipo de cambio (colones/dólar). Esta inclusión es relevante en una economía donde la mayoría de precios domésticos se fijan en moneda local y por ende influyen en la identificación del traspaso de precios de materias primas a precios locales. La serie utilizada corresponde al tipo de cambio de referencia de venta publicado en el sitio web del BCCR. La serie publicada tiene frecuencia diaria, así que se promediaron los datos dentro de cada mes para obtener una serie con frecuencia mensual. Estos datos están disponibles desde enero de 1983, sin embargo se extendió la serie hasta enero de 1976 utilizando el tipo de cambio de las cuentas nacionales suministrado por el Departamento de Estadística Macroeconómica del BCCR. Al igual que en el caso de los precios de materias primas y de precios domésticos, la serie de tipo de cambio empleada incluyó información hasta marzo de 2016.

5. Resultados

5.1. Traspaso a nivel macro, datos agregados.

5.1.1. Evaluación de propiedades estacionarias

En primera instancia deben determinarse las propiedades estacionarias de las series de tiempo por analizar pues esto determina el tipo de método econométrico con que se debe realizar el análisis. La Figura 3 ilustra tres alternativas de representación de la información. En la parte superior se muestran las series de índices de precios de materias primas (Energía y No Energía), tipo de cambio (TC) e Índice de precios al consumidor (IPC) en su nivel base 2012=100. En el medio de la figura se muestra una aproximación de la variación intermensual de esos mismos índices calculada como la primera diferencia de los logaritmos de las series y, en la parte inferior se grafican las respectivas tasas de variación interanuales.

El simple análisis visual sugiere no estacionaridad de la versión en niveles de las series. Esto se confirma con los resultados de las pruebas de raíz unitaria que se muestran en el Cuadro 2⁶. Según se aprecia, tanto con la prueba de Dickey-Fuller como con la de Phillips-Perron, no es posible rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria para las series en niveles, mientras que para el caso de las series en primera diferencia logarítmica y en variación

⁶ La muestra de datos utilizada para la evaluación de estacionariedad y cointegración es la más extensa posible según lo descrito en la Sección 4.4. En este caso la variable con menos extensión es el IPC que está disponible desde enero de 1976.

Cuadro 2.
Valores P en pruebas de raíz unitaria. Ho: X tiene raíz unitaria

Series en	Tipo de prueba	Controles	IPC	TC	Energy	Non_Energy
Niveles	DF	Const.	0.97	0.51	1.00	0.24
		Const. y tend.	0.70	0.19	0.66	0.07
	PP	Const.	0.97	0.55	1.00	0.33
		Const. y tend.	0.66	0.28	0.70	0.19
1ra dif. de logs	DF	Const.	0.00	0.00	0.00	0.00
		Const. y tend.	0.00	0.00	0.00	0.00
	PP	Const.	0.00	0.00	0.00	0.00
		Const. y tend.	0.00	0.00	0.00	0.00
Tasa interanual	DF	Const.	0.00	0.02	0.02	0.00
		Const. y tend.	0.00	0.00	0.01	0.00
	PP	Const.	0.00	0.00	0.02	0.00
		Const. y tend.	0.00	0.00	0.02	0.00

DF: Test de Dickey-Fuller; PP: Test de Phillips-Perron

Fuente: Elaboración propia

interanual tal hipótesis se rechaza con facilidad con probabilidad de error inferior al 2%. Esto con independencia de si se controla en la regresión de prueba solo por una constante o bien si además se incluye una tendencia.

En vista de que las series en niveles tienen raíz unitaria, se procede a evaluar si existe evidencia de alguna relación de cointegración que amerite un tratamiento econométrico acorde. Los resultados de esta prueba se muestran en el Cuadro 1. Estos corresponden a las pruebas de cointegración sugeridas en Johansen (1991,1995) en el contexto de un VAR de orden 6 que incluye las series de IPC, TC y el correspondiente índice de precios de materia prima. Según se aprecia, para todas las especificaciones de tendencia y controles exógenos, no es posible rechazar la hipótesis nula de cero relaciones de cointegración.

Cuadro 1.
Número de relaciones de cointegración identificadas (al 5%)

	Tipo de tendencia	Ninguna		Lineal		Cuadrática
		Sin intercepto		Intercepto		Intercepto
		Sin tendencia	Sin tendencia	Sin tendencia	Con tendencia	Con tendencia
Energy	Traza	0	0	0	0	0
	Eigenv	0	0	0	0	0
Non_energy	Traza	0	0	0	0	0
	Eigenv	0	0	0	0	0

Fuente: Elaboración propia

Concluimos entonces que las series en niveles son no estacionarias y no cointegran, mientras que en primera diferencia logarítmica y variación interanual las series son estacionarias. De manera que la aproximación econométrica adoptada es la de modelos VAR con las variables en estas últimas versiones.

Como se verá más adelante, el análisis se centró en la versión que utiliza primeras diferencias logarítmicas en vista de ser el abordaje más usual en la literatura sobre traspaso de precios de materias primas a precios domésticos [ver por ejemplo Furlong e Ingenito (1996); Lee, Ni y Ratti (2002); Ferrucci, Jiménez-Rodríguez y Oronte (2010)].

5.1.2. Estabilidad de la relación entre precios domésticos y precios de materias primas.

Con el objeto de tener una idea general de la estabilidad histórica de la relación entre los precios de las materias primas y los precios domésticos en Costa Rica, se estimaron dos conjuntos de modelos VAR, uno para analizar el traspaso de precios de materias primas energéticas al IPC⁷ y otro para analizar el traspaso de precio de materias primas no energéticas al IPC⁸. En todos los casos y según los resultados mostrados en la sección 5.1.1 las variables se incluyeron en primeras diferencias logarítmicas y, en principio, se consideró hasta 12 rezagos. Valga mencionar que, de acuerdo a la relación esperada en el orden de propagación de choques, en el ordenamiento de estos VAR el indicador de precio de materias primas se incluyó de primero.

El análisis de la estabilidad en la relación de traspaso de precios de materias primas a precios domésticos se implementó estimando los modelos VAR mencionados en el párrafo anterior con muestras rodantes. El objeto es identificar cómo ha evolucionado la suma de coeficientes asociados a los rezagos del indicador de precios de materias primas en la ecuación del IPC conforme la extensión de la muestra de datos cambia. Se hace cambiar la muestra de dos formas: primero excluyendo secuencialmente una observación desde el inicio de la muestra; y luego añadiendo secuencialmente una observación al final de la muestra.

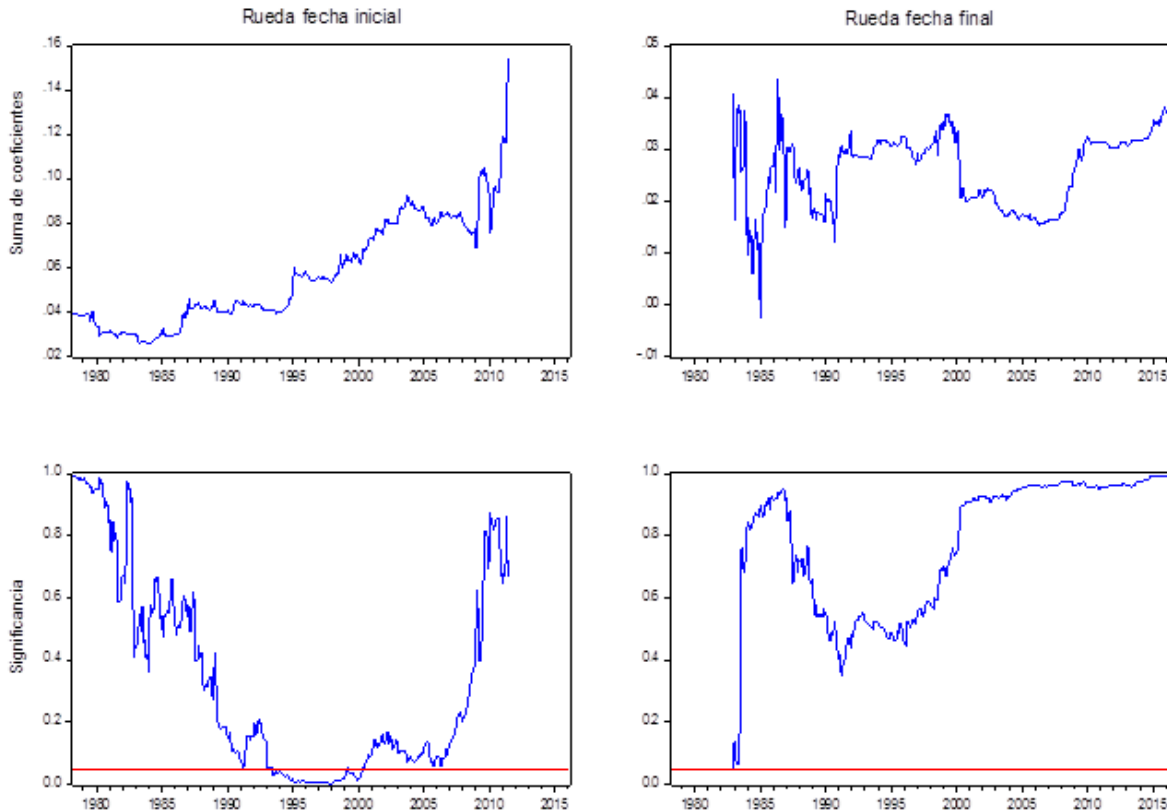
La Figura 4 y Figura 5 muestran el resultado de este ejercicio para los VAR del IPC con el índice de energía en el primer caso, y con el de No Energía en el segundo. En ambas figuras la primera fila de gráficos muestra la suma de coeficientes asociados a los rezagos del respectivo indicador de precio de materia prima en la ecuación del IPC. En la segunda fila se muestra la significancia asociada a esa suma de coeficientes en una prueba de exogeneidad donde la hipótesis nula es que todos los coeficientes de rezago son simultáneamente cero. Se incluye una línea roja horizontal que señala el 5% de significancia.

Ahora bien en estos mismos gráficos las columnas diferencian dos tipos de formas de hacer “rodar” la muestra. En la primera columna (Rueda fecha inicial) se parte de una muestra “grande” de 456 observaciones (marzo-1978 a marzo-2016) y secuencialmente se va excluyendo una observación a la vez desde el inicio de muestra. El proceso se repite 400

⁷ Variables endógenas: índice de precios de energía, IPC y TC.

⁸ Variables endógenas: índice de precios que excluye materias primas energéticas, IPC y TC.

Figura 4.
Resultado de regresiones con muestras rodantes (Índice de precios de energía).



Fuente: Elaboración propia

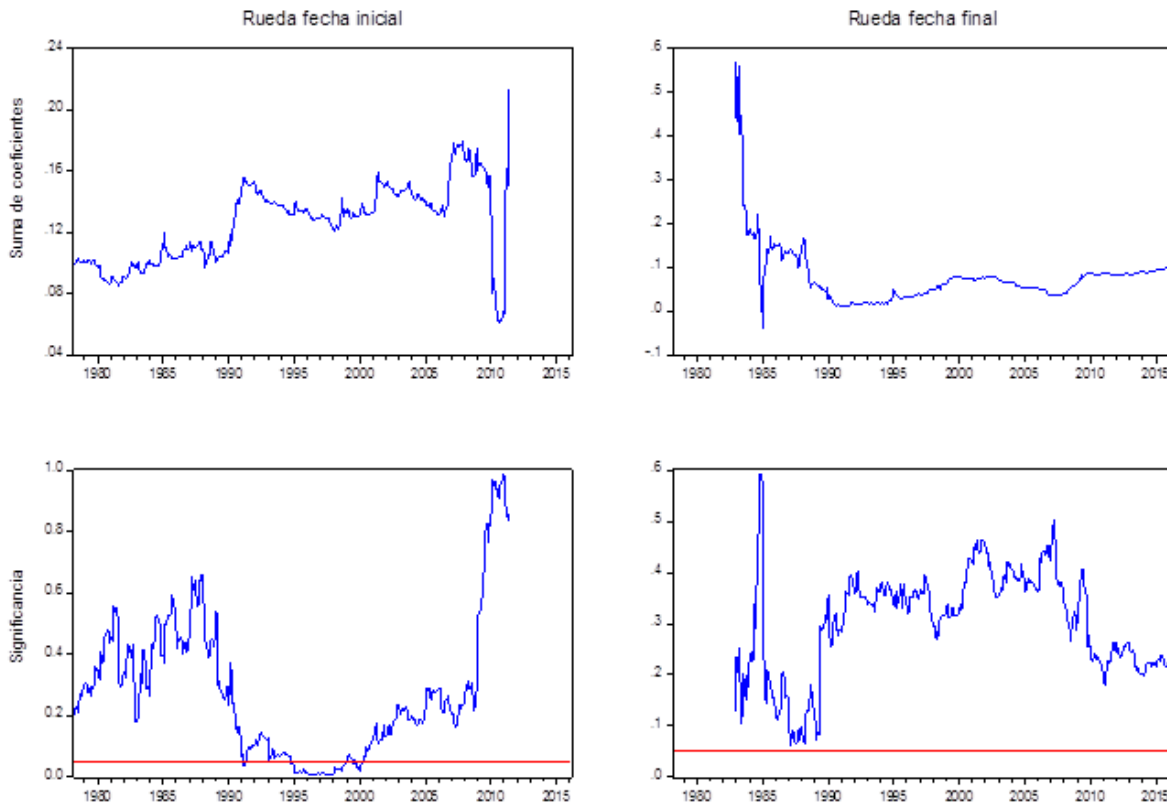
veces, de manera que el modelo estimado con menos datos abarca de junio 2011 a marzo 2016 (45 observaciones). En la segunda columna (Rueda fecha final) se parte de una muestra “pequeña” de 45 observaciones (marzo-1978 a diciembre-1982) y secuencialmente se va añadiendo una observación al final de la muestra en cada estimación. De igual forma el proceso se repite 400 veces, siendo que la estimación con la muestra más extensa abarca de marzo-1978 a marzo-2016 (456 observaciones).

De esta manera, en la columna de gráficos a la izquierda, tanto de Figura 4 como de la Figura 5, el punto correspondiente a cada fecha se asocia con los resultados de la estimación que utiliza información desde esa fecha hasta marzo de 2016. Mientras que en los gráficos de la columna derecha cada punto corresponde al resultado de la estimación con datos desde marzo de 1978 hasta esa fecha.

Para el caso se la relación del indicador de precios de energía y el IPC, al observar la columna de gráficos donde “Rueda la fecha inicial”, se nota como la exclusión progresiva de datos anteriores a la primera mitad de la década de los 90 no solo incrementa la magnitud de la suma de coeficientes asociados a los rezagos, sino además mejora sustancialmente su significancia. Esta significancia desmejora cuando se excluyen las observaciones anteriores a 2006, lo cual está influido por la disminución progresiva del tamaño con que se efectúan las estimaciones en este ejercicio. Nótese como la magnitud de los coeficientes de rezagos mantiene su tendencia creciente.

Figura 5.

Resultado de regresiones con muestras rodantes (Índice de precios de No Energía).



Fuente: Elaboración propia

Cuando se observan los gráficos donde “Rueda la fecha final”, es decir cuando el ejercicio es añadir progresivamente observaciones a la estimación, se nota como la escasa relación entre el indicador de precios de energía que se presentó previo a la década de los 90 mantiene su influencia aun cuando se añadan las observaciones posteriores a esa década. Nótese cómo en esta última secuencia de estimaciones la significancia conjunta de los coeficientes asociados a los rezagos del indicador de materias primas en la ecuación del IPC no se acerca nunca niveles usualmente aceptables.

En conclusión, la relación entre el precio de materias primas energéticas y el IPC no ha sido estable en el tiempo. Fue sumamente débil previo a la primera mitad de la década de los 90 y se ha fortalecido desde entonces. De hecho, solo excluyendo de la estimación las observaciones previas a diciembre de 1994 se logra rechazar la hipótesis nula de que los coeficientes de retardo asociados al índice de energía no son conjuntamente significativos.

En el caso de la relación entre el índice de precios de No Energía sucede algo similar. Conforme se excluyen, desde el inicio de muestra, observaciones previas a la primera mitad de la década de los 90, la magnitud de los coeficientes del VAR se incrementa y su significancia mejora. Cabe destacar que se presentó una caída abrupta en la magnitud, y una desmejora en la significancia, cuando el peso relativo de las observaciones entre finales de 2009 y 2011 fue alto. Este lapso coincide con la ocurrencia de un proceso desinflacionario importante en Costa Rica que pudo haber debilitado la relación entre

ambas series de tiempo⁹. Por otra parte, el añadir secuencialmente observaciones no incrementa la magnitud de la suma de coeficientes ni logra una significancia aceptable de los mismos.

Según este análisis, la relación entre el precio de materias primas no energéticas y el IPC ha sido poco estable. Con excepción del periodo desinflacionario entre 2009 y 2011, la relación se ha vuelto más fuerte en magnitud. La estimación con más datos que logra una significancia aceptable es la que excluye observaciones previas a diciembre de 1990.

Este ejercicio de estimación con muestras rodantes es útil no solo para analizar la evolución de la relación entre los índices de precio de materias primas con el IPC, sino además para orientar la elección de la muestra que se utiliza en la aplicación de la metodología propuesta por Kilian y Vigfusson (2011) para investigar la existencia de efectos asimétricos.

5.1.3. Causalidad en el sentido de Granger.

Se procedió a determinar el orden óptimo de los rezagos en los VAR utilizando la muestra de enero de 1995 a marzo de 2016 en el caso del VAR con el índice de precios de energía, y de enero de 1991 a marzo 2016 para el VAR con el indicador de precios de No Energía. Según diversos criterios de ajuste, los órdenes de rezago elegidos fueron 3 y 6 respectivamente.

Una vez elegido un orden para los modelos VAR, se efectuaron pruebas de causalidad en el sentido de Granger para verificar si el orden de precedencia en la propagación de choques es el teóricamente esperado (desde precios de materias primas a IPC). Los resultados se muestran en el Cuadro 3, donde además se incluye el resultado de esta

Cuadro 3.
Pruebas de causalidad de Granger.

Materia prima	P-Value asociado a Ho: el IPC no es causado en el sentido de Granger por:		
	Precio de Materia Prima	TC	Precio de Materia Prima y TC
Energy	0.0257	0.0387	0.0064
No energía	0.0028	0.0066	0.0025
Bienes agrícolas	0.0422	0.0126	0.0100
Bebidas	0.9754	0.0443	0.2001
Alimentos	0.0017	0.0041	0.0007
Aceites comestibles	0.0000	0.0483	0.0001
Granos	0.0174	0.0170	0.0059
Otros alimentos	0.7547	0.0114	0.0393
Materiales básicos	0.8065	0.0112	0.0401
Madera	0.1707	0.0133	0.0158
Otros materiales básicos	0.1884	0.0137	0.0388
Fertilizantes	0.0010	0.0012	0.0004
Minerales metálicos	0.1067	0.0063	0.0109
Metales básicos	0.1429	0.0076	0.0137
Metales preciosos	0.0156	0.0560	0.0201

Fuente: Elaboración propia

⁹ Estas estimaciones excluyeron observaciones previas a 2009, 2010 o 2011.

prueba para modelos VAR que utilizan con variables endógenas, además de TC e IPC, alternativos índices de precio de materias primas¹⁰.

Puede apreciarse que, al 5% de significancia, tanto para el indicador de precios de energía como de No energía es posible rechazar la hipótesis de no causalidad en el sentido de Granger sobre el IPC tomando de forma individual cada indicador de precios. Lo mismo sucede para los índices de precio de bienes agrícolas, alimentos, aceites comestibles, granos, fertilizantes y metales preciosos. La relación de precedencia de choques es, en apariencia, más clara en el caso del tipo de cambio pues para todos los modelos VAR los rezagos de TC resultaron estadísticamente significativos al menos al 5,6%. En forma conjunta, tanto el precio de la materia prima como el TC causan en el sentido de Granger al IPC excepto en el caso de del VAR con precios de Bebidas.

5.1.4. Pruebas de asimetría.

El Cuadro 4 muestra los resultados de aplicar la prueba de simetría en los parámetros que se explicó en la sección 4.2.1. Debe anotarse que, según el orden de rezagos identificado en la sección 5.1.3, el modelo estimado para el caso de energía incluye hasta 3 rezagos de las variables endógenas (Primera diferencia logarítmica de: índice de precio de la materia prima, TC e IPC), mientras que en el caso de no energía se incluye hasta 6 rezagos.

Según estos resultados no hay suficiente evidencia para rechazar la hipótesis nula de traspaso simétrico según la magnitud de los coeficientes estimados y la precisión con que estos son estimados. Esto tanto para la relación del IPC con el índice de precios de materias primas energéticas como con el índice de materias primas no energéticas. Además la conclusión es la misma aun aplicando la versión modificada de la prueba propuesta por Mork (1989).

Ahora bien, según se indicó anteriormente si el PGD es asimétrico los impulsos respuesta pueden ser función altamente no lineal tanto de los parámetros de pendiente como de la variancia de las innovaciones, por lo que es perfectamente posible que aun cuando no se encuentre evidencia de parámetros distintos asociados a choques positivos y negativos, los impulso respuesta de ambos tipos de choque pueden ser muy diferentes. De ahí la

Cuadro 4.
Pruebas de simetría en parámetros*.

Materia prima	Versión Mork(1989)		Versiónn Mork(1989) modificada	
	Estadístico Ji ²	P-Value asociado	Estadístico Ji ²	P-Value asociado
Energía	3.00	0.39	4.61	0.20
No energía	2.02	0.92	1.93	0.93

* Ho: Simetría en parámetros

Fuente: Elaboración propia

¹⁰ En cada caso se seleccionó la muestra de datos con base en un ejercicio de muestras rodantes como el explicado en la sección 5.1.2 y el orden de rezagos con base en diversos criterios de bondad de ajuste.

Cuadro 5.
Pruebas de simetría sobre los impulso respuesta.

Horizonte	Valores P, Ho: Impulso respuesta simétrico			
	Energía		No energía	
	1 desv. Std.	2 desv. Std.	1 desv. Std.	2 desv. Std.
0	0.010	0.009	0.890	0.896
1	0.023	0.019	0.854	0.868
2	0.051	0.044	0.955	0.962
3	0.096	0.081	0.930	0.943
4	0.162	0.140	0.775	0.810
5	0.241	0.210	0.862	0.888
6	0.295	0.259	0.867	0.893
7	0.380	0.340	0.921	0.939
8	0.423	0.405	0.955	0.967
9	0.516	0.498	0.976	0.983
10	0.606	0.588	0.987	0.992
11	0.687	0.670	0.994	0.996
12	0.753	0.740	0.997	0.998
13	0.813	0.800	0.999	0.999
14	0.861	0.852	0.999	1.000
15	0.898	0.890	1.000	1.000
16	0.927	0.921	1.000	1.000
17	0.949	0.945	1.000	1.000
18	0.962	0.960	1.000	1.000
19	0.975	0.973	1.000	1.000
20	0.984	0.982	1.000	1.000
21	0.989	0.989	1.000	1.000
22	0.993	0.992	1.000	1.000
23	0.995	0.995	1.000	1.000

Fuente: Elaboración propia

recomendación de aplicar pruebas de simetría directamente a los impulso respuesta estimados.

El Cuadro 5 muestra los resultados de aplicar la prueba de simetría a los impulsos respuesta que se expuso en la sección 4.2.2. Los valores P que se exponen son los obtenidos con base en 250.000 simulaciones de un modelo como (5) ampliado para incluir el TC como variable endógena, con tres y seis rezagos respectivamente para los casos de energía y no energía, y con hasta 24 periodos de proyección en los impulso respuesta. Además, en vista de la posible no linealidad de los impulsos respuesta en el tamaño de los choques, se muestran resultados para choques de una y dos desviaciones estándar de las innovaciones.

Asumiendo una tolerancia del 10% al error estadístico tipo 1, existe evidencia contra la hipótesis de simetría en la respuesta dinámica del IPC a choques sobre los precios de las materias primas energéticas para horizontes cortos (3 o menos meses). Para horizontes

más largos tal evidencia se debilita sustancialmente. En el caso de la respuesta del IPC a choques sobre los precios de materias primas no energéticas, la evidencia contraria a la nula de simetría es escasa para todos los horizontes considerados.

En resumen, la escasa evidencia contra la hipótesis de simetría en parámetros es reafirmada con una diferencia poco significativa en la respuesta dinámica del IPC a choques positivos y negativos sobre los precios de materias primas no energéticas. Por su parte, la respuesta del IPC a choques sobre materias primas energéticas muestra evidencia de asimetría para horizontes de hasta 3 meses, no así para horizontes más extensos. Además, es importante resalta que, según se verá más adelante, y contrario a la percepción popular, la respuesta dinámica del IPC a choques sobre el precio de las materias primas energéticas es mayor cuando los choques son negativos.

5.1.5. Traspaso de precios de materias primas a IPC.

Según se anotó en la Sección 3, el método tradicional para cuantificar asimetrías en el traspaso de choques de una variable a otra en el contexto de modelos VAR, que consiste en censurar las variables sujetas a choques, produce estimaciones inconsistentes independientemente de si el PGD es simétrico o asimétrico. El método propuesto por Kilian y Vigfusson (2011) evita ese problema mediante la estimación de un modelo estructural completo que produce estimaciones de los impulso respuesta asintóticamente insesgadas tanto en el caso de un PGD simétrico como asimétrico.

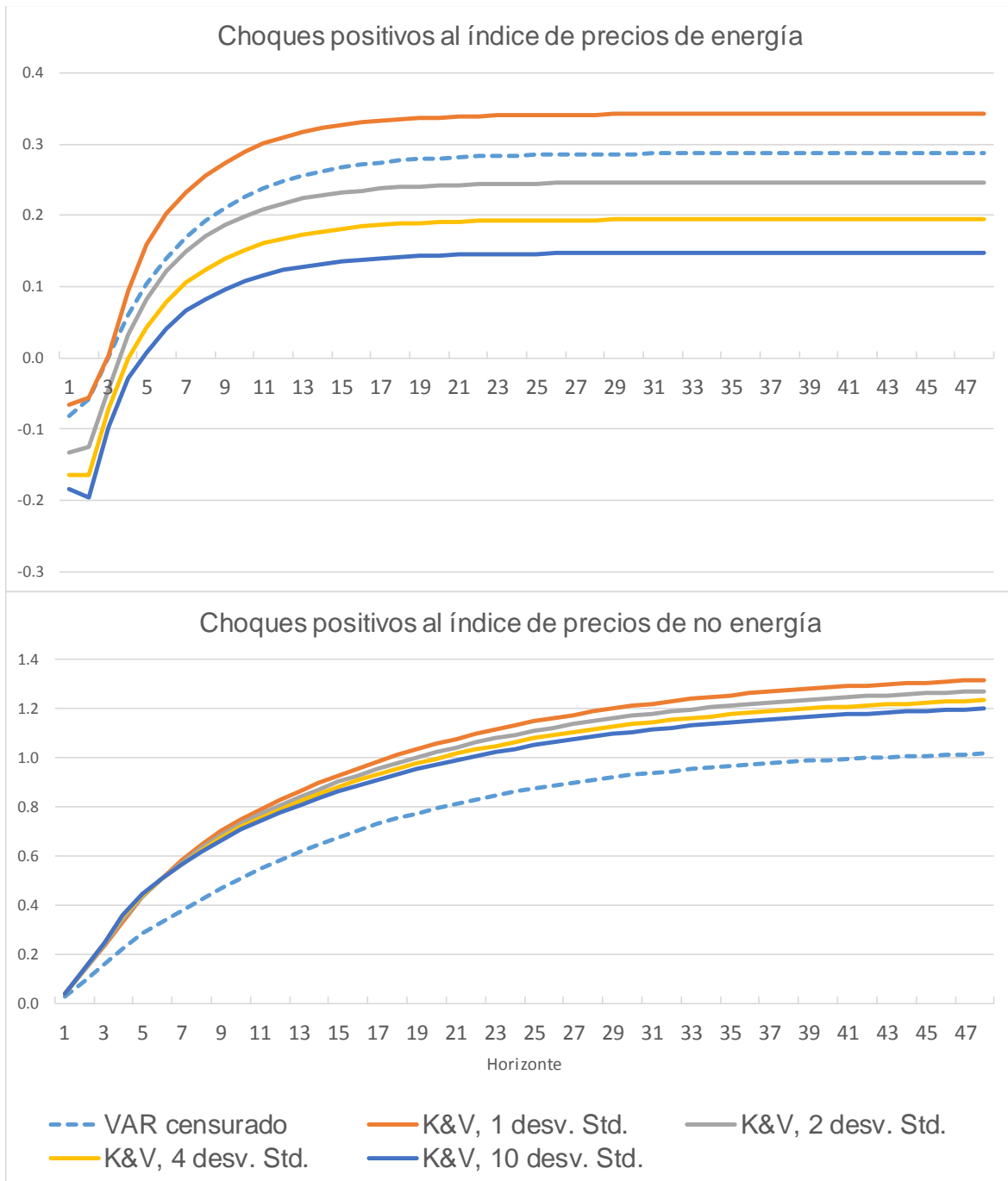
En vista de la evidencia mixta sobre la posible asimetría en el traspaso de los precios de materias primas energéticas y no energéticas, los resultados que se muestran a continuación implementan la metodología propuesta por esos autores. Con esta se cuantifica el traspaso de precios de materias primas al IPC considerando dos posibles formas de asimetría, a saber, asimetrías de signo y de magnitud. Esto es, la metodología permite concluir si la respuesta dinámica del IPC es distinta ante choques positivos o negativos en el precio de las materias primas y, además, si difiere entre choques pequeños y grandes.

Todos los impulso respuesta que se muestran a continuación se obtuvieron a partir de 250.000 estimaciones¹¹ para cada horizonte, son respuestas dinámicas acumuladas del IPC ante choques al respectivo índice de precios de materias primas y el horizonte de pronóstico es de 48 meses. Además, los impulso respuesta asociados a choques negativos fueron multiplicados por -1 para hacer más fácil su comparación con aquellas asociadas a choques positivos.

En primera instancia, y para efectos de contrastar la estimación que resulta de aplicar la metodología de Kilian y Vigfusson (2011) con la de un VAR censurado tradicional del tipo que se muestra en el modelo (2), la Figura 6 ilustra los impulsos respuesta del IPC ante

¹¹ Según la explicación de la sección 4.1, para el cálculo de los impulso respuesta se seleccionó $n_{boot} = 500$ y $n_{hist} = 500$. Esto es 500 distintas historias para basar el pronóstico y, para cada una de ellas, 500 simulaciones distintas del modelo (5). Esto para un total de 250.000 estimaciones para cada horizonte.

Figura 6.
Impulso respuesta acumulado del IPC*.



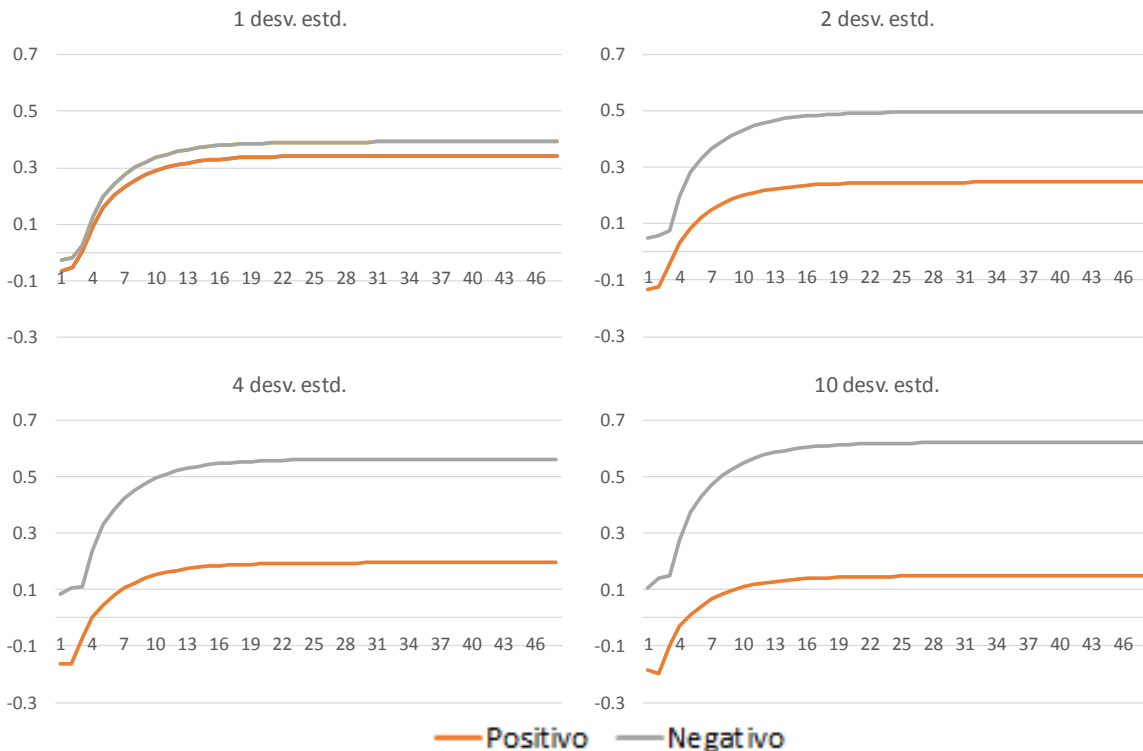
* Los impulso respuesta son reescalados según el tamaño del choque para asegurar comparabilidad

Fuente: Elaboración propia

varios tamaños de choque positivos al precio del respectivo índice de precios de materias primas.

Figura 7.

Impulso respuesta del IPC según signo y magnitud del choque sobre índice de energía.



Fuente: Elaboración propia

Para el caso de la respuesta a choques sobre el índice de precios de energía, el VAR censurado tradicional sobreestima la respuesta dinámica del IPC para los 3 tamaños de choque más grandes, mientras que para el choque de una desviación estándar, la subestima. Nótese además que la estimación central del impulso respuesta indica que la respuesta del IPC es de menor magnitud proporcional¹² conforme los choques se hacen más grandes¹³.

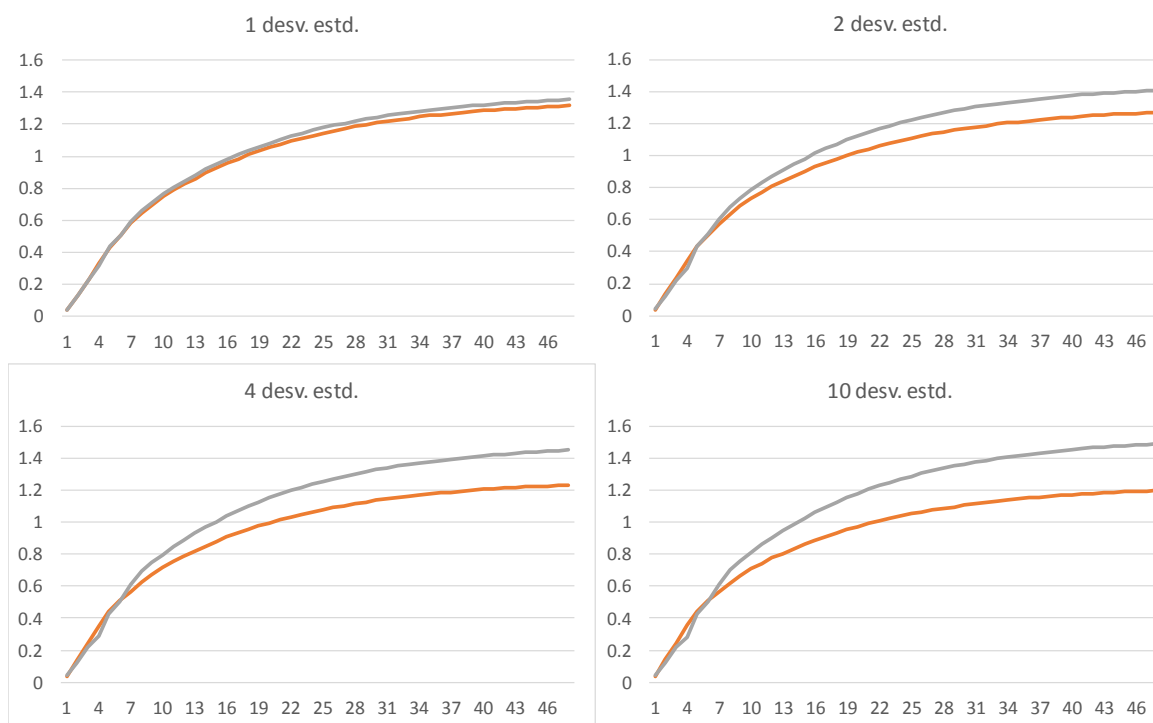
Por otra parte, en el caso del modelo con el índice de precios de materias primas no energéticas, la subestimación es consistente para todos los tamaños de choque. De igual forma la respuesta dinámica del IPC decrece con el tamaño del choque. Según Koop, Pesaran y Potter (1996), en principio la dirección del sesgo asintótico es ambigua, de manera que las sobreestimaciones y subestimaciones son completamente esperables.

Ahora bien, el mayor interés en este trabajo es analizar si hay diferencias significativas en la respuesta a choques dependiendo de su signo. En la Figura 7 es posible comprar la respuesta dinámica del IPC a choques positivos y negativos sobre el índice de precios de materias primas energéticas. Nótese como consistentemente, para todos los tamaños de

¹² Según se indicó en la sección 4.1, los impulso respuesta se reescalan según el tamaño del choque.

¹³ El cálculo de bandas de confianza del 90% para estos impulso respuesta no indica diferencia estadísticamente significativa entre las respuestas a las distintas magnitudes de choque.

Figura 8.
Impulso respuesta del IPC según signo y magnitud del choque sobre índice materias primas no energéticas



Fuente: Elaboración propia

choque, la respuesta a choques negativos es mayor que a los choques positivos. Además, tal diferencia es creciente en el tamaño del choque. Este es un resultado que contrasta con la percepción habitual y popular de que los choques positivos, sobre todo a los combustibles, se transmiten en mayor magnitud a la generalidad de precios de la economía costarricense. Debe mencionarse que, según las bandas de confianza empíricas obtenidas a partir de la distribución de las simulaciones, la diferencia en la respuesta es estadísticamente significativa para el caso de los choques de mayor magnitud (4 y 10 desviaciones estándar), mientras que para choques pequeños (1 y 2 desviaciones estándar), la respuesta dinámica del IPC no es estadísticamente distinta entre choques positivos y negativos (ver Figura 17 en el Anexo B.).

En el caso del modelo con el índice de precios de materias primas no energéticas, la respuesta dinámica del IPC a choque positivos y negativos se muestra en la Figura 8. En general las asimetrías que se pueden observar en la respuesta acumulada luego de 6 meses no son muy diferentes a las descritas para el caso del modelo con precios de materias primas energéticas. Los choques negativos se transmiten más que los positivos, y la diferencia es mayor cuanto más grande sea el choque. Antes del sexto mes y para los choques de 2, 4 y 10 desviaciones estándar, la respuesta choques positivos es ligeramente mayor. Sin embargo, tal y como se observa en la Figura 18 del Anexo B., estas diferencias no son estadísticamente significativas a ningún horizonte y para casi todos los tamaños de choque. Debe exceptuarse el caso del choque de 10 desviaciones estándar que luego de

Cuadro 6.
Pruebas de efectos GARCH sobre residuos de modelos ARMA(1,0)

Energía			
F-statistic	2.224444	Prob. F(4,665)	0.0649
Obs*R-squared	8.846311	Prob. Chi-Square(4)	0.0651
No energía			
F-statistic	8.616430	Prob. F(4,665)	0.0000
Obs*R-squared	33.01381	Prob. Chi-Square(4)	0.0000

Fuente: Elaboración propia

24 meses muestra una deferencia en la respuesta acumulada ligeramente significativa entre choques positivos y negativos, siendo menor la respuesta al choque positivo.

5.2. Traspaso a nivel macro corrigiendo por volatilidad.

Según se explicó en la sección 4.3, se procedió a cuantificar el traspaso reescalando la serie de variaciones de precio de materias primas. La serie utilizada para reescalar corresponde a la variancia condicional del modelo GARCH (p,q) que mejor describa el proceso generador de datos. El análisis del traspaso utilizando series de precio de materias primas corregidas por volatilidad se efectuó únicamente a nivel agregado. Esto es, se estudió el traspaso de precios de materias primas energéticas y no energéticas hacia la variación del IPC.

La elección del mejor modelo GARCH para las series de variación de precios de materias primas energéticas y no energéticas pasa por identificar el mejor modelo ARMA para luego proceder a someter a prueba la presencia de efectos GARCH en los residuos de ese modelo.

Los correlogramas de ambas series se muestran en el Anexo C. En ambos casos los estadístico Q indican que no se trata de procesos ruido blanco. Además las autocorrelaciones y autocorrelaciones parciales sugieren, para ambos casos, un proceso ARMA (1,0). A pesar de eso se procedió a probar especificaciones ARMA (p,q) con $p \in [1,4]$ y $q \in [0,4]$. Entre todas las especificaciones que generaron residuos con características de ruido blando se eligió, con base en el criterio de Bayes (BIC), la que mejor ajusta los datos. Según se muestra en el Anexo C., para ambos casos el modelo que tiene un menor BIC es un ARMA (1,0), lo cual confirma el análisis visual de los correlogramas.

A continuación de efectuaron pruebas del tipo LM sobre los residuos de los modelos elegidos para probar la presencia de efector GARCH. El resultado de estas pruebas se muestra en el Cuadro 6. Para ambos casos (energía y no energía) y al 10% de significancia, se rechaza la hipótesis nula de ausencia de efectos GARCH. Así que la evidencia sugiere la presencia de heterocedasticidad condicional autoregresiva. Esto hace viable, desde el punto de vista estadístico, aplicar la propuesta de Lee, Ni y Ratti (1995).

Según se aprecia en la Figura 21 del Anexo C., el correlograma de residuos al cuadrado del modelo de variación de precios de materias primas no energéticas sugiere una

Cuadro 7.
Pruebas LM de efectos GARCH sobre residuos de modelos seleccionados

Energía			
F-statistic	0.159432	Prob. F(4,664)	0.9587
Obs*R-squared	0.641916	Prob. Chi-Square(4)	0.9583
No energía			
F-statistic	0.858685	Prob. F(4,664)	0.4884
Obs*R-squared	3.442794	Prob. Chi-Square(4)	0.4866

Fuente: Elaboración propia

especificación con residuos GARCH (1,1). Por otro lado, según la Figura 22, el correlograma de residuos al cuadrado del modelo de precios de materias primas energéticas no sugiere un esquema GARCH claro. La función de autocorrelación tiene un pico significativo solamente en el tercer rezago, mientras que la autocorrelación parcial también tiene un pico significativo en el tercer rezago. Esto podría sugerir un modelo con residuos GARCH(3,0).

Los modelos seleccionados para construir la variable que reescala las variaciones de precios de materias primas son, finalmente, especificaciones ARMA(1,0) con esos esquemas de residuos con variancia condicional autorregresiva GARCH (1,1) para el caso de materias primas no energéticas y GARCH (3,0) para las materias primas energéticas. Al estimar estos modelos se obtienen residuos con características de ruido blanco para ambos casos (ver Figura 23 y Figura 24 del Anexo C.). Además, según se aprecia en el Cuadro 7, la prueba *LM* no rechaza la ausencia de efectos GARCH adicionales.

Con las series de variación mensual de precios reescaladas se procedió a corroborar la presencia de asimetrías en los parámetros en la relación con la variación mensual del IPC según Mork (1989) y la modificación propuesta por Kilian y Vigfusson (2011). Los resultados se muestran en el Cuadro 8. La conclusión respecto a la presencia de asimetrías de signo no difiere de la obtenida para el caso sin reescalar, no es posible rechazar la hipótesis de simetría.

De igual forma se procedió a corroborar la presencia de asimetrías en los impulso respuesta con los indicadores de precio reescalados. Los resultados se muestran en el Cuadro 9. En general éstos no difieren sustancialmente de aquellos obtenidos para el caso de precios sin

Cuadro 8.
Pruebas de simetría en parámetros*.

Materia prima	Versión Mork(1989)		Versión Mork(1989) modificada	
	Estadístico J_i^2	P-Value asociado	Estadístico J_i^2	P-Value asociado
Energía	2.30	0.51	2.22	0.53
No energía	1.34	0.97	1.64	0.95

* Ho: Simetría en parámetros

Fuente: Elaboración propia

reescalar por volatilidad. La escasa evidencia de asimetrías se acentúa en este caso donde únicamente para los precios de materias primas energéticas, y hasta un horizonte de un mes, se reporta evidencia significativa (al 10%) de impulsos respuesta asimétricos.

Ahora bien, observar los impulsos respuesta de las variaciones del IPC a choques sobre la serie reescalada de precios de materias prima, siempre contruidos según la propuesta Kilian y Vigfusson (2011), permite analizar si efectivamente los precios domésticos responden de manera distinta dependiendo de si estos se dan en un contexto de alta o baja volatilidad. En general la respuesta dinámica del IPC a variaciones de precios de materias primas energéticas y no energéticas no es estadísticamente diferente cuando se reescala para incorporar volatilidad de precios de materias primas.

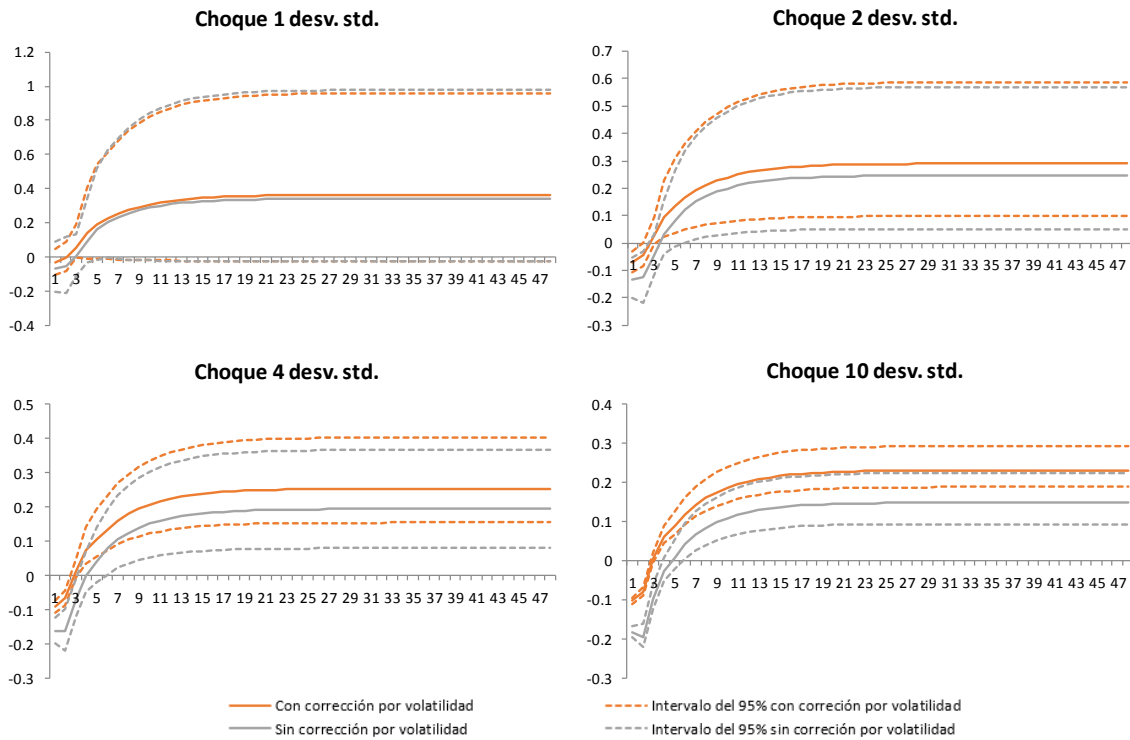
Cuadro 9.
Pruebas de simetría sobre los impulso respuesta con indicadores de precio reescalados por volatilidad.

Horizonte	Valores P, Ho: Impulso respuesta simétrico			
	Energía		No energía	
	1 desv. Std.	2 desv. Std.	1 desv. Std.	2 desv. Std.
0	0.034	0.040	0.440	0.464
1	0.070	0.081	0.705	0.730
2	0.149	0.169	0.782	0.809
3	0.210	0.236	0.794	0.822
4	0.320	0.354	0.835	0.860
5	0.439	0.477	0.860	0.881
6	0.542	0.584	0.911	0.927
7	0.637	0.679	0.951	0.961
8	0.730	0.768	0.974	0.981
9	0.805	0.838	0.987	0.991
10	0.862	0.889	0.994	0.996
11	0.906	0.927	0.997	0.998
12	0.938	0.954	0.999	0.999
13	0.961	0.971	0.999	1.000
14	0.974	0.982	1.000	1.000
15	0.983	0.988	1.000	1.000
16	0.990	0.993	1.000	1.000
17	0.994	0.996	1.000	1.000
18	0.997	0.998	1.000	1.000
19	0.998	0.999	1.000	1.000
20	0.999	0.999	1.000	1.000
21	0.999	1.000	1.000	1.000
22	1.000	1.000	1.000	1.000
23	1.000	1.000	1.000	1.000

Fuente: Elaboración propia

Figura 9.

Impulso respuesta de la variación del IPC a choques positivos sobre precios de materias primas energéticas con y sin corrección por volatilidad.



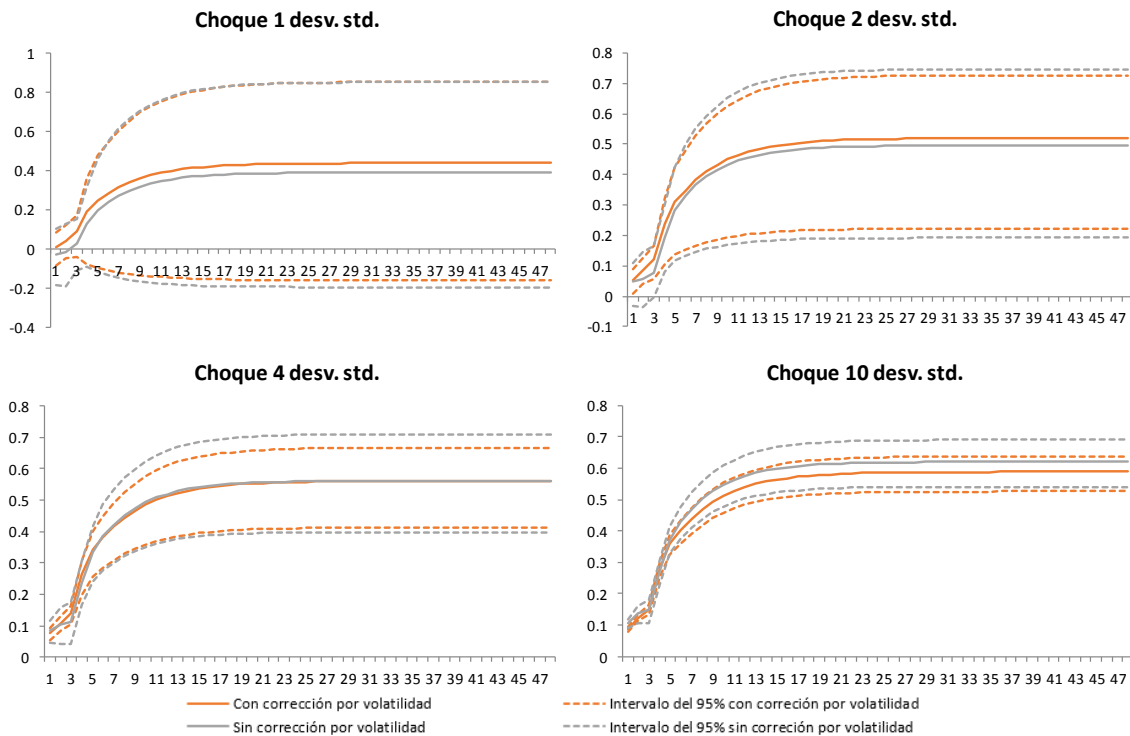
Fuente: Elaboración propia

La Figura 9 permite comparar los impulsos respuesta con y sin corrección por volatilidad para el caso de choques positivos sobre precios de materias primas energéticas. Se muestra el intervalo de confianza empírico formado a partir de los percentiles 5 y del 95 de la distribución de impulsos respuestas simuladas en el ejercicio de *bootstrapping*. La Figura 10 muestra el caso equivalente pero para choques negativos. Para todos los tamaños de choque considerados (tanto positivos como negativos) los intervalos de confianza de las respuestas dinámicas con y sin control por volatilidad se traslapan. Con lo cual se concluye que la volatilidad del precio de las materias primas energéticas no condiciona la magnitud ni la simetría del traspaso identificada en la sección anterior.

Si bien no se encuentra un traspaso estadísticamente diferente, deben anotarse que la estimación central señala un traspaso mayor cuando se considera la volatilidad del precio de la materia prima energética. Además esta diferencia es relativamente mayor cuando el choque aplicado es más grande. Esto es coherente con la hipótesis de que los ajustes a precios locales son proporcionalmente menores ante choques a las materias primas energéticas cuando estos se presentan en contextos de alta volatilidad. Esto respondería que tales choques son considerados transitorios y no ameritan, por tanto, una ajuste similar al que se da cuando el choque se considera permanente, lo cual se asociaría a entornos de baja volatilidad.

Figura 10

Impulso respuesta de la variación del IPC a choques negativos sobre precios de materias primas energéticas con y sin corrección por volatilidad.



Fuente: Elaboración propia

La Figura 25 y la Figura 26 en el Anexo B. muestran los casos equivalentes al de la Figura 9 y la Figura 10 respectivamente pero para choques sobre materias primas no energéticas. En general la conclusión a la que se llega al comparar los intervalos de los impulsos respuesta que consideran volatilidad con aquellos que no la consideran es similar a la del caso de materias primas energéticas: no hay diferencia estadísticamente significativa. De igual forma, las estimaciones centrales también señalan una respuesta ligeramente mayor cuando se controla por volatilidad.

5.3. Traspaso a nivel micro, datos desagregados por materia prima.

5.3.1. Pruebas de simetría en los impulsos respuesta.

Para el caso de los datos desagregados a nivel de industria se sigue el mismo proceso de estimación descrito en la Sección 4.2 en el sentido de estimar modelos VAR que incorporan tres variables, a saber: el precio internacional de la materia prima, el tipo de cambio nominal y el precio local con que está relacionado con dicha materia prima (o que lo utiliza como insumo en su proceso de producción). Las estimaciones se realizan para datos en primeras diferencias dado que los resultados de las pruebas de raíz unitaria indican de manera

sistemática que las series en niveles poseen raíz unitaria, no cointegran y sus primeras diferencias son estacionarias¹⁴.

Con el objeto de lograr la mayor parsimonia en los modelos, se seleccionó la cantidad de rezagos incluidos en los VAR a partir de pruebas de exclusión de rezagos¹⁵. Una vez identificada la estructura de rezagos óptima se procede a aplicar la prueba de simetría con base en los impulso respuesta descrita en la Sección 4.2. Al igual que en el caso del traspaso de materias primas al IPC, la prueba de simetría es aplicada con base en 250.000 simulaciones.

Utilizando una significancia del 5%, se encontró evidencia de asimetría de signo en 16 de los 80 casos analizados. Es decir, para un 80% de los artículos analizados la magnitud del traspaso desde la materia prima al precio final no es estadísticamente distinta ante choques positivos o negativos en el precio de la materia prima asociada. El Cuadro 13 del Anexo D. muestra los valores P asociados a la prueba de simetría sobre los impulsos respuesta para estos 16 productos. Aunque la prueba se calcula para todo el horizonte de proyección (48 meses), solamente se muestran resultados hasta un horizonte de 24 meses dado que la mayor parte de los rechazos de la hipótesis de simetría tiende a ocurrir en los primeros meses. La única excepción es el precio de los fertilizantes, el cual muestra todavía valores P menores a 0,05 hasta 31 meses después del choque inicial.

Respecto al resultado de la prueba de simetría a nivel de industria hay varios aspectos interesantes que resaltar. En primer lugar, el ajuste asimétrico de precios ante choques de precios de materias primas parece estar concentrado en dos grupos particulares de bienes. Por un lado, están los bienes que utilizan el trigo como insumo y que elaboran productos de panadería y pastas. Por otro lado, está la carne de pollo en cuya producción se requiere de concentrados a base de maíz. Como se verá más adelante, esta asimetría de signo se manifiesta en una respuesta dinámica más pronunciada ante choques positivos en el precio de la materia prima. Para ambos grupos de bienes la presencia de asimetría se da tanto a nivel de precios al productor como de precios al consumidor. Por lo tanto, una posible hipótesis sería que la asimetría en el ajuste de los precios al productor puede estarse transmitiendo a lo largo de la cadena productiva hasta afectar los precios al consumidor.

En segundo lugar, una vez identificada la presencia de ajustes asimétricos de precios, es natural preguntarse qué circunstancias pueden estar originándola. En este punto, es usual sospechar que la presencia de estructuras de mercado poco competitivas generadas por una alta concentración del mercado podría dar origen una respuesta asimétrica a los choques de precios de materias primas. En este sentido, el importador o el productor podrían obtener rentas monopolísticas al ajustar los precios en cierta magnitud cuando sube el precio de las materias primas, y hacerlo en una menor magnitud (o no hacerlo) cuando aquellos bajan.

¹⁴ Las pruebas aplicadas fueron Dickey-Fuller y Phillips-Perron. Para preservar el espacio y dada la gran cantidad de series a las cuales se les aplicó estas pruebas, no se adjuntan los resultados. Sin embargo, estos están a disposición de quien los solicite.

¹⁵ Corresponde a una prueba de Wald sobre la significancia conjunta de los rezagos de todas las variables endógenas a cada longitud de rezago.

Con el objetivo de probar esta hipótesis se calculó el índice de Herfindahl- Hirshman (IHH)¹⁶ para los productos con evidencia de asimetría. Entre más cercano está el IHH a su valor máximo extremo de 10.000, más concentrado está el mercado. El Departamento de Justicia y la Comisión Federal de Comercio de los Estados Unidos proponen que un mercado se considere como poco concentrado cuando el valor del índice es menor a 1500, cuando este valor se ubica entre 1500 y 2500 entonces el mercado estaría moderadamente concentrado. Por último, cuando el valor del índice es mayor a 2500 entonces existiría un serio problema de concentración del mercado.

El Cuadro 10 muestra el cálculo del IHH para los productos con y sin evidencia de asimetría. El índice se calcula a nivel de los importadores de la materia prima y para los productores de cada elemento particular¹⁷. Con base en la información aportada en este cuadro, lo primero que podría concluirse es que la alta concentración es generalizada pues está presente tanto en las industrias de productos con evidencia de asimetría como en aquellos sin esa evidencia.

Ahora bien, debe destacarse que para todos los productos con evidencia de asimetría la concentración a nivel de importación es alta, no así en el caso de los productos donde no se rechaza la hipótesis de simetría. Así que con base en estos datos no podría afirmarse con rigurosidad que la alta concentración provoca un traspaso asimétrico. A lo sumo podría indicarse que la alta concentración es una condición necesaria pero no suficiente para generar asimetrías de signo en el traspaso de precios de materias primas.

Por otro lado, dentro del grupo de productos que presentan evidencia estadística de asimetría positiva en el traspaso, podría ser el caso que el grado de concentración de oferentes esté asociado distintos niveles de asimetría. Esto indicaría que los ofertantes, al estar altamente concentrados podrían estar ejerciendo poder de mercado para trasladar en mayor magnitud las subidas de precio de las materias primas.

En la Figura 11 se muestra, para el grupo de productos que mostró evidencia de asimetría positiva, pares ordenados de dos métricas, una de concentración de mercado (el IHH) y otra del nivel de asimetría¹⁸. En el gráfico de la izquierda se incluyen todos los productos en los que se encontró evidencia de asimetría de signo, mientras que en el de la derecha se excluye del punteo de datos los dos casos de arroz (IPP e IPC). Además se muestra una línea que representa un ajuste de mínimos cuadrados a los datos.

¹⁶ Este índice es ampliamente utilizado para cuantificar el grado de concentración en los mercados. Su fórmula $IHH = \sum_{i=1}^N s_i^2$. Donde N es el total de empresas en la industria y s_i es la proporción del mercado que mantiene cada empresa. El índice puede variar entre cero y un máximo de 10.000. Un valor cercano a cero indicaría que el mercado está poco concentrado y por lo tanto se acerca más a la definición de mercado competitivo. Por el contrario, un valor cercano a 10,000 evidencia alta concentración y por tanto un mercado cada vez más monopólico.

¹⁷ Este índice fue calculado por Área de Números Índices del Departamento Gestión de Información Económica. Se estimó con base en las importaciones CIF y las ventas informadas por las empresas al Ministerio de Hacienda.

¹⁸ El nivel de asimetría se cuantificó con el indicador $A = \frac{IR_{48}^+ - IR_{48}^-}{Choque}$. Donde IR_{48}^+ es el nivel acumulado del impulso respuesta ante un choque positivo luego de transcurridos 48 periodos e IR_{48}^- es el equivalente pero para choques negativos.

Cuadro 10.
IHH para grupos de productos con y sin evidencia de asimetría.

Productos con evidencia de asimetría		Productos sin evidencia de asimetría	
Trigo		Aluminio	
Importaciones	4270	Importaciones	3931
IPP-MAN Productos de hariana	5397	IPP-MAN Productos de aluminio	4813
IPP-MAN Pastas	8253	Cobre	
IPP-MAN Productos de anadería	629	Importaciones	8836
Maíz		IPP-MAN Cable eléctrico	9912
Importaciones	2503	Resinas y polímeros	
IPP-MAN Alimento para animales	745	Importaciones	417
IPP-MAN Productos de pollo	6176	IPP-MAN Productos de plástico	550
Hierro		Soya	
Importaciones	3933	Importaciones	10000
IPP-MAN Productos de hierro y acero	1381	IPP-MAN Aceite de soya	3810
Arroz			
IPP-MAN Molienda de arroz	2065		
Fertilizantes			
Fabricación de abonos y compuestos de nitrógeno	3094		

Fuente: Elaboración propia.

En el caso del gráfico que incluyen los dos productos de arroz, la relación entre concentración y nivel de asimetría no es significativa. Note que el valor del estadístico t de la pendiente no es estadísticamente distinto de cero. Sin embargo, en vista de las características particulares de la industria arrocera costarricense, se considera que las dos observaciones de este producto distorsionan la relación entre concentración de oferentes y nivel de asimetría en el traspaso. A continuación se detallan las características del mercado arrocero en Costa Rica, por ahora basta decir que si bien hay un número no pequeño de industriales del arroz, estos coordinan su accionar al estilo de un cartel, lo que hace que al medir la concentración de mercado mediante el IHH ambos productos muestran bajos niveles de concentración para el nivel de asimetría en el traspaso de sus precios.

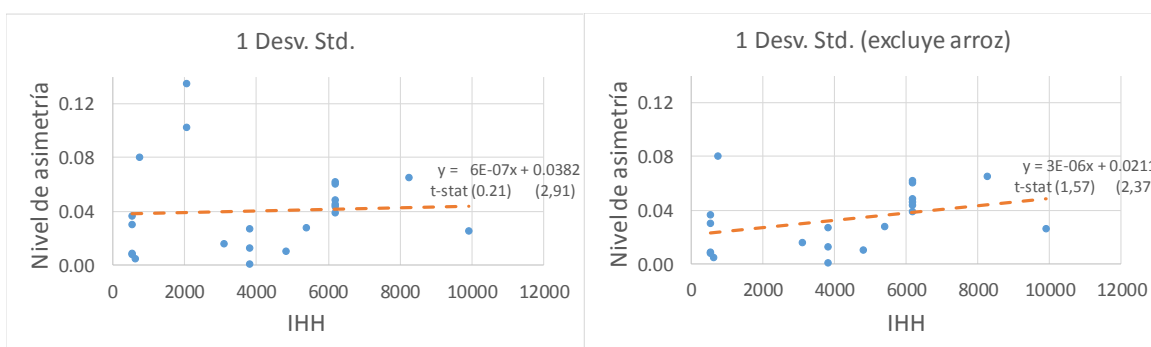
Como se aprecia en el gráfico de la derecha de la Figura 11, cuando se excluyen los dos casos de arroz la relación entre concentración y asimetría se fortalece tanto en magnitud como en significancia estadística¹⁹. Mayores niveles de concentración de mercado se asocian con un grado mayor de asimetría en el traspaso de precios de materias primas.

Respecto al arroz, es posible intuir que las características de organización industrial de este mercado, las políticas arancelarias históricas y vigentes, así como la regulación de precio existente, pueden explicar la respuesta asimétrica estimada. De acuerdo con el IHH, la actividad de molienda se encuentra moderadamente concentrada. Esto es consistente con lo reportado por Arroyo, Lucke y Rivera (2013) quienes mencionan que un 70% de la industrialización arrocera del país es llevada a cabo por tan sólo el 10% de las fincas.

¹⁹ La pendiente es estadísticamente distinta de cero si se está dispuesto a tolerar 0,13 de probabilidad de cometer error tipo 1.

Figura 11.

Asociación entre el nivel de concentración de oferentes del mercado y el grado de asimetría positiva en el traspaso.



Fuente: Elaboración propia

Por otra parte, la producción local sólo abastece un 65% de la demanda de arroz a nivel nacional²⁰. Esto ocasiona que el faltante deba ser importado del exterior (principalmente desde Estados Unidos). Sin embargo, por ley la Corporación Arroceras Nacional (CONARROZ) posee el monopolio de la importación del arroz en granza, el cual a partir del año 2002 es posible importar libre de impuestos. Los productores locales pueden vender el arroz al precio regulado por el Ministerio de Economía, siendo que no están obligados a trasladar al precio local eventuales reducciones en el precio internacional del arroz. Como es de esperar, este mecanismo ha permitido a los productores de arroz obtener rentas monopólicas²¹ y ha significado una transferencia de recursos desde los consumidores hacia este grupo de productores (en especial los más grandes)²².

En cuanto a los combustibles, cuyo precio es regulado por la Autoridad Reguladora de los Servicios Públicos (ARESEP), es interesante observar que no se encuentra evidencia de asimetría. Este es precisamente el resultado que se esperaría para un precio que por ley debe fijarse al costo y cuyo método de fijación tarifaria no induce un sesgo a que el precio responda más en determinada dirección ante aumentos o reducciones en el precio internacional de los combustibles.

Por otra parte, tampoco se encuentra evidencia de asimetría en el tiempo que tardan los choques en el precio de petróleo en transmitirse hacia los precios finales de la gasolina y el diésel. Las funciones de impulso respuesta de estos productos indican que alrededor que un 80% del efecto final se transmite en 3 meses, el cual es el mismo tiempo tanto para choques positivos como negativos. Este resultado también es contrario a la percepción popular de que los incrementos en el precio del petróleo tienden a transmitirse de manera

²⁰ Con base en datos de CONARROZ para la cosecha arroceras 2014-2015.

²¹ Estas rentas se reparten de manera desigual entre los productores ya que la existencia de una cláusula de desempeño ocasiona que las importaciones de arroz se distribuyan conforme al nivel de producción, de forma tal que los mayores agroindustriales son los principales importadores de arroz y, por ende, los principales beneficiarios.

²² Petrecolla (2006) calcula que para el periodo 1995-2005 el monto de esta transferencia alcanzó 396 millones de EUA dólares.

más expedita al precio final de los combustibles cuando el precio del barril de petróleo aumenta que cuando este disminuye.

Con el fin de conservar el espacio, de la Figura 12 a la Figura 15 se muestran las estimaciones de la respuesta del precio local ante un choque en el precio de la respectiva materia prima solo para cuatro de los 16 productos presentan evidencia de asimetría. Estas se calculan de acuerdo con el método expuesto en la sección 4.1 y se estiman con base en 90.000 simulaciones. Al igual que en la Sección 5.1.5 las funciones de impulso respuesta se presentan reescaladas por el tamaño del choque y, en el caso de choques negativos, multiplicadas por -1.

Cada figura muestra cuatro filas de gráficos. La primera fila corresponde a las funciones de impulso respuesta para choques positivos de una y dos desviaciones estándar. Por su parte, el Cuadro 14 en el Anexo D. muestra los efectos acumulados hasta los 12, 24, 36 y 48 meses para cada producto y tamaño del choque, donde los datos en negrita indican que el efecto es estadísticamente significativo.

De acuerdo con las figuras, la diferencia en la magnitud de la respuesta ante choques no anticipados del precio de la materia prima tiende a incrementarse conforme aumenta el tamaño del choque. De estos cuatro productos, tres evidencian asimetría positiva (harina y subproductos de harina, pollo y productos de pollo y arroz) mientras que el restante (hierro y acero) presenta asimetría negativa. Asimismo, para este último producto la diferencia en puntos porcentuales entre el choque positivo y negativo de dos desviaciones estándar es la mayor entre los 16 productos (3,1 p.p.). Del total de productos que poseen evidencia de asimetría, 13 presentan asimetría positiva mientras que sólo 3 muestran asimetría negativa²³.

Por otra parte, los datos del Cuadro 14 en el Anexo D. indican que los precios al productor responden en mayor cuantía que los precios al consumidor ante choques en el precio de la respectiva materia prima. Los fertilizantes son el producto que, para todos los tamaños y signo del choque, muestra el mayor traspaso.

La segunda fila de gráficos muestra los choques positivos y negativos para choques de 1, 2, 4 y 10 desviaciones estándar. Para el caso de los choques positivos, se observa que, a excepción de los productos de hierro y acero, la magnitud del traspaso se incrementa con el tamaño del choque. No obstante, cuando el choque es negativo esta situación se revierte y la magnitud del traspaso se reduce conforme el tamaño del choque se incrementa. Este resultado indicaría que no sólo existe una asimetría en términos de la respuesta de estos productos ante choques positivos y negativos, sino que también tendería a existir una asimetría respecto a la magnitud del choque, de modo tal que, conforme más aumente el precio de la materia prima, el traspaso es más que proporcional al tamaño del choque. Si por el contrario se da una reducción en el precio de la materia prima, esta disminución se traspasa de forma menos que proporcional.

De estos 4 productos llama la atención la respuesta del arroz ante choques en el precio internacional de este producto. Si bien la respuesta es asimétrica (positiva) las funciones

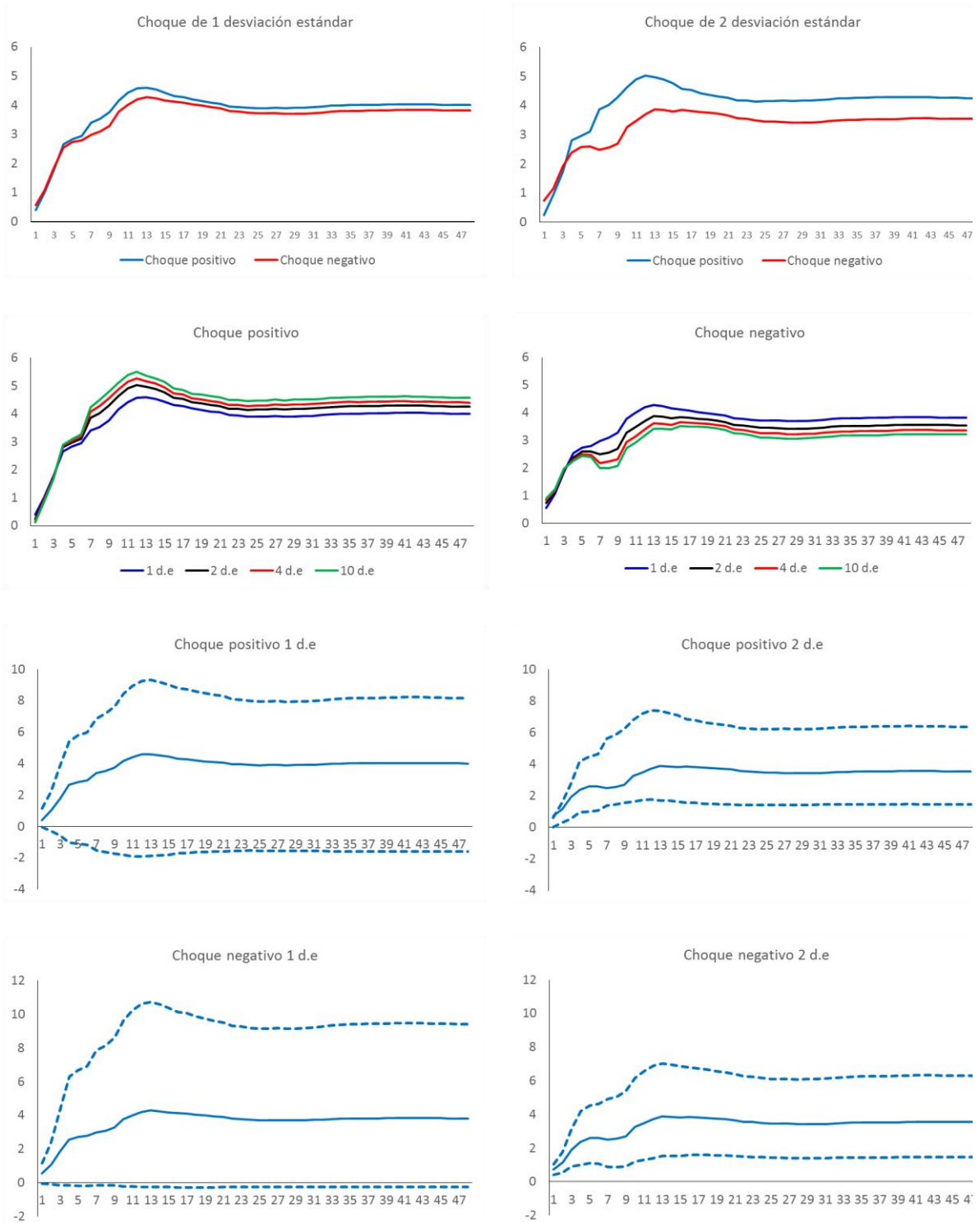
23 Los otros dos productos que muestran asimetría negativa son macarrones y fideos del IPP-MAN y harina de trigo del IPC.

de impulso respuesta para los 4 distintos tamaños de choque muestran que el precio local del arroz tiende a incrementarse tanto ante aumentos como reducciones en el precio internacional. Esto puede ser un reflejo de cómo las anomalías presentes a lo largo de la cadena de comercialización del arroz en Costa Rica distorsionan la respuesta de su precio ante choques no anticipados. Asimismo, también se observa que la magnitud del traspaso es mayor para el precio del arroz al consumidor que para el precio al productor, aunque ambos efectos tienden a ser no estadísticamente significativos aún para choques de dos desviaciones estándar.

Por otro lado, una particularidad más del caso del arroz, que ocurre tanto a nivel de precios al productor como al consumidor, es que existe una asimetría en cuanto al tamaño del choque, esto es, tanto los choques positivos como negativos tienden a traspasarse de forma más que proporcional conforme las innovaciones son más grandes.

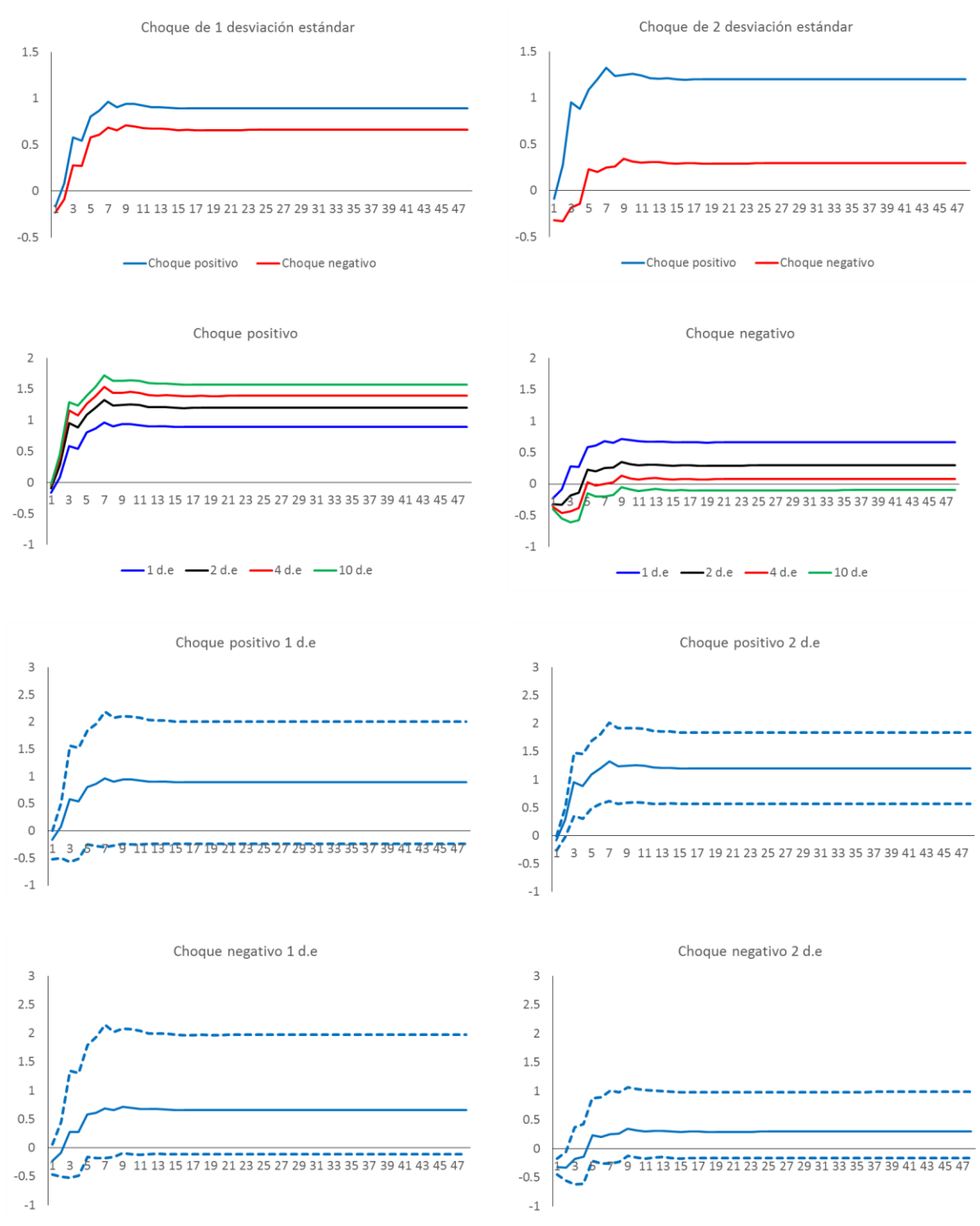
La tercera y cuarta fila de gráficos muestran la respuesta de cada uno de estos productos ante choques positivos y negativos de una y dos desviaciones estándar, junto con una banda de confianza al 90%. Para el caso del choque de una desviación estándar, es llamativa la gran amplitud que muestran las bandas de confianza en todos los casos. Sin embargo esto es coherente con el análisis agregado comentado en la Sección 5.1.5. Este fenómeno hace que los choques de esta magnitud no sean estadísticamente indistintos de cero. Sin embargo, cuando el choque es de dos desviaciones estándar la amplitud de la banda tiende a reducirse de forma notoria, haciendo que la mayor parte de los choques de esta magnitud sean estadísticamente significativos.

Figura 12.
Impulso respuesta de harina y subproductos de harina (IPP)



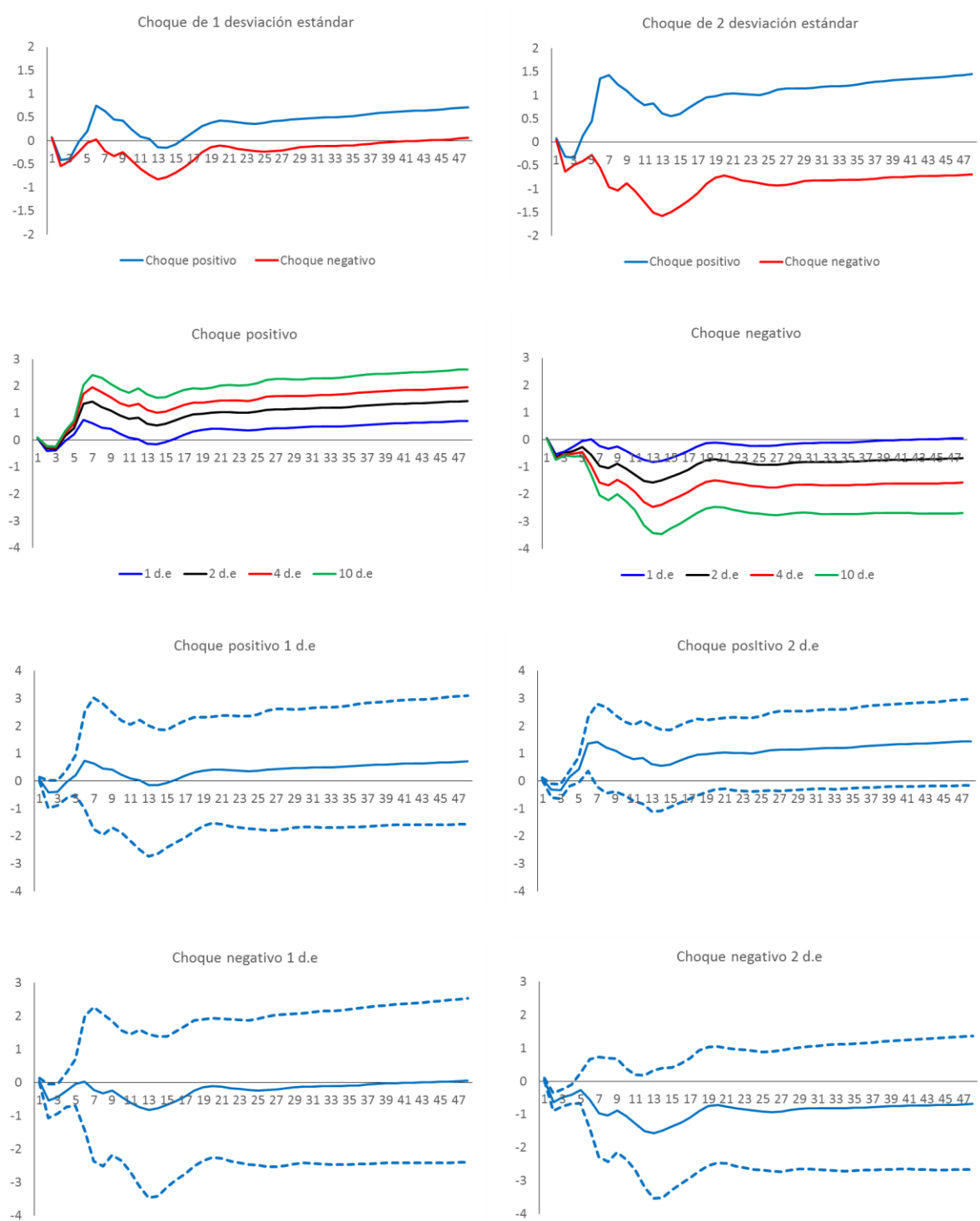
Fuente: Elaboración propia.

Figura 13
Impulso respuesta de Pollo y productos de pollo.



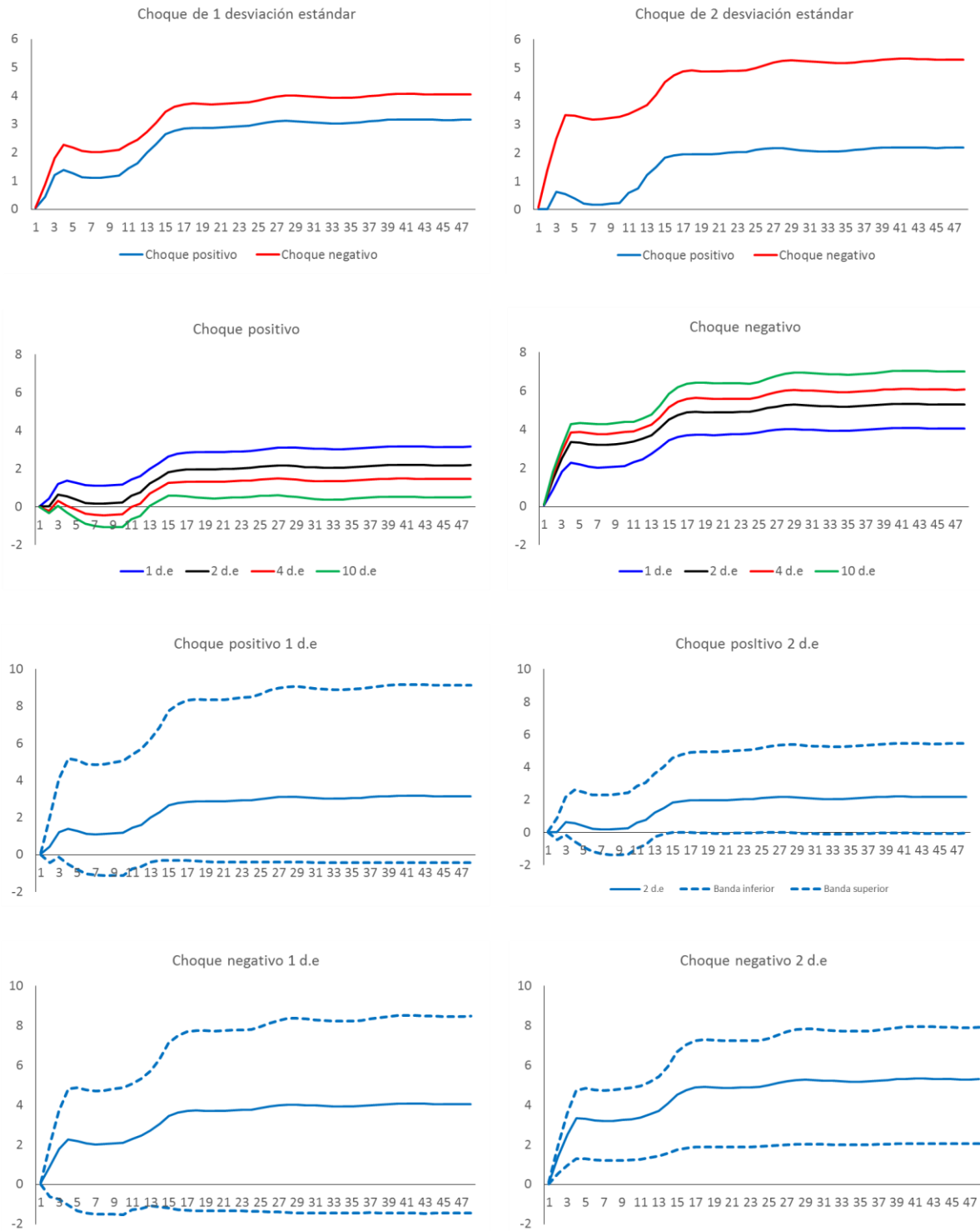
Fuente: Elaboración propia.

Figura 14
Impulso respuesta de Arroz.



Fuente: Elaboración propia.

Figura 15
Impulso respuesta de Productos de hierro y acero.



Fuente: Elaboración propia.

6. Conclusiones

La relación dinámica del IPC con los precios internacionales de materias no ha sido estable en Costa Rica a lo largo de los últimos 40 años. El nivel de traspaso tendió a fortalecerse con el tiempo no solo en magnitud si no en significancia estadística. La evidencia muestra que la relación es estadísticamente significativa a partir de la primera mitad de los años 90.

Para magnitudes no extremas de variación de precios de materias primas (menos de 4 desviaciones estándar) existe escasa evidencia de asimetría de signo en el traspaso a precios domésticos. La evidencia estadísticamente significativa de asimetría (negativa en todo caso) se da en el traspaso de choques sobre el índice de materias primas energéticas al IPC pero en el muy corto plazo (3 meses o menos).

Si la magnitud de la variación de precios de materias primas es grande (más de 4 desviaciones estándar), existe evidencia de asimetría negativa. Es decir, se estima que las disminuciones de precios de materias primas energéticas y no energéticas se traspasan en mayor cuantía al IPC que los incrementos.

La volatilidad en el precio de las materias primas no condiciona la evidencia hallada sobre asimetrías en el traspaso. Si bien la estimación puntual de la magnitud del traspaso es mayor cuando los precios de materias primas son estables, esta diferencia no es estadísticamente significativa.

A nivel desagregado, existe evidencia de asimetría en el traspaso de precios de materias primas a precios domésticos en 16 de los 80 productos analizados. Para la mayoría de estos 16 casos, la asimetría es positiva. Es decir, la respuesta dinámica del precio interno es mayor ante incrementos que ante rebajas de la respectiva materia prima.

Los grupos de productos donde se halla evidencia de asimetría positiva son en su mayoría los asociados a materias primas como trigo (productos de panadería y pastas) y maíz (carne de pollo). En estos casos, la asimetría se presenta tanto a nivel de precios al productor como del consumidor, así que no se descarta que la asimetría a nivel de los precios al productor se esté transmitiendo a lo largo de la cadena productiva hasta afectar los precios al consumidor.

Mayores niveles de concentración de mercado se asocian con un grado mayor de asimetría positiva en el traspaso de precios de materias primas. La estructura de organización industrial en la mayoría de industrias para las que se encontró evidencia de asimetría indica alta concentración.

Como implicación de política se recomienda que la autoridad competente en materia de competencia revise a profundidad la estructura de organización industrial, así como las prácticas comerciales de las empresas dominantes en los mercados donde se encontró evidencia de asimetría positiva conjunto con alta concentración de oferentes.

7. Bibliografía.

- Arroyo, Nelson; Lucke Rudolph y Rivera Luis (2013). *Análisis sobre el mecanismo actual para la estimación y determinación de los precios del arroz bajo el contexto de la cadena de comercialización*. Informe final para el Ministerio de Economía, Industria y Comercio. Instituto de Investigaciones en Ciencias Económicas, Universidad de Costa Rica.
- Bernanke, Ben; Mark Gertler y Mark Watson (1997). *Systematic Monetary Policy and the Effects of Oil Price Shocks*. Brookings Papers on Economic Activity, 1, pages 91-157.
- Bloomberg, S. Brock y Ethan S. Harris (1995). *The Commodity-Consumer Prices Connection: Fact of Fable?* Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review 1, (3), October. Pages 21-38.
- Cutler, Joanne; Carrie Chan and Unias Li (2005). *The Relationship Between Commodity and Consumer Prices in Mainland China and Hong Kong*. Hong Kong Monetary Authority Quarterly Journal, mayo de 2005.
- Eldstein, Paul y Lutz Kilian (2009). *How sensitive are consumer expenditures to retail energy prices?* Journal of Monetary Economics, Elsevier, vol. 56(6), pages 766-779, September.
- Eldstein, Paul y Lutz Kilian (2007). *The Response of Business Fixed Investment to Changes in Energy Prices: A Test of Some Hypotheses About the Transmission of Energy Price Shocks*. The B.E. Journal of Macroeconomics, De Gruyter, vol. 7(1), pages 1-41, November.
- Ferrucci, Gianluigi; Rebeca Jiménez-Rodríguez y Luca Oronte (2010). *Food Price Pass-Through in the Euro Area, the Role of Asymmetries and Non-Linearities*. Working Paper Series No 1168. European Central Bank.
- Furlong, Fred y Roberto Ingenito (1996). *Commodity Prices and Inflation*. Economic Review, Federal Reserve Bank of San Francisco, No.2, pages 27-47.
- Gallant, Ronald; Peter E. Rossi y George Tauchen (1993). *Nonlinear Dynamic Structures*. Econometrica, Vol. 61, No. 4, pages 871-907.
- Greene, William H. (2003). *Econometric Analysis*. 5th Edition, Prentice Hall.
- Hamilton, James D. (1996). *This is What Happened to the Oil Price-Macroeconomy Relationship*. Journal of Monetary Economics. Vol 38, pages 215-220.
- _____ (2003). *What is an Oil Shock?* Journal of Econometrics. Vol 113, pages 363-398.
- Johansen, Soren (1995). *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. New York: Oxford University Press.
- _____ (1991). *Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models*. Econometrica, Vol. 59, No. 6, pages 1551–1580.
- Kilian, Lutz y Robert J. Vigfusson (2011). *Are the responses of the U.S. economy asymmetric in energy price increases and decreases?* Quantitative Economics, Vol. 2, Issue 3, pages 419–453, November.

- Koop, Gary; M. Hashem Pesaran y Simon M. Potter (1996). *Impulse response analysis in nonlinear multivariate models*. Journal of Econometrics, Vol. 74, Issue 1, pages 119-147.
- Leduc, Sylvain y Kaith Sill (2004). *A quantitative analysis of oil-price shocks, systematic monetary policy, and economic downturns*. Journal of Monetary Economics, Vol. 51, Issue 4, pages 781-808.
- Lee, kiseok y Shawn Ni (2002). *On the Dynamic Effects of Oil Price Shocks: A Study Using Industry Level Data*. Journal of Monetary Economics, Vol. 49, pages 823-852.
- Lee, kiseok; Shawn Ni y Ronald A. Ratti (1995). *Oils Shocks and the Macroeconomy: The Role of Price Volatility*. Energy Journal, Vol. 16, pages 39-56.
- Mork, Knut A. (1989). *Oil and the Macroeconomy When Prices Go Up and Down: An Extension of Hamilton's Results*. Journal of Political Economy, Vol. 97, No.3, June.
- Potter M. Simón (2000). *Nonlinear Impulse Response Functions*. Journal of Economic Dynamics and Control, Vol. 24, Issue 10, pages 1425-1446, September.
- Rigobon, Roberto y Thomas M. Stoker (2009). *Bias From Censored Regressors*. Journal of Business & Economic Statistics, Vol. 27, No. 3, pages 340-353, July.

8. Anexos

8.1. Anexo A.

Esta ilustración del sesgo que se genera en modelos estáticos al censurar una variable explicativa sigue de cerca lo expuesto en Kilian y Vigfusson (2011).

Suponga un PGD tal que:

$$x_t = \alpha_1 + e_{1t}$$
$$y_t = \alpha_2 + x_t\beta + e_{2t}$$

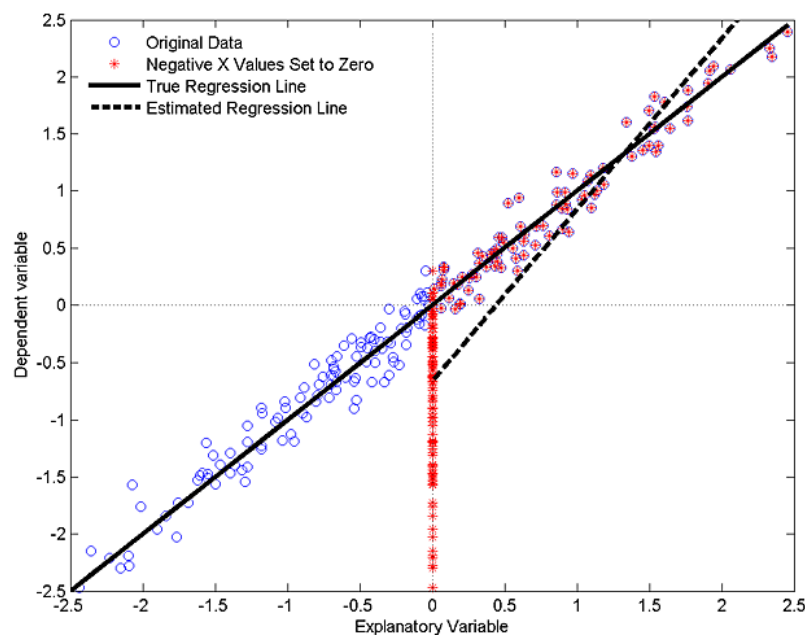
Donde e_{1t} y e_{2t} son ambos ruido blanco gaussiano. Si se estima el modelo $y_t = a + x_t b + u_t$ vía MCO, los estimadores a y b serán insesgados y consistentes. Ahora bien, considere censurar la variable explicativa x_t de tal forma que todos sus valores negativos se sustituyen por cero. Es decir, en el modelo estimado se sustituya x_t por x_t^+ , donde:

$$x_t^+ = \begin{cases} x_t & \text{si } x_t > 0 \\ 0 & \text{si } x_t \leq 0 \end{cases}$$

La Figura 16 ilustra el sesgo en la estimación de los parámetros α_2 y β que se daría si se estima la regresión $y_t = a + x_t^+ b + v_t$. En vista de que los valores negativos de x_t se mueven al eje y, tanto el intercepto como la pendiente estimadas serán sesgadas respecto

Figura 16.

Efecto de censurar valores negativos de la variable explicativa.



Fuente: Kilian y Vigfusson (2011). Figure 1

a los verdaderos parámetros poblacionales. En este caso se tiene un intercepto menor y en consecuencia necesariamente una pendiente mayor.

8.2. Anexo B.

Figura 17.

Impulso respuesta y bandas de confianza del IPC a choques positivos y negativos del índice de precios de materias primas energéticas.

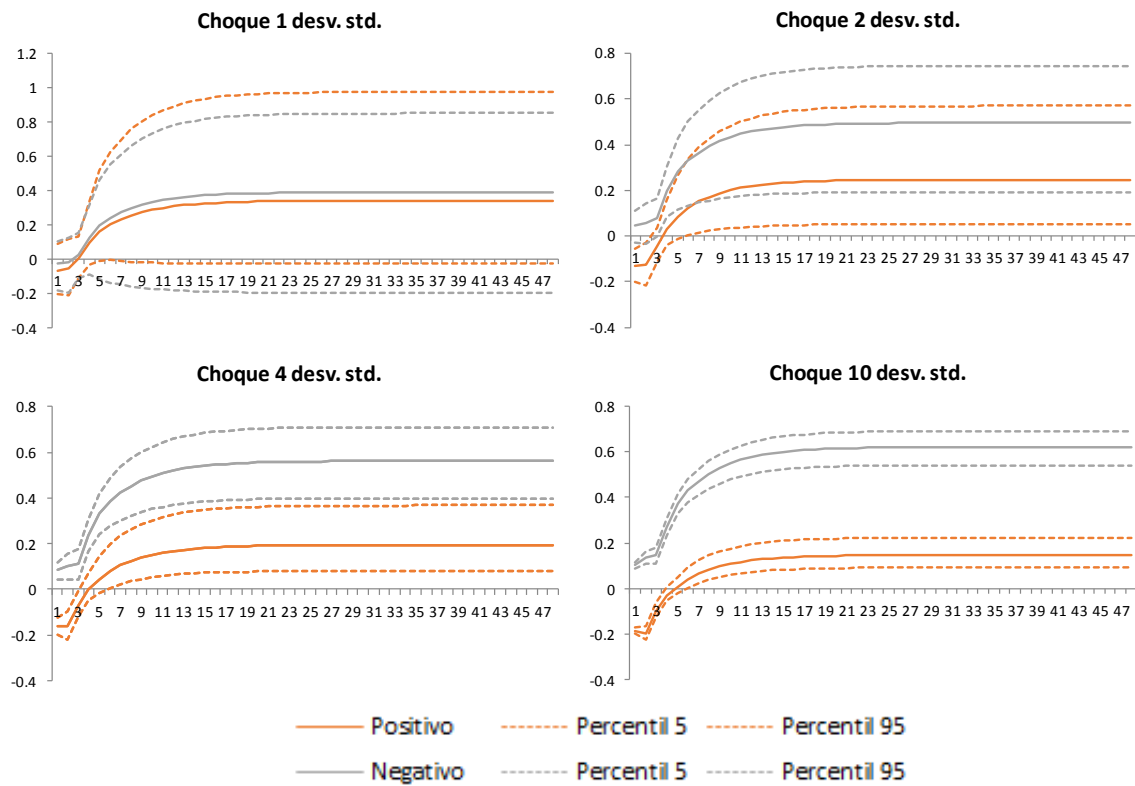
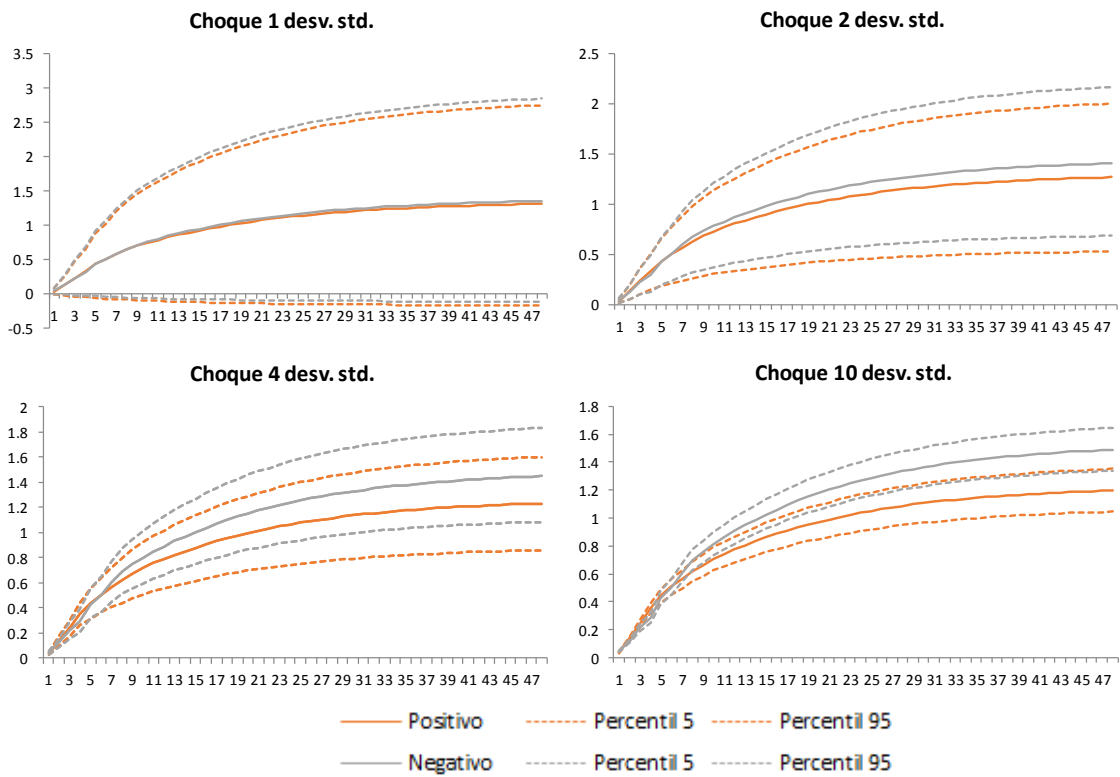


Figura 18.
Impulso respuesta y bandas de confianza del IPC a choques positivos y negativos del índice de precios materias primas no energéticas.



8.3. Anexo C.

Figura 19.

Correlograma, variación mensual del índice de precios de materias primas energéticas.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.202	0.202	27.638	0.000
		2	0.054	0.014	29.622	0.000
		3	0.072	0.061	33.179	0.000
		4	-0.006	-0.035	33.208	0.000
		5	-0.031	-0.028	33.881	0.000
		6	-0.067	-0.061	36.963	0.000
		7	-0.036	-0.007	37.856	0.000
		8	-0.027	-0.013	38.367	0.000
		9	0.025	0.043	38.780	0.000
		10	0.064	0.054	41.550	0.000
		11	0.056	0.033	43.729	0.000
		12	0.080	0.054	48.187	0.000

Fuente: Elaboración propia

Figura 20.

Correlograma, variación mensual del índice de precios de materias primas no energéticas.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.444	0.444	133.73	0.000
		2	0.198	0.001	160.40	0.000
		3	0.084	-0.006	165.21	0.000
		4	0.061	0.031	167.72	0.000
		5	0.086	0.061	172.76	0.000
		6	0.046	-0.024	174.17	0.000
		7	-0.023	-0.058	174.55	0.000
		8	-0.030	0.001	175.18	0.000
		9	0.016	0.046	175.34	0.000
		10	0.041	0.021	176.52	0.000
		11	0.066	0.040	179.51	0.000
		12	0.015	-0.035	179.67	0.000

Fuente: Elaboración propia

























Cuadro 11.

Bondad de ajuste de distintas especificaciones ARMA para las variaciones mensuales de los índices de precios de energía y no energía

Modelo ARMA (p,q)		BIC	
p	q	Energía	No energía
1	0	-2.3968	-4.6147
1	1	-2.3875	-4.6050
1	2	-2.3786	-4.5955
1	3	-2.3733	-4.5870
1	4	-2.3642	-4.5776
2	0	-2.3873	-4.6050
2	1	-2.3782	-4.5956
2	2	-2.3719	-4.5861
2	3	-2.3792	-4.5774
2	4	-2.3712	-4.5688
3	0	-2.3813	-4.5954
3	1	-2.3727	-4.5861
3	2	-2.3630	-4.5890
3	3	-2.3717	-4.5821
3	4	-2.3621	-4.5725
4	0	-2.3729	-4.5868
4	1	-2.3654	-4.5781
4	2	-2.3706	-4.5821
4	3	-2.3621	-4.5724
4	4	-2.3552	-4.5630

























Fuente: Elaboración propia

Figura 21.
Correlograma de residuos al cuadrado, variación mensual del índice de precios de materias primas no energéticas.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.151	0.151	15.348	0.000
		2	0.137	0.117	28.064	0.000
		3	0.139	0.107	41.128	0.000
		4	0.095	0.050	47.224	0.000
		5	0.040	-0.006	48.331	0.000
		6	0.056	0.023	50.470	0.000
		7	0.068	0.041	53.594	0.000
		8	0.058	0.031	55.868	0.000
		9	0.092	0.065	61.710	0.000
		10	0.081	0.041	66.213	0.000
		11	0.068	0.024	69.359	0.000
		12	0.043	-0.002	70.622	0.000

Fuente: Elaboración propia

Figura 22.
Correlograma de residuos al cuadrado, variación mensual del índice de precios de materias primas energéticas.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.042	0.042	1.1668	0.280
		2	0.002	-0.000	1.1687	0.557
		3	0.107	0.107	8.9300	0.030
		4	0.002	-0.007	8.9327	0.063
		5	-0.003	-0.003	8.9393	0.112
		6	0.013	0.002	9.0553	0.170
		7	-0.007	-0.007	9.0851	0.247
		8	-0.007	-0.006	9.1222	0.332
		9	-0.001	-0.002	9.1228	0.426
		10	-0.007	-0.006	9.1577	0.517
		11	-0.007	-0.005	9.1920	0.604
		12	0.010	0.011	9.2601	0.681

Fuente: Elaboración propia

Figura 23.

Correlograma de residuos de especificación GARCH elegida para la variación mensual del índice de precios de materias primas energéticas.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*	
		1	0.065	0.065	2.8801	
		2	0.004	-0.001	2.8889	0.089
		3	0.039	0.039	3.9197	0.141
		4	0.007	0.002	3.9501	0.267
		5	-0.023	-0.024	4.3202	0.364
		6	0.038	0.039	5.2859	0.382
		7	-0.008	-0.014	5.3306	0.502
		8	-0.053	-0.050	7.2281	0.406
		9	0.050	0.055	8.9714	0.345
		10	0.072	0.066	12.536	0.185
		11	0.062	0.059	15.166	0.126
		12	0.185	0.176	38.735	0.000

Fuente: Elaboración propia

Figura 24.

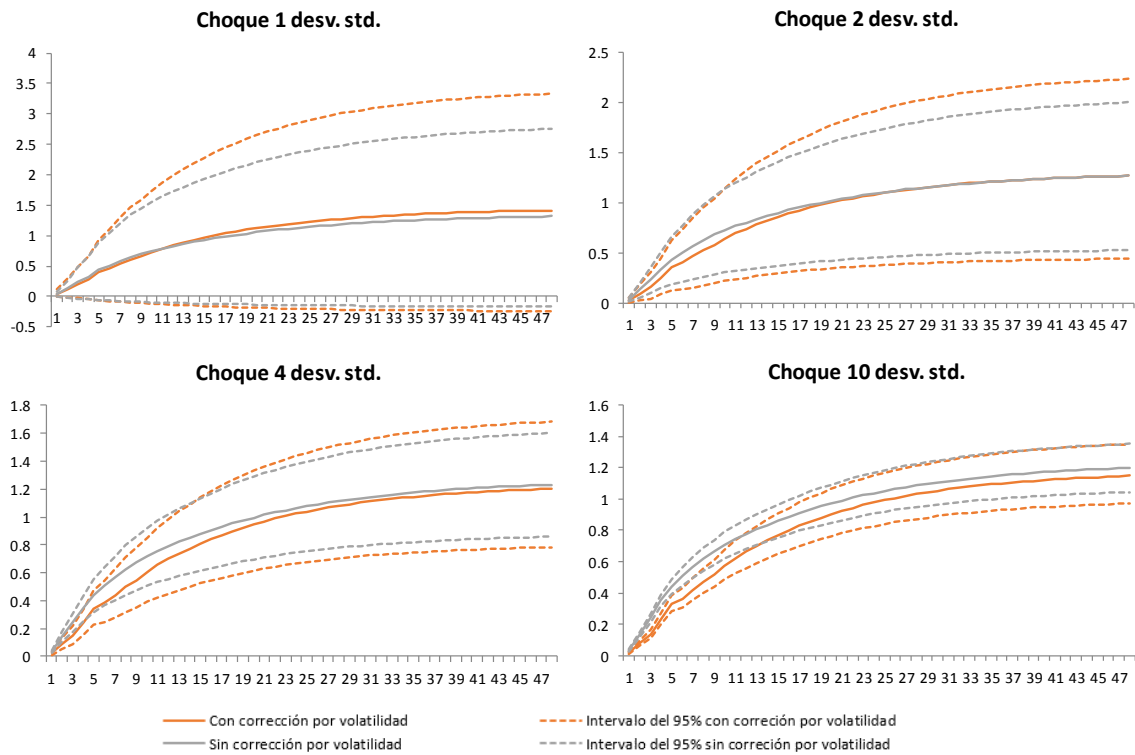
Correlograma de residuos de especificación GARCH elegida para la variación mensual del índice de precios de materias primas no energéticas.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*	
		1	0.050	0.050	1.6998	
		2	0.024	0.021	2.0853	0.149
		3	0.030	0.027	2.6819	0.262
		4	0.046	0.043	4.1342	0.247
		5	0.083	0.078	8.8296	0.066
		6	0.049	0.039	10.440	0.064
		7	-0.041	-0.051	11.609	0.071
		8	-0.013	-0.017	11.730	0.110
		9	0.008	0.002	11.770	0.162
		10	0.024	0.017	12.158	0.205
		11	0.081	0.078	16.665	0.082
		12	0.045	0.045	18.066	0.080

Fuente: Elaboración propia

Figura 25.

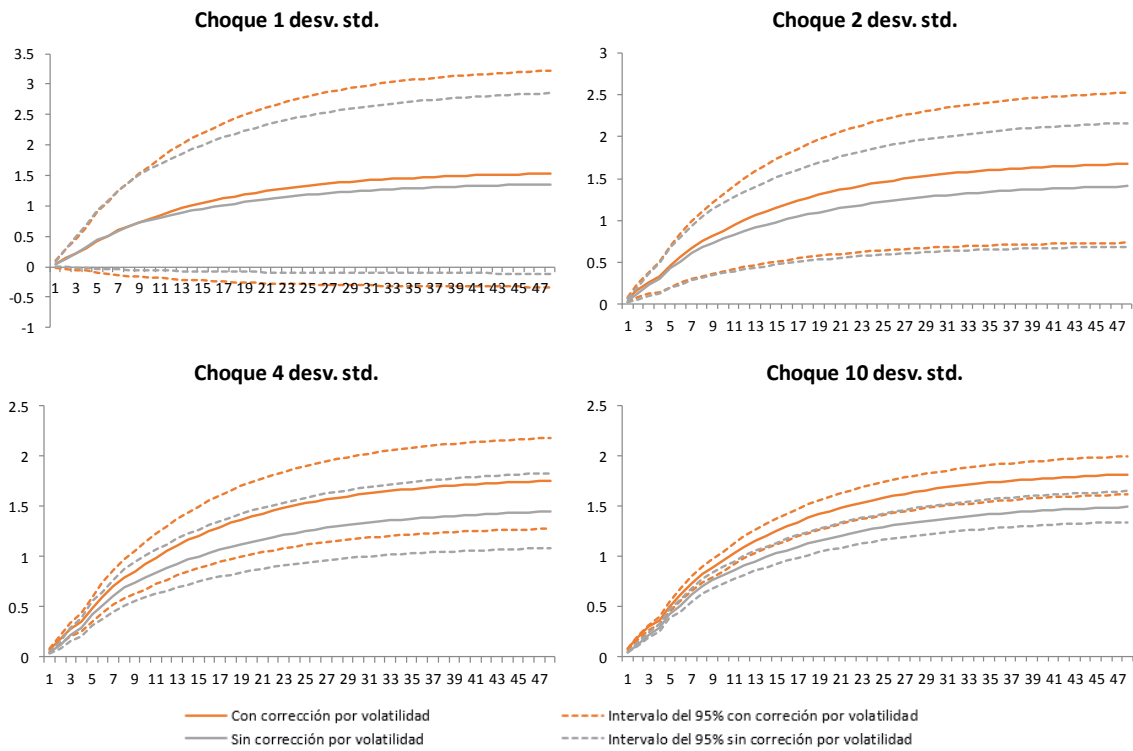
Impulso respuesta de la variación del IPC a choques positivos sobre precios de materias primas no energéticas con y sin corrección por volatilidad.



Fuente: Elaboración propia

Figura 26.

Impulso respuesta de la variación del IPC a choques negativos sobre precios de materias primas no energéticas con y sin corrección por volatilidad.



Fuente: Elaboración propia

8.4. Anexo D.

Cuadro 12.
Productos utilizados en el análisis a nivel desagregado.

Materia prima	IPP-MAN	IPC
Trigo	Harina y subproductos <i>Productos de panadería</i> <i>Macarrones y fideos</i> <i>Harina y productos de harina</i>	Productos a base de trigo <i>Pan salado</i> <i>Pan cuadrado</i> <i>Pan dulce</i> <i>Galletas dulces</i> <i>Galletas saladas</i> <i>Repostería</i> <i>Queque</i> <i>Pastas</i> <i>Harina de trigo</i>
Maíz	Alimento para ganado Pollo y prod. de pollo <i>Pollo</i> <i>Productos derivados de pollo</i> Leche y productos lácteos <i>Leche</i> <i>Productos derivados de la leche</i>	Carne de cerdo <i>Chuleta de cerdo</i> <i>Posta de cerdo</i> <i>Costilla de cerdo</i> Pollo <i>Pechuga de pollo</i> <i>Muslo de pollo</i> <i>Pollo entero</i> <i>Alas de pollo</i> Productos lácteos <i>Leche líquida</i> <i>Leche en polvo</i> <i>Leche condensada</i> <i>Queso crema</i> <i>Helados</i> <i>Natilla</i> <i>Yogurt</i> <i>Queso fresco</i> <i>Queso procesado</i> <i>Queso mozzarella</i> <i>Mantequilla</i> Cereales Harina de maíz Huevos Maíz dulce Productos empacados de maíz y de queso

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 12 (continuación)

Materia prima	IPP-MAN	IPC
Soya	Aceite de Soya	Aceite Margarina
Aceite de palma	Aceite de palma Aceite de soya y palma	Manteca vegetal
Arroz	Arroz	Arroz
Azúcar		Confites Mezclas para bebidas Sirope Bebidas gaseosas
Café		Café
Tabaco		Cigarrillos
Caucho	Productos de caucho	Llantas
Cobre	Cable eléctrico	
Aluminio	Productos de aluminio	
Hierro	Productos de hierro y acero	Lamina de zinc
Fertilizantes	Fertilizantes	
Petróleo (WTI)	Combustibles	Gasolina Diésel Autobús urbano Autobús interurbano Transporte escolar Transporte en taxi
Polímeros	Bolsas para basura Productos de plástico	Bolsas para basura Detergente Bebidas hidratantes

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 13.
Valores P para la prueba de simetría en los impulsos respuesta.

h	Harina y subproductos de harina (IPP-MAN)		Macarrones y fideos (IPP-MAN)		Pan cuadrado (IPC)		Pastas (IPC)		Harina de trigo (IPC)		Alimento para ganado (IPP-MAN)	
	1 d.e	2 d.e	1 d.e	2 d.e	1 d.e	2 d.e	1 d.e	2 d.e	1 d.e	2 d.e	1 d.e	2 d.e
1	0.262	0.326	0.003	0.003	0.062	0.088	0.640	0.657	0.293	0.341	0.217	0.240
2	0.209	0.300	0.001	0.001	0.002	0.003	0.033	0.040	0.553	0.609	0.048	0.064
3	0.350	0.473	0.002	0.002	0.005	0.009	0.074	0.088	0.077	0.114	0.101	0.131
4	0.000	0.001	0.006	0.005	0.011	0.019	0.118	0.139	0.038	0.061	0.122	0.158
5	0.000	0.001	0.012	0.010	0.022	0.036	0.194	0.223	0.070	0.106	0.194	0.246
6	0.001	0.003	0.024	0.020	0.039	0.063	0.285	0.323	0.114	0.165	0.287	0.350
7	0.000	0.002	0.041	0.034	0.011	0.017	0.372	0.415	0.174	0.241	0.101	0.134
8	0.001	0.004	0.061	0.051	0.019	0.030	0.475	0.522	0.149	0.204	0.036	0.051
9	0.002	0.007	0.093	0.079	0.032	0.048	0.561	0.616	0.207	0.273	0.046	0.065
10	0.003	0.011	0.133	0.115	0.031	0.046	0.653	0.705	0.276	0.354	0.071	0.097
11	0.005	0.017	0.177	0.158	0.046	0.065	0.723	0.773	0.081	0.098	0.102	0.136
12	0.008	0.027	0.233	0.209	0.061	0.090	0.794	0.835	0.112	0.135	0.141	0.184
13	0.003	0.011	0.279	0.250	0.051	0.068	0.507	0.562	0.134	0.159	0.185	0.236
14	0.005	0.018	0.345	0.314	0.072	0.095	0.585	0.639	0.178	0.208	0.235	0.297
15	0.008	0.026	0.416	0.382	0.100	0.128	0.659	0.709	0.225	0.263	0.295	0.362
16	0.012	0.038	0.488	0.452	0.131	0.167	0.726	0.771	0.242	0.289	0.357	0.428
17	0.017	0.053	0.557	0.523	0.169	0.212	0.784	0.824	0.299	0.350	0.424	0.498
18	0.024	0.072	0.621	0.590	0.213	0.263	0.833	0.867	0.358	0.413	0.492	0.567
19	0.034	0.094	0.684	0.653	0.251	0.307	0.874	0.902	0.421	0.478	0.558	0.633
20	0.046	0.122	0.739	0.709	0.300	0.361	0.903	0.926	0.476	0.527	0.622	0.691
21	0.063	0.155	0.790	0.761	0.356	0.420	0.929	0.947	0.538	0.590	0.680	0.743
22	0.082	0.192	0.831	0.807	0.412	0.478	0.949	0.963	0.591	0.647	0.730	0.789
23	0.100	0.226	0.868	0.847	0.470	0.538	0.963	0.973	0.643	0.699	0.778	0.831
24	0.126	0.272	0.894	0.877	0.505	0.583	0.973	0.982	0.694	0.750	0.821	0.868

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 13 (continuación).

h	Pollo y productos de pollo (IPP-MAN)		Pollo (IPP-MAN)		Pechuga de pollo (IPC)		Muslo de pollo (IPC)		Pollo entero (IPC)		Alas de pollo (IPC)	
	1 d.e	2 d.e	1 d.e	2 d.e	1 d.e	2 d.e	1 d.e	2 d.e	1 d.e	2 d.e	1 d.e	2 d.e
1	0.230	0.248	0.311	0.331	0.036	0.037	0.616	0.635	0.009	0.010	0.047	0.045
2	0.099	0.112	0.034	0.045	0.014	0.015	0.025	0.031	0.003	0.002	0.002	0.002
3	0.006	0.006	0.000	0.001	0.036	0.039	0.046	0.056	0.007	0.006	0.005	0.004
4	0.014	0.015	0.001	0.002	0.074	0.078	0.088	0.105	0.016	0.014	0.010	0.009
5	0.018	0.018	0.001	0.002	0.127	0.133	0.151	0.175	0.032	0.028	0.018	0.017
6	0.033	0.034	0.003	0.005	0.192	0.204	0.230	0.263	0.054	0.049	0.032	0.032
7	0.056	0.057	0.006	0.010	0.276	0.290	0.321	0.361	0.086	0.080	0.055	0.055
8	0.076	0.084	0.010	0.016	0.348	0.368	0.419	0.464	0.130	0.119	0.083	0.083
9	0.114	0.125	0.017	0.028	0.435	0.457	0.519	0.565	0.186	0.172	0.124	0.124
10	0.162	0.176	0.027	0.042	0.530	0.552	0.603	0.651	0.247	0.234	0.175	0.175
11	0.217	0.234	0.042	0.063	0.600	0.619	0.687	0.732	0.318	0.302	0.235	0.234
12	0.281	0.302	0.060	0.090	0.664	0.684	0.761	0.801	0.393	0.383	0.306	0.303
13	0.351	0.373	0.086	0.124	0.744	0.756	0.819	0.853	0.467	0.477	0.387	0.374
14	0.424	0.449	0.117	0.164	0.862	0.817	0.862	0.891	0.546	0.556	0.464	0.450
15	0.499	0.525	0.154	0.212	0.787	0.866	0.896	0.920	0.641	0.631	0.540	0.526
16	0.568	0.596	0.195	0.263	0.839	0.908	0.928	0.946	0.794	0.867	0.613	0.599
17	0.630	0.654	0.245	0.322	0.881	0.936	0.951	0.964	0.843	0.940	0.680	0.667
18	0.694	0.716	0.300	0.384	0.914	0.957	0.968	0.977	0.883	0.960	0.741	0.729
19	0.752	0.772	0.360	0.448	0.940	0.971	0.979	0.985	0.915	0.973	0.795	0.784
20	0.799	0.818	0.418	0.507	0.958	0.981	0.987	0.991	0.939	0.983	0.840	0.830
21	0.842	0.859	0.480	0.570	0.972	0.991	0.992	0.994	0.958	0.989	0.878	0.870
22	0.878	0.892	0.542	0.630	0.981	0.995	0.995	0.997	0.971	0.993	0.908	0.901
23	0.907	0.919	0.602	0.687	0.988	0.997	0.997	0.998	0.980	0.996	0.932	0.927
24	0.931	0.940	0.637	0.724	0.992	0.998	0.998	0.999	0.987	0.998	0.951	0.947

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 13 (continuación).

h	Arroz (IPP-MAN)		Arroz (IPC)		Productos de hierro y acero (IPP-MAN)		Fertilizantes (IPP-MAN)	
	1 d.e	2 d.e	1 d.e	2 d.e	1 d.e	2 d.e	1 d.e	2 d.e
1	0.946	0.955	0.187	0.253	0.908	0.917	0.007	0.017
2	0.174	0.267	0.418	0.520	0.007	0.015	0.000	0.002
3	0.111	0.212	0.500	0.627	0.017	0.036	0.001	0.006
4	0.065	0.161	0.426	0.556	0.014	0.033	0.000	0.000
5	0.109	0.224	0.520	0.646	0.027	0.060	0.000	0.000
6	0.004	0.011	0.000	0.001	0.049	0.101	0.000	0.000
7	0.004	0.013	0.000	0.000	0.081	0.156	0.000	0.000
8	0.008	0.022	0.000	0.001	0.115	0.214	0.000	0.000
9	0.014	0.037	0.001	0.002	0.164	0.286	0.000	0.000
10	0.022	0.056	0.002	0.003	0.222	0.364	0.000	0.000
11	0.029	0.077	0.003	0.006	0.289	0.448	0.000	0.000
12	0.042	0.107	0.005	0.009	0.358	0.531	0.000	0.000
13	0.044	0.117	0.007	0.013	0.362	0.526	0.000	0.000
14	0.064	0.157	0.011	0.020	0.434	0.598	0.000	0.000
15	0.088	0.202	0.016	0.030	0.490	0.645	0.000	0.000
16	0.118	0.255	0.024	0.043	0.557	0.709	0.000	0.001
17	0.154	0.314	0.034	0.060	0.623	0.766	0.000	0.001
18	0.196	0.374	0.047	0.079	0.687	0.817	0.001	0.002
19	0.244	0.438	0.064	0.104	0.740	0.856	0.001	0.002
20	0.283	0.485	0.084	0.134	0.792	0.892	0.001	0.004
21	0.328	0.545	0.109	0.168	0.836	0.920	0.002	0.005
22	0.378	0.598	0.139	0.207	0.871	0.941	0.003	0.008
23	0.429	0.651	0.167	0.250	0.901	0.958	0.004	0.011
24	0.477	0.696	0.195	0.286	0.922	0.969	0.006	0.015

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 14.
Traspaso acumulado

Harina y subproductos de harina (IPP-MAN)			Macarrones y fideos (IPP-MAN)		Pan cuadrado (IPC)		Pastas (IPC)	
Choque positivo								
H	1 d.e	2 d.e	1 d.e	2 d.e	1 d.e	2 d.e	1 d.e	2 d.e
12	4.57	5.03	2.24	2.08	0.79	0.85	0.87	1.27
24	3.91	4.14	1.99	1.91	0.91	0.94	0.80	1.43
36	4.01	4.27	1.95	1.86	0.91	0.94	0.60	1.15
48	4.00	4.27	1.97	1.88	0.95	0.98	0.61	1.21
Choque negativo								
H	1 d.e	2 d.e	1 d.e	2 d.e	1 d.e	2 d.e	1 d.e	2 d.e
12	4.19	3.70	2.37	2.55	0.72	0.64	0.56	0.18
24	3.74	3.49	2.06	2.15	0.88	0.83	0.31	-0.28
36	3.80	3.52	2.02	2.11	0.88	0.83	0.19	-0.33
48	3.81	3.54	2.04	2.13	0.92	0.88	0.16	-0.40
Harina de trigo (IPC)			Alimento para ganado (IPP-MAN)		Productos de pollo (IPP-MAN)		Pollo (IPP-MAN)	
Choque positivo								
H	1 d.e	2 d.e	1 d.e	2 d.e	1 d.e	2 d.e	1 d.e	2 d.e
12	3.10	3.00	1.03	1.46	0.90	1.21	0.97	1.30
24	2.68	2.45	0.65	1.11	0.89	1.20	0.96	1.28
36	2.77	2.54	0.63	1.08	0.89	1.20	0.96	1.28
48	2.71	2.47	0.63	1.13	0.89	1.20	0.96	1.28
Choque negativo								
H	1 d.e	2 d.e	1 d.e	2 d.e	1 d.e	2 d.e	1 d.e	2 d.e
12	3.18	3.30	0.60	0.03	0.67	0.30	0.68	0.26
24	2.88	3.20	0.22	-0.37	0.66	0.29	0.67	0.26
36	2.97	3.29	0.21	-0.37	0.66	0.29	0.67	0.26
48	2.90	3.22	0.16	-0.48	0.66	0.30	0.67	0.26
Pechuga de pollo (IPC)			Muslo de pollo (IPC)		Pollo entero (IPC)		Alas de pollo (IPC)	
Choque positivo								
H	1 d.e	2 d.e	1 d.e	2 d.e	1 d.e	2 d.e	1 d.e	2 d.e
12	0.16	0.37	0.84	1.11	0.17	0.48	0.35	0.70
24	0.15	0.36	0.87	1.14	0.17	0.48	0.34	0.70
36	0.14	0.35	0.88	1.15	0.16	0.48	0.33	0.69
48	0.13	0.34	0.89	1.16	0.16	0.47	0.33	0.69
Choque negativo								
H	1 d.e	2 d.e	1 d.e	2 d.e	1 d.e	2 d.e	1 d.e	2 d.e
12	-0.12	-0.37	0.56	0.28	-0.20	-0.57	-0.03	-0.47
24	-0.13	-0.38	0.60	0.32	-0.20	-0.57	-0.04	-0.48
36	-0.14	-0.39	0.62	0.34	-0.21	-0.58	-0.05	-0.49
48	-0.15	-0.41	0.63	0.35	-0.21	-0.58	-0.05	-0.49
Arroz (IPP-MAN)			Arroz (IPC)		Hierro y productos de acero (IPP-MAN)		Fertilizantes	
Choque positivo								
H	1 d.e	2 d.e	1 d.e	2 d.e	1 d.e	2 d.e	1 d.e	2 d.e
12	0.03	-0.73	1.13	0.77	1.61	0.75	7.71	8.26
24	0.36	-0.22	1.27	0.79	2.93	2.04	7.75	8.14
36	0.55	-0.08	1.53	1.03	3.06	2.10	7.58	7.95
48	0.71	0.06	1.72	1.21	3.16	2.19	7.76	8.14
Choque negativo								
H	1 d.e	2 d.e	1 d.e	2 d.e	1 d.e	2 d.e	1 d.e	2 d.e
12	0.83	-1.51	1.45	0.42	2.45	3.52	7.60	6.87
24	1.00	-0.88	1.72	0.27	3.76	4.91	7.68	7.17
36	1.26	-0.80	2.00	0.48	3.96	5.19	7.51	7.01
48	1.45	-0.69	2.21	0.64	4.05	5.29	7.70	7.19

Fuente: Elaboración propia.