

Un análisis del efecto de los precios externos de los commodities en Bolivia

Por: Diego A. Vera Cossío – Fabián Loza Paz – Septiembre 2009

Resumen

Si bien la economía mundial se encuentra en una etapa de desaceleración y de peligro de recesión, los precios de los commodities son menos sensibles a estos efectos y continúan en niveles elevados por lo que la inflación importada merece consideración. El presente documento plantea un modelo formal de transmisión de precios externos a precios domésticos en dos escenarios de política cambiaria. Para el contraste del modelo se utiliza la metodología empleada por Rigobon (2008) estimando modelos de Vectores Autorregresivos (VAR) para series trimestrales de precios domésticos y externos de commodities. Tras la factorización estructural de los shocks del modelo y el análisis de las funciones impulso respuesta acumuladas se encuentra que existe un efecto transmisión rezagado de los precios externos de commodities, sobre los precios domésticos y el nivel general de precios. Adicionalmente se encuentra que la transmisión al IPC es de manera directa e indirecta a través de otros artículos afectados por los shocks externos. Finalmente se analizan los modelos en dos contextos de política cambiaria: tipo de cambio fijo y apreciaciones; encontrando, que las apreciaciones disminuyen considerablemente el efecto de los incrementos de los precios externos.

Clasificación JEL: E31, E58, F41, F42.

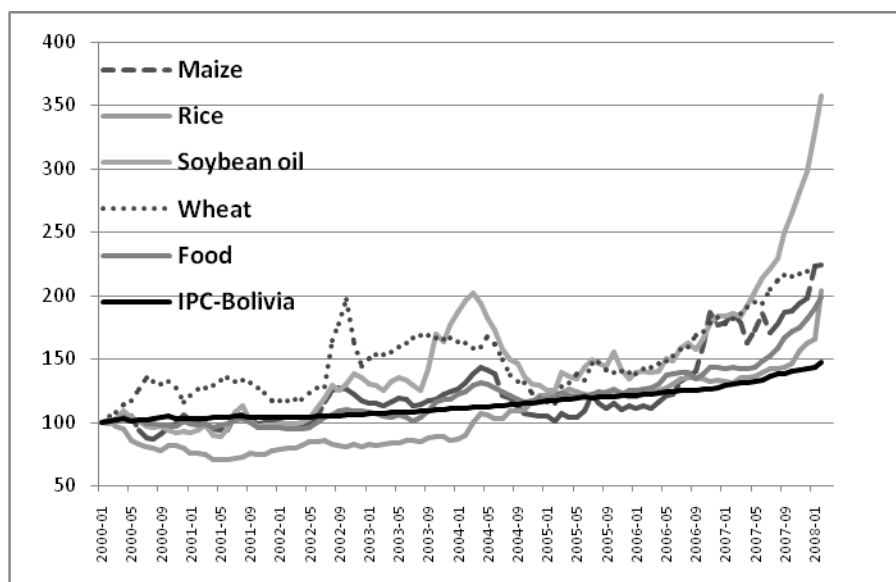
Palabras Clave: Commodities, Transmisión, Inflación, Política Cambiaria, Vectores Autoregresivos.

1. Introducción

En 2008 una de las preocupaciones principales para el análisis económico era explicar las causas de la creciente inflación experimentada en varios países. Para países como Bolivia los niveles alcanzados de inflación llegaron a cifras de dos dígitos, situación que no se presentaba hace bastante tiempo.

Si bien la inflación podría explicarse por algunos incrementos en el gasto del gobierno que incrementaron la cantidad de dinero en la economía, la situación externa y la escasez mundial de alimentos se postuló como una causa para los altos niveles de inflación experimentado por varios países.

Figura 1: Evolución de los índices de precios de commodities en el mercado mundial y evolución del índice de precios al consumidor (2000=100).



Fuente: Elaboración propia en base a datos de INE y IFS

Como puede apreciarse en la figura anterior, la evolución de los precios internacionales de commodities presenta una trayectoria similar a la del índice de precios al consumidor para Bolivia. Más aún, en el último periodo (a partir de 2006) los precios internacionales de commodities presentan un incremento en su pendiente al igual que el IPC boliviano.

Algunas de las explicaciones para los incrementos mundiales de precios eran los shocks climáticos adversos (Brenner (2002)) y los incrementos de las demandas de los mismos a causa del crecimiento de varias economías como China e India (Von Braum (2008))

dejando la preocupación por la inflación importada a escenarios de alto crecimiento económico. Si bien la actual recesión mundial tuvo influencia negativa sobre los precios de commodities, dichos precios se recuperaron con rapidez y tienden a aumentar sus niveles (The World Bank (2009)) debido a que los commodities son bienes de alta ponderación en las canastas de consumo, especialmente en países pobres.

Ante lo anterior, el problema del traspaso de los precios externos a la inflación interna es un tema de consideración. El presente documento intenta estimar los efectos de los precios externos sobre el nivel de precios boliviano y realizar algunos contrastes con inferencias de política. En una primera parte se realiza una revisión teórica y empírica, luego se presenta el modelo teórico propuesto. La sección 3 plantea el modelo teórico a utilizarse. La sección 4 describe los datos y la metodología. La sección 5 muestra los detalles de la estimación del modelo y el análisis impulso respuesta correspondiente. La sección 6 muestra las conclusiones.

2. Reflexión teórica

Los estudios acerca de los precios de commodities son varios y toman distintas perspectivas. De todas formas, la mayoría de los estudios son construidos para economías con influencia en los precios de dichos artículos y no reflejan la realidad de economías en las que dichos precios son exógenos.

En línea con lo anterior, Boughton & Branson (1988) desarrollan un modelo que permite ver la influencia de shocks monetarios y shocks reales en el nivel general de precios. El modelo toma en cuenta el traspaso de los precios de los commodities hacia precios de otros bienes. Indica que los precios de commodities desbordan su nivel de largo plazo (*overshoot*) bajo shocks monetarios seguidos de una subida de los precios de artículos de manufacturas. En el caso de ser tomados como bienes de consumo final, ante shocks reales que aumenten su precio en relación a las manufacturas, los precios de commodities aumentan de manera continua, mientras los precios de manufacturas caen, el efecto sobre el nivel de inflación es ambiguo y depende del peso que tengan en la canasta los commodities como bienes finales. En el caso de que los commodities sean considerados como bienes intermedios, los shocks reales generan un aumento continuo en los precios de commodities y no existe influencia en los demás precios, el nivel general de precios entonces aumenta.

El traspaso en este modelo existe debido a que los shocks generan excesos de demanda en los mercados de commodities y de manufacturas, que son eliminados vía subida de precios.

Browne & Cronin (2007), mediante el uso de VECM y el análisis de funciones impulso respuesta, encuentran que existe un desbordamiento de los precios de commodities de su nivel de largo plazo (*overshooting*). Los shocks monetarios hacen que los precios de commodities se desborden de manera que se cumpla la relación uno a uno entre las variaciones de la cantidad de dinero en la economía y las variaciones en los precios, al existir otros precios con rigideces. Los resultados muestran que en el corto plazo, los precios de commodities responden fuertemente a los shocks monetarios, llegando a encontrarse por encima de su nivel de largo plazo. En el largo plazo, los precios de otros bienes de consumo final se ajustan (suben; se encontró un efecto rezagado), en este ajuste los precios de commodities disminuyen pero se mantienen en un nivel mayor a su estado inicial, quedando la relación uno a uno entre dinero y precios constante. Es decir los precios de commodities compensan el efecto retardado en los precios de otros bienes. Los precios de commodities, entonces brindarían información sobre los precios futuros de otros artículos y del nivel general de precios.

Por otro lado, Moutos & Vines (1992) enfocan a los commodities como activos que los agentes utilizan para protegerse contra la inflación. Se establece un vínculo entre la tasa de interés y la variación porcentual de los precios de commodities. Ante shocks producidos por gasto fiscal, los agentes compran commodities para protegerse de la inflación futura, esto hace que los precios de commodities aumenten. Adicionalmente, ante shocks monetarios los precios de commodities desbordan de manera similar a lo propuesto por Browne & Cronin (2007) influenciando en el nivel general de precios. El mecanismo de traspaso es vía expectativas.

Para el caso de una economía como la boliviana, pequeña y abierta, los resultados del planteamiento de Boughton & Branson (1988) y Browne & Cronin (2007) no serían del todo aplicables. Al tratarse de una economía pequeña los sucesos domésticos no tendrán influencia sobre el nivel de precios de commodities pues estos son determinados en mercados dinámicos que escapan a la realidad boliviana. De todas formas, en una economía en la que los precios de commodities son determinados exógenamente es posible pensar en

que las variaciones en los precios externos preceden a variaciones en los precios domésticos.

Si bien el estudio de Moutos & Vines (1992) no se exime de la anterior crítica, muestra mecanismos de transmisión interesantes dados por las expectativas que toman un papel importante en la determinación de precios de parte de los agentes.

Estudios empíricos

Hay varios estudios y aproximaciones empíricas para economías desarrolladas que hacen estimaciones del *pass through* de precios de commodities a la inflación. Baffes (2007), mediante estimaciones de OLS, calcula el *pass through* del precio del crudo sobre otros commodities y el nivel de inflación para Estados Unidos, encontrando fuerte relación con alimentos y fertilizantes. Las explicaciones señaladas sostienen que el precio del crudo entra a la producción agregada de varios bienes primarios y commodities mediante varios inputs intensivos en energía, transporte en largas distancias y en la demanda de energéticos. Además distorsiona los mercados de otros commodities que sirven para obtener sustitutos del crudo; maíz y azúcar para etanol, o soya para biodiesel. Por el lado de la demanda se demanda más de sus sustitutos como gas. Además al subir los precios, los ingresos para los países productores aumentan también la demanda agregada. El traspaso es a través de los incrementos en costos y tarifas de transporte. Bloch, Dockery & Sapsford (2006), contrastan la relación entre los precios de commodities e inflación en países exportadores netos de commodities, la evidencia muestra efectos considerables en la inflación.

Furlong & Ingenito (1996), mediante el uso de modelos VAR bivariados, encuentran que la relación entre los precios de commodities y los índices de precios al consumidor es fuerte pero variante en el tiempo. Encuentran que en Estados Unidos, los precios de commodities eran indicadores de inflación en los 70's, pero que este no era el caso para finales de los 80's. Sostienen que las relaciones entre los precios de commodities e inflación dependen de los shocks que generen cambios en los precios de commodities.

Por otro lado, Cody & Leonard (1991) evalúan el rol de los precios de commodities en la formulación de política económica. Mediante el uso de modelos VAR, se docima la causalidad de Granger obteniendo como resultado que los precios de commodities son significativos al tratar de explicar el comportamiento futuro de las tasas de interés del FED,

el índice de precios al consumidor y la producción industrial. Finalmente encuentran, que una política monetaria óptima sería una contractiva o ajustada cuando los precios de commodities suben.

3. *El modelo*

A diferencia de lo analizado en la revisión a la literatura precedente que se centra en economías en las que las variaciones de los precios de commodities son endógenas, en este apartado se propone un modelo que ilustra el mecanismo de traspaso de los precios externos a los precios internos de determinados bienes y al nivel general de precios para una economía pequeña y abierta que es precio aceptante en el mercado de commodities y que posee un régimen de tipo de cambio intervenido. El modelo a presentarse es una formalización de las ideas y mecanismos de traspaso de los precios externos de commodities a los precios internos propuestos por Rigobbon(2008) en un estudio para economías latinoamericanas como Chile y Colombia.

Sea p_{mt} el precio doméstico del commodity m , que se supone es principalmente importado. Q_m es la cantidad consumida del commodity que, por simplicidad, se supone constante en el tiempo; por ejemplo debido a que la importación del bien es realizada directamente por el gobierno bajo un presupuesto fijo y limitado. \check{p}_{mt} es el precio internacional del commodity y E_t es el tipo de cambio vigente.

El precio de mercado del bien importado estará dado por :

$$p_{mt} = f(Q_m, \check{p}_{mt}, E_t, p_{t-1}, p_{t-2}, \dots, p_{t-n})$$

Que es creciente respecto al precio externo y al tipo de cambio tal que: $f_{p_{mt}}, f_{E_t} > 0$.

Se asume que \check{p}_{mt} está determinado exógenamente en los mercados internacionales de commodities, por otro lado se supone que el tipo de cambio es determinado también exógenamente como instrumento de política económica de parte del Banco Central.

Planteando:

$$p_{mt} = Q_m \check{p}_{mt} E_t \prod_{q=1}^n \check{p}_{mt-q}^{\alpha_q}$$

y se toman logaritmos:

$$\ln p_{mt} = \gamma + \ln \check{p}_{mt} + \ln E_t + \sum_{q=1}^n \alpha_q \ln \check{p}_{mt-q}$$

Diferenciando:

$$\pi_{mt} = \check{\pi}_{mt} + e_t + \sum_{q=1}^n \alpha_q \pi_{mt-q}$$

Si se supone que $\check{\pi}_{mt}$ sigue un proceso autorregresivo de orden p ($AR(p)$):

$$\pi_{mt} = \left[\mu + \sum_{q=1}^p \varepsilon_q \check{\pi}_{mt-q} + \varepsilon_t \right] + e_t + \sum_{q=1}^n \alpha_q \pi_{mt-q}$$

$$\varepsilon_t \sim NIID(0,1) \quad (1)$$

La ecuación (1) muestra que el incremento en el precio doméstico del bien importado depende de los incrementos de su precio en los mercados internacionales (representados por su proceso generador de datos) de la tasa de devaluación del tipo de cambio nominal y de las expectativas de los agentes que en este caso se suponen adaptativas.

Mecanismo de traspaso

Sea AC_k el costo promedio de producir el bien k que utiliza al commodity importado como uno de sus insumos. El costo medio estará dado por el promedio de los precios de los z inputs utilizados en la producción el bien k .

$$AC_k = \prod_{d=1}^z p_{dt}^{k_d/q_k}$$

Donde k_{kd}/q_k es el inverso del producto medio del input d y se supone constante en el tiempo e igual a θ_{kd} . Si el mercado del bien k es relativamente competitivo y se alcanzan asignaciones cercanas a las eficientes se puede decir que el precio del bien k es aproximadamente igual al costo medio en cada periodo. Si se toman logaritmos:

$$\ln P_{kt} \approx \ln AC_k = \sum_{d=1}^z \theta_d \ln p_{dt} + \theta_m \ln p_{mt}$$

$$\forall d \neq m \quad (2)$$

Tomando diferencias y reemplazando π_{mt} por su expresión en (1):

$$\varphi_{kt} = \sum_{d=1}^z \theta_{kd} \pi_{dt} + \theta_{km} \left(\left[\mu + \sum_{q=1}^p \varepsilon_q \check{\pi}_{mt-q} + \epsilon_t \right] + e_t + \sum_{q=1}^n \alpha_q \pi_{mt-q} \right)$$

$$\forall d \neq m \quad (3)$$

Como puede verse en la ecuación (3) existe un traspaso de los incrementos en el precio externo del commodity al precio del bien que lo utiliza como input. El ajuste es dinámico; al incrementarse el precio externo en el periodo $t-q$ se genera un aumento en p_{mt} y este aumento (π_{mt}) genera un incremento (φ_{kt}) en el precio del bien final (P_{kt}). La magnitud del efecto estará dada por θ_{km} y por la influencia de los rezagos de los incrementos en el precio del bien importado (ε_q). Similarmente el precio de k puede verse afectado por los shocks externos sobre ($\check{\pi}_{mt}$).

Nótese que en (3) existe un efecto indirecto adicional sobre φ_{kt} dado por los rezagos y la influencia de cambios anteriores en el precio doméstico del producto importado.

De manera similar a los efectos ilustrados en (1) y (3), en el agregado existirán también efectos de los incrementos en los precios externos de commodities sobre el nivel agregado de precios y la inflación. Si se supone que el índice de precios al consumidor es un promedio ponderado de todos los artículos de consumo comprendidos en una cesta representativa, entonces el incremento del nivel general de precios (inflación) puede darse por:

$$\pi_t = \sum_{g=1}^G \omega_{gt} \varphi_{gt} + \sum_{h=1}^H \omega_{ht} \pi_{ht}$$

$$(4)$$

Donde:

$$\sum_{g=1}^G \omega_{gt} + \sum_{h=1}^H \omega_{ht} = 1$$

La ecuación (4) muestra que la inflación doméstica al ser un promedio tanto de los incrementos (decrementos) de los bienes finales consumidos (φ_{gt}) como de los de otros bienes que son inputs y bienes de consumo final (π_{ht}). Si el commodity m está comprendido dentro de los H bienes que son inputs y a la vez bienes de consumo final y el bien k dentro de los G bienes de consumo final, la inflación en el periodo t estará también influenciada por π_{mt} y el mecanismo de transmisión estará dado por:

$$\pi_t = \sum_{g=1}^G \omega_{gt} \varphi_{gt} + \omega_{kt} \varphi_{kt} + \sum_{h=1}^H \omega_{ht} \pi_{ht} + \omega_{mt} \pi_{mt}$$

$$\forall g \neq k, h \neq m \quad (5)$$

$$\pi_t = \sum_{g=1}^G \omega_{gt} \varphi_{gt} + \omega_{kt} \left[\sum_{d=1}^z \theta_{kd} \pi_{dt} + \theta_{km} \left([\mu + \sum_{q=1}^p \varepsilon_q \check{\pi}_{mt-q} + \epsilon_t] + e_t + \sum_{q=1}^n \alpha_q \pi_{mt-q} \right) \right] + \sum_{h=1}^H \omega_{ht} \pi_{ht} + \omega_{mt} \left([\mu + \sum_{q=1}^p \varepsilon_q \check{\pi}_{mt-q} + \epsilon_t] + e_t + \sum_{q=1}^n \alpha_q \pi_{mt-q} \right)$$

(6)

El mecanismo de traspaso es similar al descrito para (3). Cabe notar que en la economía pueden existir N bienes importados que sirvan tanto como para consumo directo como para la producción de otros bienes, por lo tanto su efecto será replicado en varios bienes dentro de la economía.

Como este simple modelo muestra, en una economía pequeña y abierta existen presiones inflacionarias que son importadas del extranjero y que, dependiendo del peso de cada artículo y sus derivados dentro de la canasta de consumo, pueden tener un efecto considerable en el nivel doméstico de precios. Adicionalmente, la dinámica del modelo muestra que los efectos sobre el nivel doméstico de precios pueden ser rezagados, por lo

que incrementos actuales de los precios internacionales de commodities pueden tener su efecto traspaso en los siguientes periodos.

Dada la exogeneidad del tipo de cambio y dado el hecho de que $\frac{\partial \pi_t}{\partial \varepsilon_t} > 0$, el modelo sugiere que la única forma de frenar las presiones inflacionarias externas estaría en la apreciación de la moneda. Ante un contexto como el descrito, la política cambiaria es crucial para la estabilidad doméstica de precios.

4. Análisis Empírico

Metodología

El estudio comprende una base de datos del índice de precios al consumidor boliviano (base 1990) y los índices de precios de los distintos artículos utilizados en su cálculo con sus respectivas ponderaciones provenientes del Instituto Nacional de Estadísticas. Adicionalmente se toman los precios en dólares por unidad de medida de varios commodities y los índices de los respectivos commodities calculados por el International Financial Statistics (IFS) del Fondo Monetario Internacional. Todos los datos son series mensuales desde marzo de 1992 a marzo de 2008¹.

La metodología empleada fue la sugerida por Rigobon (2008). Tras la correspondiente desestacionalización de las series, se construyeron varios índices de precios domésticos para poder contrastar los efectos a distintos niveles de agregación de los shocks en los precios de commodities.

Posteriormente se analizó la relación entre los precios de commodities y los precios domésticos (en este caso se estudió la relación entre el precio externo del trigo y del índice de precios externos de alimentos calculado por el IFS-*Food commodities index*²- con los precios domésticos), evidenciando un cambio en el tiempo de dicha relación. Posteriormente se estimó un modelo de vectores autorregesivos estructurales (SVAR) para distintos artículos y agregaciones del IPC tomando como shocks externos a los índices de

¹ La muestra no toma en cuenta valores recientes del IPC y sus desagregaciones debido al cambio de año base.

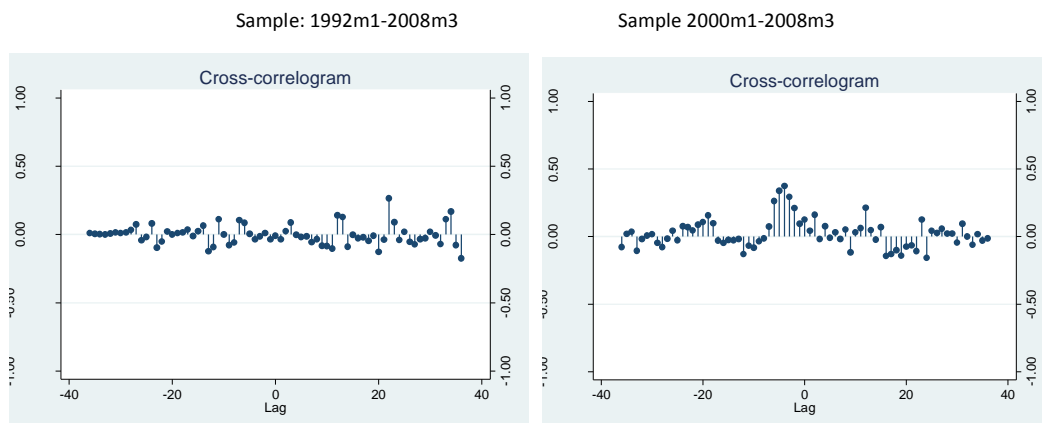
² El índice *Food Commodities* es calculado de la siguiente forma—21.7 % bananas—0.6 %, cereales (maíz, arroz, y trigo)—6.1 %, carne (res, cordero, carne magra, y aves)—3.6%, aceites vegetales y proteínas (aceite de coco, fishmeal, nueces, aceite de oliva, aceite de palma, soya, carne de soya, aceite de soya, y aceite de girasol)—5.2 %, animales marinos (peces y mariscos)—3.8 %, naranjas—0.5%, y azúcar—1.9 %.

alimentos y de energía calculados por IFS. Se analizaron las funciones impulso-respuesta acumuladas, los resultados son presentados a continuación.

Relación entre precios domésticos y externos

Para analizar la relación existente entre el precio externo del trigo, el precio doméstico, sus derivados y los precios agregados en la economía se estimaron funciones de correlación cruzadas con 36 rezagos (3 años). Las estimaciones se realizaron en primera instancia sobre toda la muestra y, en segunda, tomando en cuenta los últimos 8 años (enero de 2000- marzo de 2008).

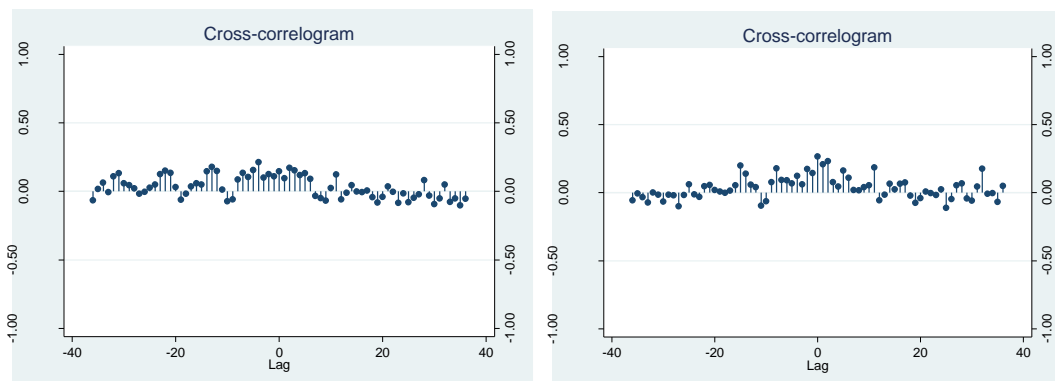
Figura 2: Correlograma cruzado: índice de precios doméstico del trigo v.s. precios internacionales del trigo (en diferencias del logaritmo)



Fuente: Cálculos de los autores

Se puede apreciar una diferencia substancial en ambos cálculos. Las correlaciones cruzadas calculadas en toda la muestra no presentan un signo claro y mantienen magnitudes reducidas. De manera contraria, si se hace referencia al periodo más reciente se observa correlaciones positivas que alcanzan un máximo de 0.3 y precedencia de los precios externos sobre los domésticos. Lo anterior daría pautas de una fortificación de las relaciones entre las variaciones del precio doméstico y externo del trigo. Cabe señalar que existe también una correlación positiva entre los precios externos y los precios domésticos agregados.

Figura 3: Correlograma cruzado: índice de precios domésticos de alimentos v.s. índice de alimentos externo (en diferencias del logaritmo)

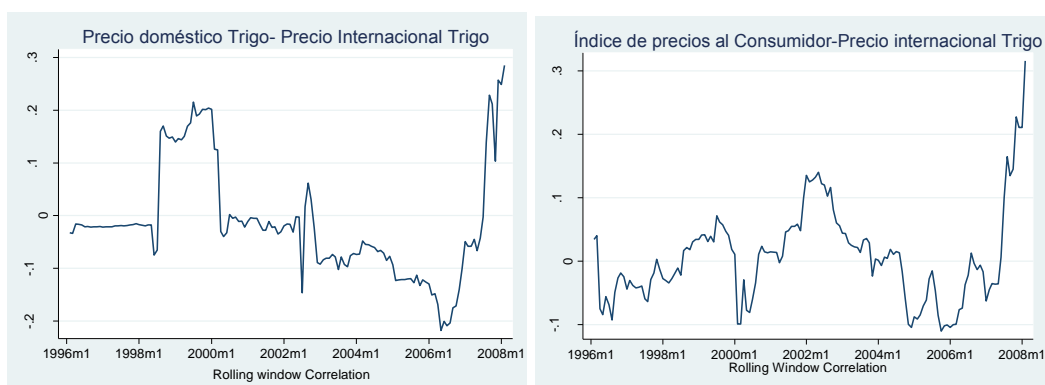


Fuente: Cálculos de los autores

En el caso de los precios externos de alimentos y los precios domésticos la relación es positiva para ambos periodos. Si bien el cambio no es cualitativo, las magnitudes de los coeficientes de correlación cruzados entre las variaciones de precios externos y domésticos se incrementan de 0.19 a 0.27 si se reduce la muestra a los últimos 8 años.

Como sugieren los anteriores cálculos existen indicios de que la relación entre los precios externos y domésticos ha experimentado cambios. Para contrastar la anterior conjetura se calcularon correlaciones en ventana móvil (rolling-window correlations). Siguiendo a Rigobon(2008), se utilizó una ventana de 48 observaciones, es decir 4 años.

Figura 4: Correlaciones en ventana móvil (diferencias del logaritmo)

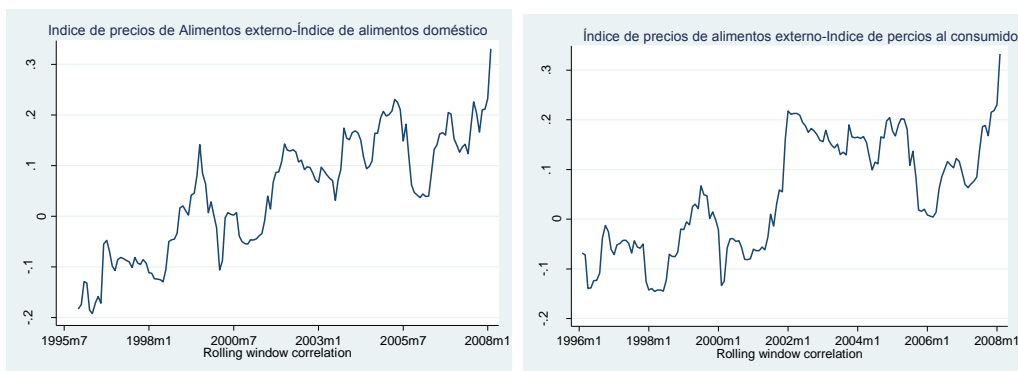


Fuente: Cálculos de los autores

Las estimaciones muestran un cambio severo en el patrón de las correlaciones entre los precios externos del trigo y algunos indicadores de precios domésticos. De coeficientes de correlación que fluctuaban entre -0.1 y 0.1 hasta 2006, se alcanzan coeficientes de

correlación de 0.3 y con tendencias al alza. Este resultado puede deberse a una mayor participación del trigo en las importaciones realizadas. Cabe recordar que Bolivia es país con una producción reducida de trigo y que recurre a la importación para satisfacer las necesidades domésticas por lo que el precio del trigo internacional estaría bastante ligado a los precios domésticos del trigo y de sus derivados.

Figura 5: Correlaciones en ventana móvil (diferencias del logaritmo)



Fuente: Cálculos de los autores

De manera similar, en el caso del índice agregado de precios externos de alimentos y su relación con los precios domésticos de alimentos se encuentran coeficientes de correlación que tienden a incrementarse en el tiempo. Podría decirse que la relación entre precios domésticos y externos se ha fortificado.

Dado el cambio experimentado en la relación de los precios externos con los precios domésticos es necesario cuantificar el efecto traspaso e identificar la dinámica de los cambios en los precios domésticos ante shocks externos.

5. Análisis Econométrico

La utilización de la econometría de series de tiempo es una de las herramientas más útiles a la hora de estudiar la dinámica entre variables en el tiempo; especialmente si se trata del estudio de un país específico como en este caso. La ventaja de las series temporales es que a través del análisis de la función impulso respuesta se pueden hallar los efectos de shocks de una variable sobre las demás las variables (Stock & Watson (2001)). Igualmente otra herramienta útil en este tipo de análisis es la prueba de causalidad de Granger, las mismas que son explicadas a continuación.

Causalidad de Granger

La prueba de causalidad de Granger tiene la utilidad de encontrar la causalidad entre dos o más variables, es decir mostrar cual de las variables tiene información útil para predecir a la otra. En este contexto, por ejemplo, se realiza la prueba de causalidad de Granger entre las diferentes variables del modelo para mostrar específicamente que variables tienen información útil respecto a las demás. La importancia de esta prueba radica en mostrar que variable antecede y genera un efecto positivo sobre la otra variable de análisis.

Función Impulso Respuesta

La función impulso respuesta permite estudiar la respuesta producida por la alteración concreta (impulso) de una variable sobre otra. El impulso puede ser considerado como un shock en determinada variable y la respuesta como el efecto directo de este shock sobre la propia variable en cuestión así como sobre las demás variables. En este sentido se estimará la función impulso respuesta sobre las variables de interés con la intención de establecer la respuesta de cada una de estas variables ante impulsos de ellas mismas. Además, cabe recalcar, que se analizará la información acumulada que muestra el efecto paulatino que sufre la variable ante shocks a medida que pasan los periodos.

Resultados

Estimación Modelos VAR

Se estimó un modelo VAR en dos escenarios distintos. El primer escenario comprende un marco de política cambiaria pasiva, es decir que se supone que el tipo de cambio se mantiene fijo en el tiempo ($e_t = 0$) que permite analizar el efecto directo de los precios externos sobre el nivel doméstico de precios. El segundo escenario supone una política cambiaria activa en la que la autoridad monetaria utiliza al tipo de cambio y a su efecto traspaso para aminorar los choques externos en el nivel doméstico de precios ($e_t \neq 0$). El contraste de ambos escenarios permitirá apreciar el efecto de la política cambiaria en la estabilización de los precios domésticos ante perturbaciones exógenas.

El modelo VAR posee dos choques externos: las variaciones en el índice de precios internacional de alimentos y las variaciones en el índice de precios internacional de energía (*food commodities index* y *energy index*). Dicho modelo pretende analizar los efectos de los

choques externos en niveles más agregados de precios domésticos (subgrupos, grupos en el cálculo del IPC) y en algunos artículos de alta ponderación.³

Causalidad de Granger

A través de la prueba de causalidad de Granger se encontró una causalidad positiva de las variables carnes e índice de energía sobre la variable alimentos; por otra parte los alimentos, carnes e índice de energía también presentan una causalidad unidireccional hacia el IPC; finalmente el índice de alimentos causa a los derivados del trigo, como se puede apreciar en las tablas 1, 2 y 3 respectivamente.

Tabla 1: Causalidad de las carnes e índice de energía hacia los alimentos

Variable Dependiente: (<i>alimentos_t</i>)		
Excluida	X ²	Probabilidad
(<i>carnes_t</i>)	15.56605	0.0163*
(<i>energy index_t</i>)	18.01787	0.0062*

Nota: (*) Señala valor crítico significativo al 5%

Fuente: Cálculos de los autores

Tabla 2: Causalidad de los alimentos, carnes e índice de energía hacia el IPC

Variable Dependiente: (<i>IPC_t</i>)		
Excluida	X ²	Probabilidad
(<i>alimentos_t</i>)	5.176958	0.0529*
(<i>carnes_t</i>)	0.015093	0.0034*
(<i>energy index_t</i>)	8.885842	0.0253*

Nota: (*) Señala valor crítico significativo al 5%

Fuente: Cálculos de los autores

³ Las variables empleadas y su cálculo se encuentran en el Anexo 1.

Tabla 3: Causalidad del índice de alimentos hacia los derivados del trigo

Variable Dependiente: (<i>derivados del trigo</i>)		
Excluida	X ²	Probabilidad
(<i>food commodities</i>)	16.20689	0.0127*

Nota: (*) Señala valor crítico significativo al 5%

Fuente: Cálculos de los autores

En este contexto cabe recalcar, que índice de energía es una de las variables críticas a la hora de explicar movimientos o variaciones en el IPC. La transmisión que tiene los incrementos (variaciones) de esta variable presentan dos canales: el primero que afecta a los alimentos de manera directa, por el tema de costos de producción, que a su vez el incremento de esta variable afecta directamente al IPC (ver tabla 1 y tabla 2); y el segundo que implica incrementos directos sobre el nivel general de precios por el aumento del precio energético. Por lo cual, el índice de energía tiene un peso relativo considerable sobre presiones inflacionarias como se pudo apreciar en el mundo durante una gran parte del 2008, inclusive en Bolivia, marcando un énfasis importante en la producción de alimentos. Similarmente, el índice de alimentos externo causa en el sentido de Granger a los derivados del trigo y de manera indirecta al IPC. Ambos índices de precios externos nos brindan información acerca de los desempeños futuros del IPC, principalmente porque capturan la dinámica de los mercados internacionales que algunos periodos después se traduce en variaciones de los precios internos, principalmente aquellos artículos importados como es el caso del trigo y algunos de sus derivas como la harina.

Funciones Impulso Respuesta

A continuación se pretende ver cómo afecta un shock en los precios externos a los precios domésticos. Para este análisis se utilizan funciones impulso respuesta de acuerdo a la factorización estructural para la identificación de los shocks del modelo. El análisis se hace en dos escenarios. El primero corresponde a un escenario en que existe una política cambiaria que mantiene el tipo de cambio estable por lo que las variaciones de los precios externos en moneda extranjera se traducen en variaciones de la misma magnitud en términos domésticos, esto permite observar el efecto directo que tendrían los shocks externos bajo un régimen de tipo de cambio fijo. El segundo escenario supone variaciones

del tipo de cambio distintas de cero. En este caso, las variaciones de los precios externos ven atenuada su magnitud debido a las variaciones en el tipo de cambio.

Para identificar los shocks estructurales se realiza la siguiente descomposición siguiendo lo recomendado por Lütkepohl & Krätzig (2004) y Enders (2004):

Sean:

e_t = Errores del modelo estimado en t .

μ_t = Errores estructurales del modelo (desconocidos)

Se cumple que:

$$\begin{aligned} \Sigma &= E(e_t e_t') \\ E(\mu_t \mu_t') &= I \end{aligned} \tag{8}$$

Para obtener los valores de μ_t se recurre a la siguiente relación:

$$Ae_t = B\mu_t \tag{9}$$

La estructura de A y de B está definida de manera que se reflejen las ideas expresadas en el modelo teórico propuesto en este documento⁴:

$$\begin{pmatrix} 1 & a_{12} & a_{13} & a_{14} & a_{15} & a_{16} & a_{17} & a_{18} & a_{19} \\ 0 & 1 & a_{23} & 0 & 0 & a_{26} & 0 & a_{28} & a_{29} \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & a_{36} & 0 & a_{38} & a_{39} \\ 0 & 0 & 0 & 1 & a_{45} & a_{46} & a_{47} & a_{48} & a_{49} \\ 0 & 0 & a_{53} & 0 & 1 & a_{56} & 0 & a_{58} & a_{59} \\ a_{61} & a_{62} & a_{63} & a_{64} & a_{65} & 1 & a_{67} & a_{68} & a_{69} \\ 0 & 0 & a_{73} & 0 & 0 & a_{76} & 1 & a_{78} & a_{79} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \\ e_{3t} \\ e_{4t} \\ e_{5t} \\ e_{6t} \\ e_{7t} \\ e_{8t} \\ e_{9t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_{12} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b_{13} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & b_{14} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & b_{15} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & b_{16} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & b_{17} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & b_{18} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & b_{19} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \mu_{1t} \\ \mu_{2t} \\ \mu_{3t} \\ \mu_{4t} \\ \mu_{5t} \\ \mu_{6t} \\ \mu_{7t} \\ \mu_{8t} \\ \mu_{9t} \end{pmatrix} \tag{10}$$

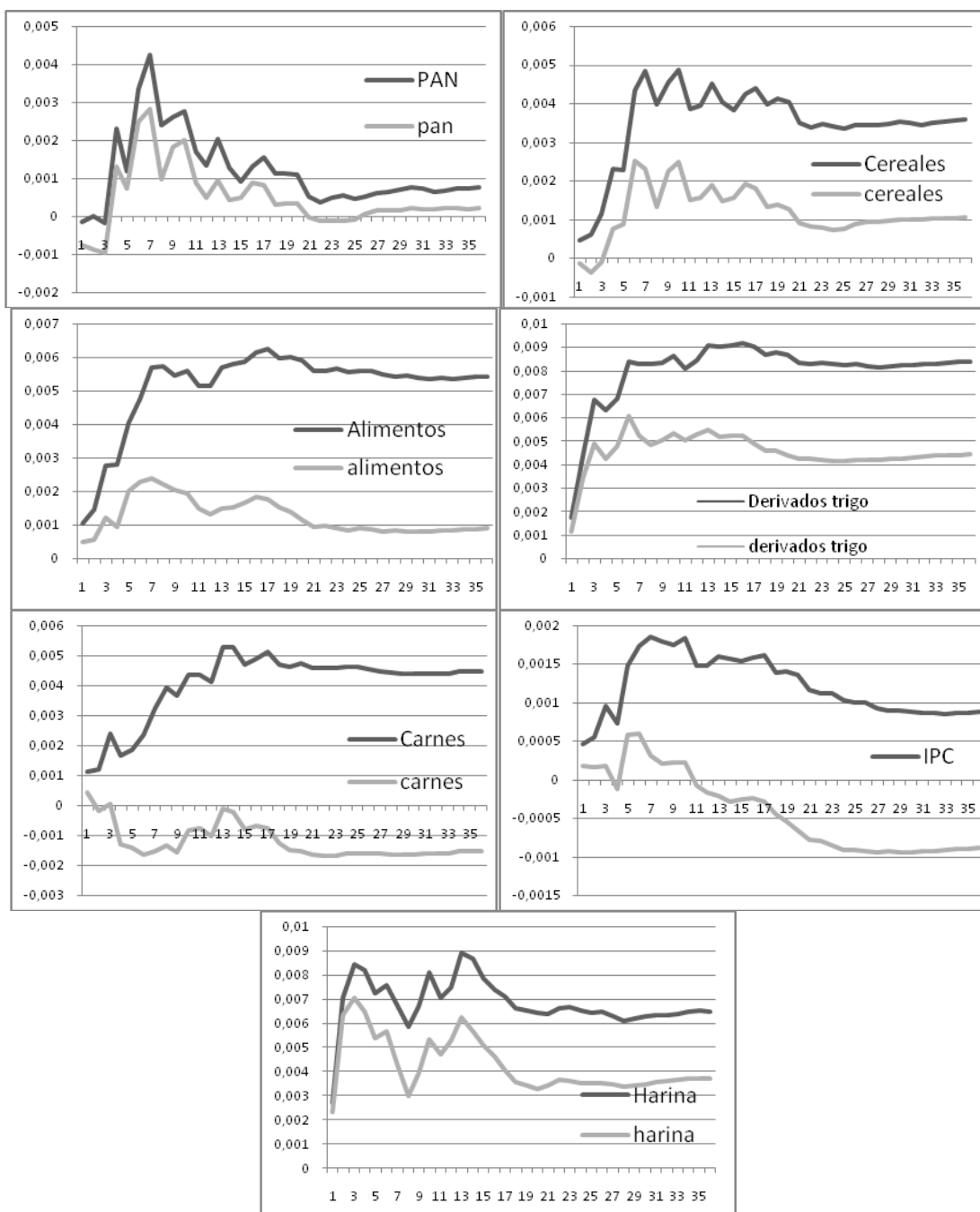
El sistema es resuelto de manera que:

$$A\Sigma A' = BB'$$

⁴ El detalle de las variables se encuentra en Anexo 1.

Dada la identificación de los shocks se obtuvieron las funciones impulso respuesta acumuladas para analizar cómo afecta un shock en la variación de los precios externos de los alimentos sobre variaciones en el precio doméstico de algunos artículos.

Figura 6: Respuesta Acumulada a un shock de una Desviación Estándar de variaciones del índice internacional de precios de alimentos.



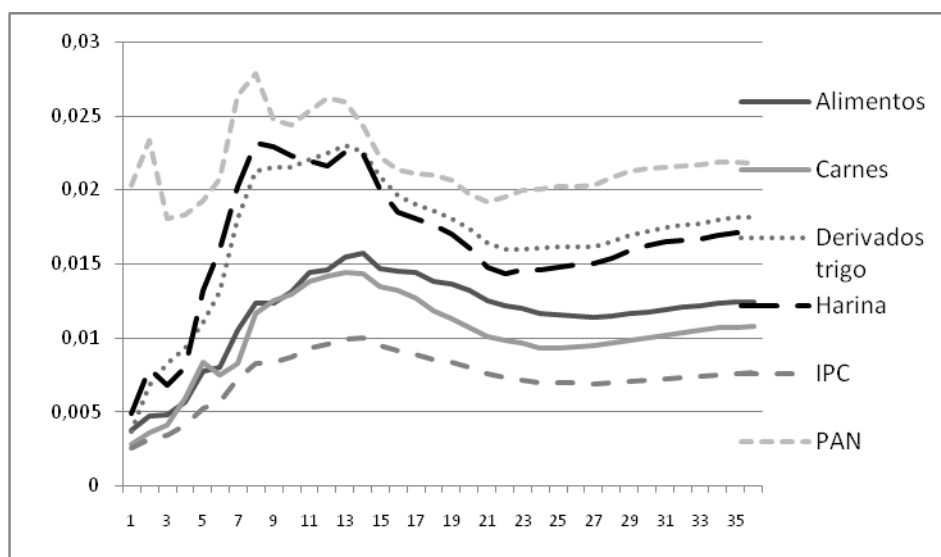
Línea Oscura: Respuesta ante shocks suponiendo tipo de cambio fijo
 Línea Gris: Respuesta ante shocks suponiendo variaciones en el tipo de cambio
 Fuente: Cálculos de los autores

La figura anterior muestra efectos positivos acumulados de un shock en las variaciones de los precios internacionales de alimentos sobre las variaciones de los precios domésticos. Pueden apreciarse efectos rezagados de alrededor de tres periodos (3 meses) sobre las variaciones en el precio del pan, de las carnes y en el IPC. Esto significaría que cambios en las variaciones de los precios externos tardan alrededor de un trimestre en traducirse en presiones sobre las variaciones domésticas de los precios. Adicionalmente, en promedio los shocks tardan en llegar a su máximo efecto en 6 meses. Bolivia al ser importadora de algunos commodities como el trigo vería afectados de manera directa sus precios domésticos y de esta forma estaría importando inflación vía la subida de precios externos.

La figura 6 también muestra en las líneas grises que los efectos de los shocks externos se ven atenuados considerablemente en magnitud pero no en forma por la acción del tipo de cambio. De todas formas los efectos son distintos según los artículos. En el caso del pan y la harina el efecto del tipo de cambio es menor en relación al agregado de los precios. Esta diferencia puede explicarse por el hecho de que el pan y la harina tienen como insumos a artículos importados que poseen influencia directa sobre sus precios y a que ambos artículos presentan ponderaciones altas en las canastas de consumo, por lo que se esperaría que ante variaciones de sus precios no varíe mucho la demanda de los mismos.

Adicionalmente se puede apreciar que el efecto de los shocks externos es menor en la medida que se toman en cuenta variables más agregadas. Al tomarse por ejemplo el IPC, las respuestas acumuladas muestran una magnitud inferior a otras respuestas ante el mismo shock, como ser el caso de la harina. Si bien el efecto directo de los precios externos no es relativamente considerable sobre el IPC este efecto puede ser indirecto a través del efecto sobre el IPC y otros artículos ante shocks en las variaciones de los precios domésticos de alguno de los artículos tomados en cuenta en el modelo.

Figura 7: Respuesta Acumulada a un shock de una Desviación Estándar de variaciones del índice de precios doméstico de cereales.



Fuente: Cálculos de los autores

Por ejemplo, la figura 7 muestra que un shock en las variaciones de los precios domésticos de los cereales causa respuestas acumuladas positivas de considerable magnitud sobre las variaciones de los precios del resto de los artículos. Si tomamos en cuenta que dicho shock puede deberse a una respuesta ante un shock externo como fue ilustrado en la figura 6, la figura 7 podría mostrarnos el patrón de la dinámica de los efectos indirectos. Por lo tanto, los efectos de los choques externos sobre la inflación doméstica serían directos e indirectos. El mecanismo de transmisión para los efectos indirectos estaría dado por los distintos artículos que componen la canasta representativa de consumo tal como se detalla en el modelo presentado en la sección 3.

6. Conclusiones

El presente documento analiza las relaciones entre los precios externos de commodities y los precios domésticos bolivianos. En primer lugar se encuentra que la relación entre los precios externos y domésticos experimentó un cambio en los últimos años. Mediante el análisis y cómputo de funciones de correlación cruzada en ventanas móviles se encontró que las correlaciones presentan una pendiente positiva y se encuentran en ascenso. Los cambios van desde correlaciones cercanas a 0 hasta correlaciones de 0,3 entre los precios

externos y los precios domésticos de commodities. Dicho cambio se hace más notorio a partir de los dos últimos años tomados en la muestra, por lo tanto, de manera preliminar, se encuentra una mayor incidencia de los precios externos sobre los precios domésticos.

A través de la estimación de un modelo VAR con datos de precios de artículos de la canasta familiar doméstica y algunos índices de precios externos se realizaron tests de causalidad de Granger los cuales mostraron que las variaciones de los precios externos de commodities causan en el sentido de Granger a las variaciones de los precios domésticos, ya sea artículo por artículo como a nivel agregado. Es decir: las variaciones de los precios externos brindan información acerca de las variaciones futuras de los precios domésticos. Estos resultados se explican por el hecho de que los commodities son insumos importados de relevancia para la producción de otros bienes a nivel doméstico. Adicionalmente, los precios externos se determinan mediante mecanismos de mercado de una manera más dinámica que la forma en la que los precios internos son determinados.

Dada la estimación del modelo VAR y su descomposición estructural, se realizó el cálculo de las funciones impulso – respuesta acumuladas (FIR). Los resultados obtenidos muestran que existe una respuesta positiva rezagada de las variaciones de los precios internos ante un shock en las variaciones de los precios externos. Los shocks externos presentan un rezago de aproximadamente 3 periodos (3 meses) en la manifestación doméstica de sus efectos. Además, los efectos de los shocks externos tardan alrededor de 6 periodos en manifestarse en su totalidad, por lo que se puede ver que los datos elevados de inflación registrados en 2008 eran manifestaciones de los efectos de los incrementos precedentes de precios externos de commodities.

Los anteriores resultados se ven afectados en magnitud pero no en forma por la inclusión de la política cambiaria. Las FIR obtenidas a través del modelo VAR que toma en cuenta a las variaciones del tipo de cambio muestran la misma dinámica que las obtenidas previamente con una atenuación del efecto positivo de los shocks externos sobre los shocks internos. Este resultado resalta la importancia de la política cambiaria para contrarrestar las

presiones inflacionarias externas que si bien no elimina por completo los efectos externos si disminuye considerablemente su magnitud.

Los efectos de los shocks externos no son simplemente directos. Existe un mecanismo de transmisión como el expuesto en el modelo teórico planteado en este documento. Las funciones impulso respuesta muestran que los precios domésticos de distintos artículos también responden positivamente a shocks en precios de otros artículos como por ejemplo, un shock a las variaciones de los precios de alimentos que puede ser originado por alguna influencia externa.

7. Referencias

- Baffes John. (2007). *“Oil Spills on other commodities”*. The World Bank. Policy research Working Paper 4333.
- Bloch, H; Dockery M; Sapsford D. (2006). *“Commodities Prices and the Dynamics of Inflation in Commodity- Exporting Nations: Evidence from Australia and Canada”*. The Economic Record, Vol. 82. Special Issue. September 2006. S97 – S109.
- Boughton, J ; Branson, W . (1988) . *“Commodity prices as leading indicator of inflation”*. National Bureau of Economic Research. NBER working paper series. WP No. 2750.
- Boughton, J ; Branson, W and Muttardy,A. (1989) . *“Commodity prices and inflation: evidence from seven large industrial countries”*. National Bureau of Economic Research. NBER working paper series. WP No. 3158.
- Brenner, Allan. (2002). *“El Niño and World Primary Commodity Prices: Warm water or hot air”*. The Review of economics and Statistics, Vol. 84, No. 1 , pp.176-183.
- Browne.F , Cronin D. *“Commodity prices, money and inflation”*. European Central Bank. Working paper series No 738/march 2007
- Cody, Brian and Mills, Leonard. (1991) *“The role of commodity Prices in formulating monetary policy”*. The review of economics and statistics, Vol. 73, No 2 (may, 1991), pp. 358-365. The MIT press.
- Enders, W. (2004). *“Applied Econometric Time Series”*. Second Edition, Wiley.
- Furlong, Fred and Ingenito , Robert. (1996). *“Commodity Prices and Inflation”*. FRBSF Economic Review 1996, number 2
- Hamilton,J.D.(1994) *“Time Series Analysis”*. Princeton University Press.
- International Monetary Fund (2008). *“Food and Fuel Prices-Recent Developments, Macroeconomic Impact, and Policy Responses”*. Prepared by Fiscal Affairs, Policy Development and Review, and Research Departments of IMF. June 30th , 2008.
- Lütkepohl, H and Krätzig, M. (2004). *“Applied Time series Econometrics”*. Cambridge University Press.
- Malliaris A.G. (2005) *“U.S. Inflation and Commodity Prices: Analytical and empirical Issues”* . Journal of Macroeconomics, october 2005.
- Moutos T. and Vines D. (1992) *“Output, Inflation and Commodity Prices”* . OXFORD Economic Papers, New series. Vol 44. No 3 (jul:1992). Pp 355-372

- ODI (2008) . “*Rising food prices: A global crisis*”. Overseas Development Institute Briefing Paper 37. April 2008.
- Oxford Analytica (2008) . “*International: Food crisis represents long-term shift*”. Monday, April 14th 2008.
- Rigobon , Roberto (2008). “*Commodity Pass-Through*”. Presentación diapositivas. MIT.
- SELA (2008). “ *El Alza de precios de alimentos: Una Respuesta del SELA*”. Reunión Regional de Alto Nivel sobre Seguridad Alimentaria en América Latina y el Caribe. Caracas Venezuela. 30 de mayo de 2008. SP/RRAN-SAALC/DT N° 2-08/Rev.1
- Sims, C.A. ; Stock, J.H. and Watson, M. W. (1990). “*Inference in Linear Time Series Models with some Unit Roots*”. *Econometrica*, Volume 58, Number 1(January, 1990), pp. 113-114.
- Stock, J.H. and Watson, M. W. (2001). “*Vector Autoregressions*”. In: *Journal of Economic Perspectives*-Volume 15, number 4-Fall 2001- pp. 101-115.
- The World Bank (2008^a). “*Rising Food Prices; The World Bank’s Latin América And Caribbean Region Position Paper*”. The World Bank.
- The World Bank (2008b) . “*G8 Hokkaido-Toyako Summit; Doble Jeopardy: Responding to high Food and Fuel Prices*”. World Bank . July 2, 2008.
- The World Bank (2009).”*Global Economic Perspectives: Commodities at the Crossroads*”. The International Bank for Reconstruction and Development / The World Bank.
- Von Braum, J, et al.(2008) “*High Food Prices: The What, Who, And How of proposed Policy Actions*”. International Food Policy Research Institute IFPRI. Policy Brief may 2008.

ANEXO 1

A continuación se detalla la construcción de las series empleadas en el modelo VAR:

X1	Alimentos	<i>Alimentos (capítulo cálculo IPC) – INE</i>
X2	Carnes	<i>Carnes (Subgrupo cálculo IPC) – INE</i>
X3	Cereales	<i>Cereales (Subgrupo cálculo IPC) – INE</i>
X4	Derivados trigo	<i>Harina+fideos – INE</i>
X5	Harina	<i>Harina – INE</i>
X6	IPC	<i>Índice de Precios al Consumidor – INE</i>
X7	Pan de Batalla	<i>Pan de Batalla – INE</i>
X8	Food Commodities Index	<i>Food commodities Index – IFS</i>
X9	Energy Index	<i>Energy Index – IFS</i>

ANEXO 2

Prueba de raíz unitaria

El test de raíz unitaria tiene el objetivo de determinar si una serie es estacionaria o no: Una serie es estacionaria si su media, varianza y covarianza son invariantes respecto al tiempo; en caso de que alguna de estas condiciones no se cumpla entonces la serie sería no estacionaria (Enders, 2004).

La representación formal de la prueba de raíz unitaria se presenta a continuación. Sea X_t una variable económica cualquiera que sigue el siguiente proceso aleatorio:

$$X_t = \rho X_{t-1} + \mu_t \quad -1 < \rho < 1 \quad (1)$$

Donde μ_t es un término de error con ruido blanco⁵.

Cuando $\rho=1$ el modelo se convierte en un proceso no estacionario, es decir presenta raíz unitaria. En este marco, la prueba de raíz unitaria verifica si la ρ estimada es estadísticamente igual a 1.

La ecuación (1) puede ser redefinida restando X_{t-1} en ambos lados para obtener:

$$\begin{aligned} X_t - X_{t-1} &= \rho X_{t-1} - X_{t-1} + \mu_t \\ &= (\rho - 1) X_{t-1} + \mu_t \end{aligned} \quad (2)$$

Que se puede representar alternativamente como:

$$\Delta X_t = \delta X_{t-1} + \mu_t \quad (3)$$

Donde $\delta = (\rho - 1)$ y Δ es el operador de primera diferencia.

La hipótesis nula entonces es que $\delta=0$ es ($\rho=1$), es decir que la serie tiene una raíz unitaria (es integrada de orden uno $I(1)$); o no es estacionaria).

A partir de (3) se han realizado algunas variantes para testear las variables de acuerdo a las características de las series. En el presente documento se emplean dos métodos: el de Phillips – Perron (1988) y Kwiatkowski, Phillips, Schmidt & Shin – KPSS (1992). Cabe

⁵ El ruido blanco corresponde a un proceso estacionario que tiene media cero y varianza σ^2 .

notar que todas las variables analizadas están expresadas en logaritmos y han sido desestacionalizadas.

La tabla A2 presenta los resultados del análisis de raíz unitaria. En términos generales se observa que todas las variables son integradas de orden uno I(1).

Tabla A2: Prueba raíz unitaria

Variabes	Prueba	Niveles	Primera Diferencia
Alimentos	Phillips - Perron	0,65	-10,62*
	KPSS	1,51	0,40*
Carnes	Phillips - Perron	0,94	-11,91*
	KPSS	1,43	0,34*
Cereales	Phillips - Perron	0,36	-11,50*
	KPSS	1,42	0,23*
Derivados del trigo	Phillips - Perron	0,79	-5,99*
	KPSS	1,47	0,24*
Harina	Phillips - Perron	0,15	-9,77*
	KPSS	1,45	0,18*
IPC	Phillips - Perron	-1,17	-10,23*
	KPSS	0,74	0,44*
Pan de batalla	Phillips - Perron	-0,96	-12,53*
	KPSS	1,34	0,15*
Índice de alimentos	Phillips - Perron	1,01	-10,36*
	KPSS	0,36	0,60*
Índice de energía	Phillips - Perron	0,86	-12,38*
	KPSS	1,36	0,35*

Nota: (*) Señala valor crítico significativo al 5%

ANEXO 3

Propiedades de los modelos

Cabe señalar que el modelo no presenta problemas de autocorrelación ni de heteroscedasticidad. Igualmente los residuos están distribuidos de manera normal. La prueba de heteroscedasticidad fue medida a través del test de White. La prueba de autocorrelación fue medida a través de la prueba de Breusch – Godfrey. La prueba de normalidad fue medida a través de la prueba Jarque – Bera.

Autocorrelación

Test LM Correlación Serial de Residuos
Muestra: 1989M01 2009M04
Observaciones incluidas: 185

Rezagos	Estad. LM	Prob.
1	93,63534	0,1594
2	96,28149	0,1182
3	107,3001	0,0269
4	85,66719	0,3402
5	86,76796	0,3103
6	86,19374	0,3257
7	114,6797	0,0782
8	76,98549	0,6057
9	95,9877	0,1223
10	101,4818	0,0615
11	92,1013	0,1875
12	81,5748	0,4612

Nota: (*) Señala valor crítico significativo al 5%. Hipótesis nula: No existe autocorrelación
No se rechaza la hipótesis nula de no existencia de autocorrelación

Heteroscedasticidad

Test Heteroscedasticidad de los Residuos
Muestra: 1989M01 2009M04
Observaciones incluidas: 185

Test Conjunto:

Chi-sq	df	Prob.
5088,726	4860	0,0610

Nota: (*) Señala valor crítico significativo al 5%. Hipótesis nula: No existe heteroscedasticidad
No se rechaza la hipótesis nula de homoscedasticidad.

Normalidad

Test Normalidad de Residuos
Muestra: 1989M01 2009M04
Observaciones incluidas: 185

Componente	Jarque-Bera	df	Prob.
1	2,20040	2	0,0328
2	5,21775	2	0,0605
3	3,80619	2	0,1586
4	5,15222	2	0,0761
5	3,35778	2	0,2568
6	3,68723	2	0,3804
7	2,91105	2	0,2360
8	4,93264	2	0,0570
9	3,66042	2	0,4271
Conjunta	1429,482	18	0,1628

Nota: (*) Señala valor crítico significativo al 5%. Hipótesis nula: residuos tienen distribución normal. No se rechaza la hipótesis nula de distribución normal de los residuos