

Efecto traspaso de precios internacionales de alimentos sobre precios internos: Perú 1994 – 2009.

Gustavo Ganiko Matsumura.

Resumen

El trabajo tiene como objetivo medir la magnitud del traspaso de precios externos de alimentos sobre precios internos, condicionado a la evolución del ciclo económico. Con este fin, se estima un LSTVAR para el periodo 1994-2009. Los resultados sugieren no linealidades en el traspaso de precios externos a precios internos.

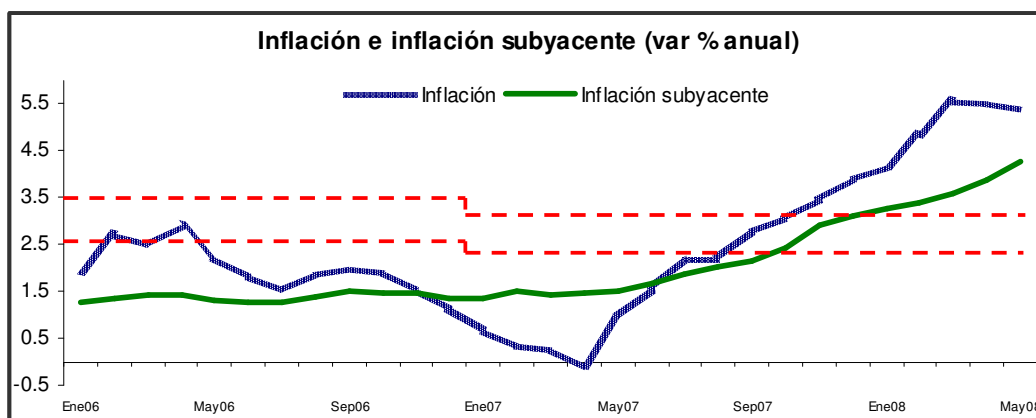
Abstract

The main goal of this paper is to analyze the pass-through of international food prices to domestic prices, taking into account the effect of business cycle. For this purpose, we use a Smooth Transition Vector Autoregression methodology and then report the pass-through conditional to the initial position in the business cycle. The results suggest a higher pass-through rate during the positive side of the business cycle.

1. Introducción.

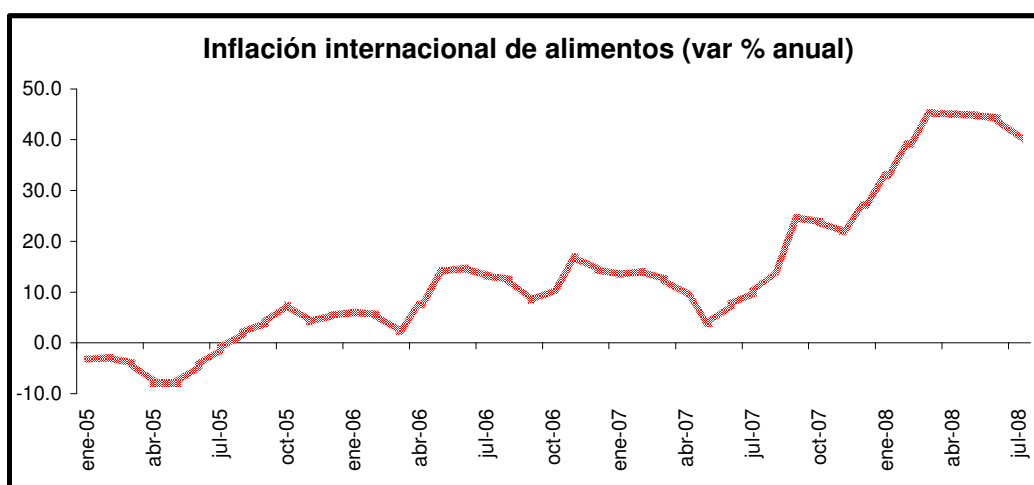
A mediados de 2007 se observó una elevación significativa de la inflación en el Perú, la cual desbordó la banda de tolerancia anunciada por el Banco Central de Reserva del Perú (BCRP). Desde una tasa anual nula registrada en abril del 2007, la inflación escaló hasta llegar al 5.8 por ciento en julio del 2008¹. En ese periodo, la inflación internacional, especialmente la de alimentos, registró una elevación sin precedentes de 40 por ciento. Todo esto sucedió en un escenario de fuerte expansión económica.

Gráfico 1: Inflación domestica



Fuente: BCRP

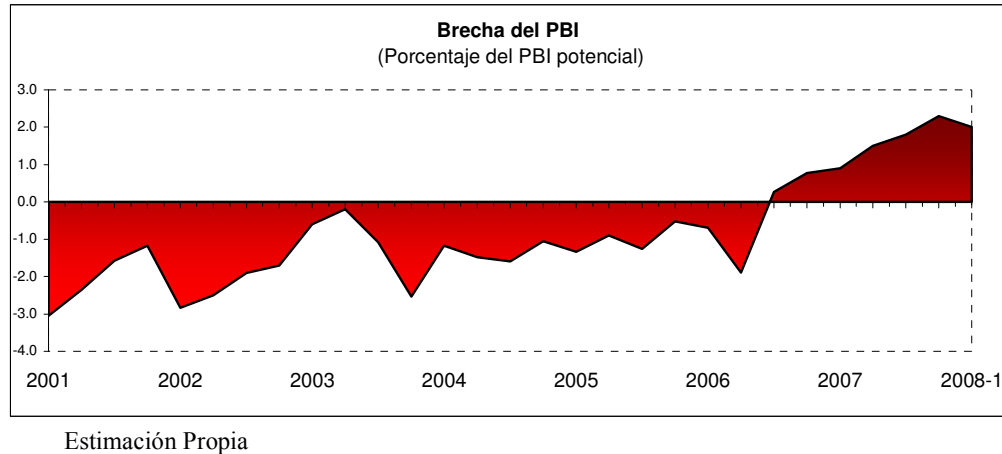
Gráfico 2: Inflación de alimentos en el mundo.



Fuente: FMI

¹ BCRP, Resumen informativo No 32. 8 de agosto de 2008.

Gráfico 4: Brecha-producto



Si bien es cierto que, durante el 2009, con la desaceleración del PIB, debido al impacto de la crisis internacional, la inflación interna dejó de ser un problema, el precio internacional de alimentos es menos sensible a la desaceleración del PIB mundial², por tal motivo, la inflación importada de alimentos merece consideración.

Ante esto, cabe preguntarse si el traspaso de precios externos a precios internos es independiente a los auges y recesiones de la economía peruana, o es que el ciclo económico genera respuestas asimétricas en este traspaso.

Para contestar esta interrogante, el presente trabajo tiene como objetivo medir la magnitud del traspaso de precios internacionales de alimentos sobre precios internos, condicionado a la evolución del ciclo económico. Con este fin, se estima el Pass-Through (PT), a partir de un VAR de Transición Suave (STVAR por sus siglas en inglés), para el periodo 1994-2009. Para la identificación de variables se estima un VAR lineal, a partir del modelo empírico de determinación de precios propuesto por Miller (1999). Para cuantificar el precio internacional de alimentos, se utiliza el índice de precios externos de alimentos calculado por el Fondo Monetario Internacional³.

La organización del trabajo es la siguiente: en la sección 2 se realiza una revisión empírica del tema; en la sección 3, se muestra la estimación del VAR lineal, mientras que la sección 4 presenta la metodología del STVAR y los tests de no linealidad. Los resultados del STVAR se detallan en la sección 5. Finalmente, la sección 6 muestra las conclusiones del trabajo.

² De acuerdo al Banco Mundial (2009), la recesión internacional del 2009 tuvo un impacto negativo en el precio de commodities. Sin embargo, estos precios se recuperaron rápidamente debido a su alta ponderación en las canastas de consumo de los países.

³ IFS-Food commodities index. Este índice es calculado a partir de la siguiente ponderación: 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 %.

2. Revisión empírica.

Por un lado, la literatura empírica sobre el PT de commodities agrícolas es escasa. La mayor parte de estudios se focalizan en los commodities no agrícolas o se desarrollan desde la perspectiva de economías desarrolladas con la capacidad de influir en el precio internacional⁴.

Entre los trabajos cuya metodología es aplicable para una economía tomadora de precios, pequeña y abierta como la economía peruana, cabe mencionar los realizados por Mundlak y Larson (1992), Mortaza y Rahman (2008) y Vera y Loza (2009)⁵ y McCarthy (1999)⁶

Mundlak y Larson (1992), analizan el PT de commodities agrícolas para una muestra de 58 países durante los años 1968-1978. Los autores estudian dos cuestiones fundamentales en el mecanismo de transmisión de precios agrícolas. La primera consiste en estimar un PT de precios internacionales de commodities agrícolas hacia precios internos. La segunda consiste en estimar que proporción de las variaciones en los precios domésticos puede ser atribuible a un cambio en los precios agrícolas. Los resultados de la investigación señalan un PT que fluctúa entre 0.68 y 0.84 dependiendo del PBI de los países.

McCarthy (1999) examina, mediante un modelo VAR, el impacto de los tipos de cambio y precios de importación en el índice nacional de precios al productor y el índice de precios al consumidor (IPC) para una muestra de países industrializados durante el periodo 1976 a 1998. Se encuentra que en los países con mayor cuota de importación, menor volatilidad en el tipo de cambio y PBI, y menor competitividad a nivel mundial, la asociación entre tipo de cambio e inflación es mayor.

Mortaza y Rahman (2008), estudian la relación entre la oferta interna de alimentos y el PT de precios de importación a precios internos, para Bangladesh durante los años 2001-2008. Los autores señalan que aquellos productos con mayor proporción en la oferta nacional presentan un menor coeficiente de PT.

Vera y Loza (2009), plantean un modelo de transmisión de precios externos a precios domésticos, encontrando que existe un impacto rezagado de precios externos de commodities sobre el nivel general de precios. Además, encuentran que la transmisión al IPC es de manera directa e indirecta a través de otros artículos afectados por los choques externos.

⁴ Véase Frankel (1986), Boughton y Branson (1988) o Browne y Cronin (2007), entre otros.

⁵ D. Vera y Fabián Loza (2009). “Un análisis del efecto de los precios externos de los commodities en Bolivia”.

⁶ McCarthy, J. (1999). ‘Pass-through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialised Economies,’ *BIS Working Papers, No. 79*, Bank for International Settlements, Basel: Monetary and Economic Department.

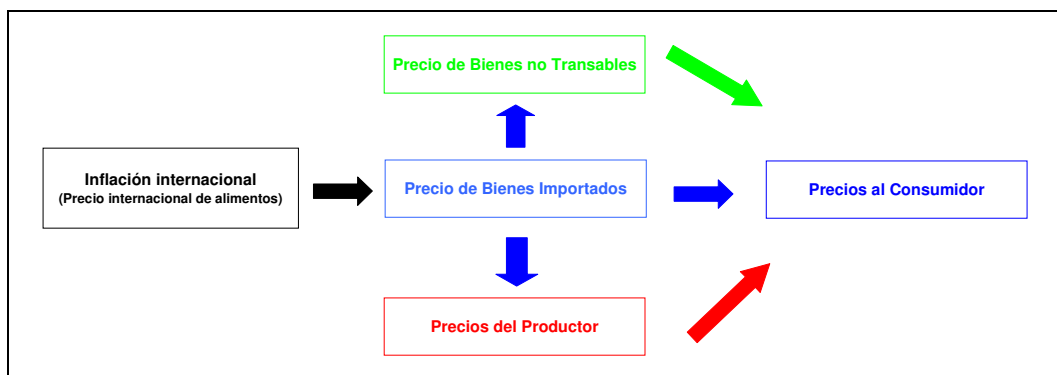
Por otro lado, los trabajos empíricos sobre efectos asimétricos son amplios y se enmarcan, principalmente, en el estudio de los efectos no lineales de la política monetaria o en los efectos no lineales de choques de tipo real sobre la economía peruana. Entre los primeros vale la pena señalar los realizados por Castillo y Montoro (2005)⁷, Moron y Winkelried (2005), y Bigio y Salas (2006). Entre los segundos, destacan los realizados por Castro y Morón (2004), Carranza et al. (2004) y Winkelried (2004).

3. Estimación del VAR lineal.

3.1.- Metodología.

Para analizar el PT de precios externos a precios internos, se utiliza un modelo de determinación de precios en la cadena distributiva de bienes⁸. En esta cadena, la formación de precios consta de 3 etapas donde intervienen importadores, productores y consumidores. En cada etapa, los precios están sujetos a choques externos e internos de oferta y demanda⁹, los cuales pueden ser asumidos por la etapa afectada, o pueden ser trasladados a otro nivel: de importadores a productores y de estos a consumidores, o de importadores a productores.

Los mecanismos de transmisión del choque se describen en la figura 1.



La inflación internacional de alimentos impacta sobre los precios de importación¹⁰. En un contexto de competencia perfecta, donde se cumple la ley

⁷ Para una mayor revisión del tema, véase Castillo y Montoro (2005) quienes realizan una revisión completa de los trabajos empíricos sobre efectos no lineales de la política monetaria.

⁸ Véase McCarthy (1999).

⁹ Entre los choques internos tenemos, por el lado de la oferta, el fenómeno del niño, o por el lado de la demanda, como el impacto del ciclo expansivo. Entre los choques externos, analizaremos los efectos de la inflación internacional de alimentos.

¹⁰ En un contexto de competencia perfecta, donde se cumple la ley de un solo precio, el pass-through es completo y el choque es asumido por la etapa afectada. Sin embargo, en presencia de estructuras oligopólicas de mercado, el pass-through puede ser incompleto.

de un solo precio, el PT es completo y el sector importador asume la totalidad del choque de precios. En el modelo, el incremento de precios de bienes importados genera inflación en otros sectores por 3 motivos (canales): (1) eleva el costo del bien final importado, (2) eleva el costo de insumos importados utilizados en el proceso de producción del bien final y (3), debido a la sustituibilidad entre bienes transables y no transables, se eleva el precio de bienes no transables.

Para la estimación econométrica, se procede a la estimación de un VAR lineal tomando como punto de partida el modelo empírico de determinación de precios a lo largo de la cadena distributiva, propuesto por McCarthy (1999) y utilizado posteriormente por Miller (2003)¹¹, Lamas y Morón (2003) y Winkelried (2004)¹² para la economía peruana¹³.

En cada etapa de la cadena distributiva (importador, productor y consumidor), la inflación contemporánea consta de 5 componentes: (i) choques de oferta y demanda; (ii) tipo de cambio; (iii) expectativa de inflación, la cual se realiza considerando la información disponible hasta el final del periodo $t-1$; (iv) los efectos de un choque inflacionario en la etapa previa de la cadena de distribución; y finalmente (v) el choque inflacionario producido en cada etapa. El sistema completo comprende las siguientes 6 ecuaciones:

$$\begin{aligned}
 (1) \text{ Oferta:} & \quad s_t = E_{t-1}(s_t) + \varepsilon_t^s \\
 (2) \text{ Demanda:} & \quad y_t = E_{t-1}(y_t) + \alpha_{ys} \varepsilon_t^s + \varepsilon_t^y \\
 (3) \text{ Tipo de Cambio:} & \quad \Delta e_t = E_{t-1}(\Delta e_t) + \lambda_{es} \varepsilon_t^s + \lambda_{ey} \varepsilon_t^y + \varepsilon_t^e \\
 (4) \text{ Precios de Importación:} & \quad \pi_t^m = E_{t-1}(\pi_t^m) + \lambda_{ms} \varepsilon_t^s + \lambda_{my} \varepsilon_t^y + \lambda_{me} \varepsilon_t^e + \varepsilon_t^m \\
 (5) \text{ Precios al por Mayor:} & \quad \pi_t^w = E_{t-1}(\pi_t^w) + \lambda_{ws} \varepsilon_t^s + \lambda_{wy} \varepsilon_t^y + \lambda_{we} \varepsilon_t^e + \lambda_{wm} \varepsilon_t^m + \varepsilon_t^w \\
 (6) \text{ Precios al Consumidor:} & \quad \pi_t^c = E_{t-1}(\pi_t^c) + \lambda_{cs} \varepsilon_t^s + \lambda_{cy} \varepsilon_t^y + \lambda_{ce} \varepsilon_t^e + \lambda_{cm} \varepsilon_t^m + \lambda_{cw} \varepsilon_t^w + \varepsilon_t^c
 \end{aligned}$$

Donde ε_t es el vector de choques estructurales contemporáneos, los cuales se asumen son independientes entre sí y no autocorrelacionadas.; y $E_{t-1}(\bullet)$ es el operador de esperanza condicionada a la información disponible en el periodo $t-1$.

Asumiendo que las expectativas corresponden a la proyección lineal de los rezagos de las variables del sistema, el modelo puede ser estimado asumiendo la descomposición ortogonal de Cholesky.

¹¹ Miller, S. (2003), "Estimación del *pass-through* del tipo de cambio a precios: 1995 – 2002", Banco Central de Reserva del Perú.

¹² Winkelried, D (2004), "¿Es asimétrico el *Pass - Through* en el Perú?: Un análisis agregado", Banco Central de Reserva del Perú.

¹³ A diferencia de lo propuesto en el presente trabajo, los trabajos de Miller (2003) y Winkelried (2004) utilizan esta metodología para evaluar el *pass-through* de tipo de cambio a precios. En particular, Winkelried utiliza el modelo como marco de referencia en el análisis de no linealidades en el traspaso del tipo de cambio a precios.

La representación matricial del modelo en su forma compacta es:

$$AY_t = B(L)Y_{t-1} + \varepsilon_t, \text{ donde } Y_t = \begin{bmatrix} s_t & y_t & \Delta e_t & \pi_t^m & \pi_t^w & \pi_t^c \end{bmatrix}' \dots\dots\dots(7)$$

Cuya representación en su forma reducida es:

$$Y_t = C(L)Y_{t-1} + \mu_t, \text{ donde } AC(L) = B(L); A\mu_t = \varepsilon_t \dots\dots\dots(8)$$

La estructura de A es la de una matriz triangular superior, de forma que los choques contemporáneos son ortogonalizados a través de la descomposición de Cholesky.

El ordenamiento del sistema implica un análisis contemporáneo donde los choques de oferta externo son exógenos al resto de variables. Sin embargo, estos choques siguen dependiendo de los rezagos del resto de variables del sistema. En una economía pequeña y abierta como la peruana, los sucesos domésticos no deberían tener influencia (ya sea de forma contemporánea o rezagada) sobre los precios externos. Atendiendo este punto, se restringe el impacto rezagado que tienen las variables del sistema sobre el precio externo, de forma que la evolución del choque externo sea exógena al resto de variables del sistema¹⁴.

Bajo esta metodología, se estiman el modelo econométrico utilizando los índices más agregados de precios internos, donde:

- La dinámica de los precios de importación (π_t^m), se caracteriza a partir del Índice de Precios al por Mayor de Productos Importados (IPMI).
- Para los precios al productor (π_t^w) se utiliza el Índice de Precios al por Mayor de Productos Nacionales (IPMN); mientras que para los precios al consumidor (π_t^c) se utiliza el Índice de Precios al Consumidor (IPC) de Lima Metropolitana.
- La dinámica del tipo de cambio se define como la depreciación del tipo de cambio nominal (Δe).
- Como medida del choque de demanda se utiliza la brecha del producto (y_t).
- Como medida del choque externo (s_t) se utiliza el precio internacional de alimentos (s_t).

¹⁴ Se realizaron dos especificaciones sobre el choque de oferta. En primer lugar, se analiza el caso en que los choques son completamente determinísticos. En segundo lugar, los precios externos se modelan como un AR(1). Esta modelación del choque obedece a tener un efecto mas limpio del choque externo.

El pass-through (K_t) se calcula a partir de las funciones impulso-respuesta acumulado¹⁵:

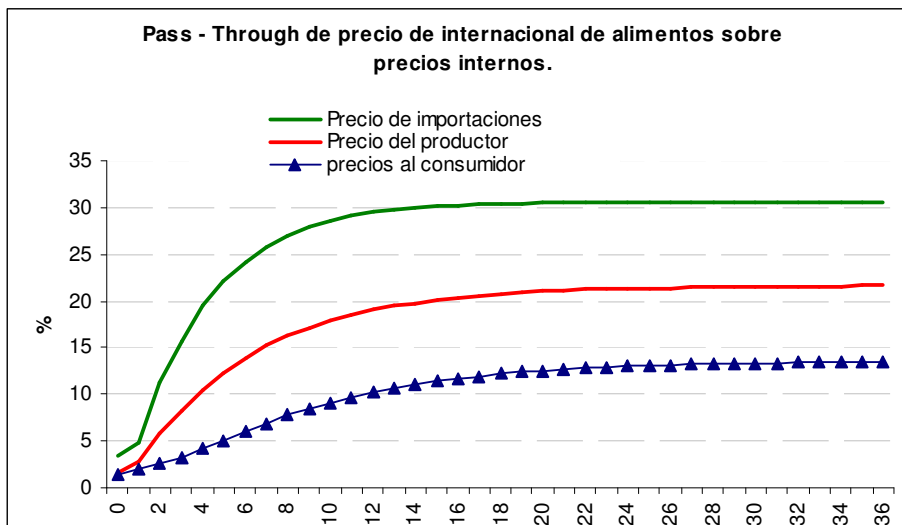
$$K_t = \frac{\sum_{j=0}^t \frac{\partial \pi_{t+j}^c}{\partial \varepsilon_t^s}}{\sum_{j=0}^t \frac{\partial s_{t+j}^s}{\partial \varepsilon_t^s}} \dots\dots\dots(10)$$

Donde el numerador no es más que el efecto acumulado que un incremento de la inflación internacional de alimentos (o de insumos agrícolas) ha generado sobre la inflación interna hasta el periodo t . Dado que el choque externo ha sido modulado como un proceso autoregresivo, el denominador considera la respuesta acumulada del choque externo¹⁶.

3.2.– Resultados del VAR lineal.

A partir del VAR lineal se estima el PT de precios utilizando datos mensuales desde enero de 1994 hasta diciembre de 2009. A continuación se muestran sus principales resultados:

Gráfico No 5



Elaboración propia.

Un choque positivo de una desviación estándar a la inflación internacional de alimentos se transmite a la inflación de bienes importados en 27.03% a 8 meses, 29.50% a 12 meses y a 31% a 36 meses. El efecto de este choque

¹⁵ Es la definición utilizada por Winkelried (2004) para evaluar el pass-through sobre precios.

¹⁶ Bajo esta modelación, un choque en la inflación internacional de alimento tiene una duración de 6 meses. El choque de precios externos se genera a partir del incremento de los precios en 1 desviación estándar.

hacia la inflación de bienes nacionales es de 16.27%, 19.06% y 21.6%, mientras que el traspaso hacia precios de consumidor es de 7.75%, 10.22% y 13.47%, para el periodo de tiempo señalado inicialmente.

Tabla1: PT de precios externos

Periodos	pi	pn	pc
8	27.03	16.27	7.75
12	29.50	19.06	10.22
36	30.58	21.76	13.47

Así, el impacto que los precios internacionales de alimentos tienen sobre los precios a lo largo de la cadena distributiva es disímil e incompleto. A corto y largo plazo, el incremento del precio internacional de alimentos es absorbido en principalmente por los importadores, seguido de los productores y consumidores.

En una economía pequeña y abierta, con mercados competitivos, donde los importadores son tomadores de precios, su curva de oferta es perfectamente elástica y el PT es completo. Sin embargo, en situaciones distintas al de competencia perfecta, el PT es incompleto¹⁷. Entre estas situaciones tenemos:

- a. Poder de mercado (Discriminación de precios): la firma puede ajustar el margen de ganancia específico a cada mercado para absorber parte del choque externo. Mientras mayor sea el poder de la firma para discriminar de precios, mayor será el PT de precios externos a precios internos.
- b. Sustitución entre bienes nacionales e importados: A mayor sustituibilidad entre estos productos, la demanda de los bienes importados se reducirá y la de bienes nacionales aumentará. El incremento de la demanda del bien nacional llevará a un incremento en el precio de ese bien. En este contexto, el PT sobre el IPC será mayor mientras mayor sustituibilidad exista entre los bienes importados y nacionales.

Además de estos factores microeconómicos, existen otros factores, macroeconómicos, que pueden explicar la magnitud del PT. Entre los principales tenemos:

- c. Costos de menú¹⁸: Si los costos asociados a la actualización de precios por parte de la firma son altos, entonces el precio de los bienes importados colocados en moneda nacional (precios al consumidor) no se

¹⁷ Para un análisis más detallado, véase Dornbusch (1987) y Goldberg y Knetter (1997).

¹⁸ Los costos de menú tienen su origen en la teoría Neokeynesiana. De acuerdo a esta teoría, si las imperfecciones nominales influyen sobre el comportamiento a nivel agregado, es por que fricciones nominales pequeñas a nivel microeconómico tienen un efecto grande a nivel macroeconómico. El ejemplo clásico de costos de menú es el de los costo en que incurren los restaurantes al imprimir nuevamente su menú, de allí su nombre. Véase Romer (2006) "Macroeconomía Avanzada". Capítulo 6.

ajustaría por completo (o los precios al consumidor). En este contexto, el PT sobre precios de importación será menor.

- d. Composición de la canasta de precios al consumidor: Miller (2003) señala que un aspecto importante a considerar es la estructura de la canasta de bienes que conforman el IPC. Mientras mayor sea la participación de los bienes importados, mayor será el traspaso.
- e. Contexto macroeconómico: Winkelried (2004) arguye que el PT es no lineal y su respuesta depende del contexto macroeconómico. En este sentido, el nivel inflacionario, nivel de producción o volatilidad del tipo de cambio podría explicar las distintas respuestas ante un choque externo¹⁹. A partir de la estimación de un LSTVAR, se concluye que el PT de tipo de cambio a precios presenta una mayor magnitud en la etapa expansiva del ciclo económico.

De las distintas situaciones nombradas anteriormente, el trabajo evaluará el rol del ciclo económico como fuente de no linealidad en el PT estimado.

4. Metodología del LSTVAR.

El estudio de no linealidades en el PT, se realiza a partir de un modelo LSTVAR, el cual tiene su origen en los modelos autorregresivos de transición suave introducidos (STR, por sus siglas en ingles) por Luukkonen, et. al. (1988) y Teräsvirta y Anderson (1992), extendidos a su versión multivariada por Granger y Teräsvirta (1993)²⁰.

De acuerdo a Granger y Teräsvirta (1993), se recomiendan 3 etapas en la estimación de un modelo STR: (i) se estima un modelo lineal; (ii) se realizan pruebas de no-linealidad, siguiendo la metodología propuesta por Luukkonen, et al. (1988) y (iii) de rechazar la linealidad, se elijen los parámetros a emplear en la función de transición.

En el modelo, la función de transición adoptada es una función logística:

$$F(x_t, \gamma, c) = \left[\frac{1}{1 + \exp\{-\gamma(x_t - c)\}} \right] \dots\dots\dots(11)$$

En (11), γ representa un parámetro de suavizamiento²¹, mientras que c representa el valor umbral de la economía, el cual define los regimenes²² de la

²⁰ Véase, además, Weise (1999). Para el caso peruano, véase los trabajos de Winkelried (2004) y Salas y Bigio (2008).

²¹ El parámetro de suavizamiento debe ser mayor a cero.

²² “Estos regimenes están asociados a valores pequeños y grandes de la variable de transición en relación con el tamaño del parámetro c . En los regimenes, la función de transición toma valores

economía, a partir de los valores de la variable de estado x_t . Dependiendo de los valores de estas variables, la función F , adopta valores entre 0 y 1.

Siguiendo a Winkelried (2004), la introducción de no linealidades en el modelo VAR descrito en la sección 4, se realiza al plantear la forma reducida del VAR como:

$$Y_t = M_1(L)Y_{t-1} + M_2(L)Y_{t-1}F(x_t, \gamma, c) + \varepsilon_t \dots \dots \dots (12)$$

Donde $Y_t = \left[s_t \quad y_t \quad \Delta e_t \quad \pi_t^m \quad \pi_t^w \quad \pi_t^c \right]'$

De este modo, Y_t representa ahora la versión con transición suave del VAR. Bajo esta aproximación, las funciones impulsos respuesta se calculan de acuerdo a la propuesta de Koop, Pesaran y Potter (1996). El PT se mide igual que en el caso del VAR lineal.

4.1.– Test de no linealidad.

Para contrastar la existencia de asimetrías en el modelo LSTVAR, se plantea la hipótesis nula $H_0: \gamma = 0$, donde el no rechazo implica que el modelo descrito en (12) es lineal. La implementación del test se realiza de acuerdo a lo recomendado por Luukkonen et al. (1988) y se aplica una expansión de Taylor. Al aplicar la expansión de Taylor de primer orden a (12), se obtiene:

$$Y_t = H_1(L)Y_{t-1} + H_2(L)Y_{t-1}x_t + \varepsilon_t \dots \dots \dots (13)$$

De esta forma, la hipótesis $H_0: \gamma = 0$, es ahora $H_0: H_2(L) = 0$. Para contrastar esta hipótesis, se emplea un test de Ratio de Verosimilitud (LR, por sus siglas en ingles) que se calcula bajo el siguiente procedimiento²³:

$$LR = [T - (pk + n_x)] \left(\ln |\Omega^{lineal}| - \ln |\Omega^{no\ lineal}| \right) \approx \chi^2(pk^2) \dots \dots \dots (14)$$

Donde T es el tamaño de muestra; p indica el número de rezagos del VAR; k el número de variables exógenas n_x el número de parámetros de las variables exógenas estimadas por ecuación; Ω^{lineal} y $\Omega^{no\ lineal}$ corresponden a matriz de covarianzas de los residuos, extraídas de las estimaciones (8) y (13), respectivamente.

extremos (cero y uno, respectivamente). Cuando los valores de la variable de transición están ubicados muy cerca de c, la función de transición toma valores intermedios entre cero y uno, que permiten una transición suave entre regímenes". Mendoza (2004).

²³ Véase Salas y Bigio (2008).

En la siguiente tabla, se presentan los p-values correspondientes al test LR, considerando todas las variables del modelo y sus rezagos como posibles variables de estado.

Tabla 2

Prueba Conjunta de No linealidad (P-value)						
variable	1	2	3	4	5	6
	s_t	y_t	π_t^m	Δe_t	π_t^w	π_t^c
1 rezago	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00
2 rezagos	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00

Ho: linealidad del VAR.

Elaboración propia.

Los test muestran evidencia de no-linealidad en el VAR, cuando se utilizan como variables de estado cada una de las series del sistema. El estudio presta atención únicamente al rol de la brecha del producto, por lo que también se realizó el test utilizando como variable de transición $\Delta_{12}y_{t-1}$. Los resultados de este test son similares a los presentados en la tabla 2, por lo que se decide a utilizar el primer rezago de $\Delta_{12}y_{t-1}$ como variable de transición.

Una vez elegido la variable de transición, se procede a calcular valores para los parámetros de umbral (c) y suavizamiento (γ). Se encuentra que las no linealidades son más marcadas para valores altos de γ , por lo que se decide utilizar un valor de $\gamma = 100$ y un valor $c = 0^{24}$.

En el caso del parámetro de umbral, al utilizar $\Delta_{12}y_{t-1}$ como umbral se busca capturar la dinámica del ciclo económico, de acuerdo a Winkelried (2004), esta variable, *“si es positiva, la brecha del producto reciente es mayor a la observada un año atrás lo que sugiere una fase expansiva; si es negativa, puede hablarse de una fase recesiva”*.

5. Resultados del LSTVAR.

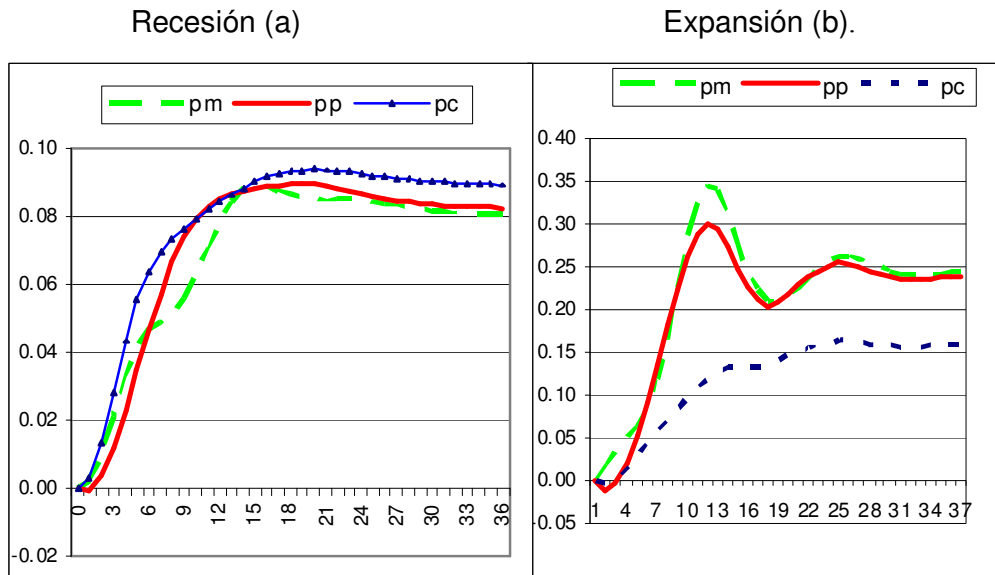
Los gráficos 6-10 muestran los resultados del PT correspondientes a choques del precio internacional de alimentos de 1 por ciento, para dos estados posibles de la economía: expansión y contracción.

Como se observa en el gráfico 6, la dinámica del ciclo económico sobre el PT muestra diferencias claramente marcadas, que depende del estado de la economía. Durante la etapa expansiva del ciclo económico (panel a), el

²⁴ Estos valores son los utilizado por Salas y Bigio (2008) y Winkelried (2004) y similar a los utilizados por Weise (1999).

impacto del choque es absorbido, a largo plazo, por importadores (24.5%) y productores (23.8%) y, en menor medida, por consumidores (15.7%); mientras que durante la etapa contractiva (panel b), el choque es absorbido por consumidores (8.9%), productores (8.2%) e importadores (8.1%). Este primer resultado sugiere asimetrías en la distribución del choque a lo largo de la cadena distributiva.

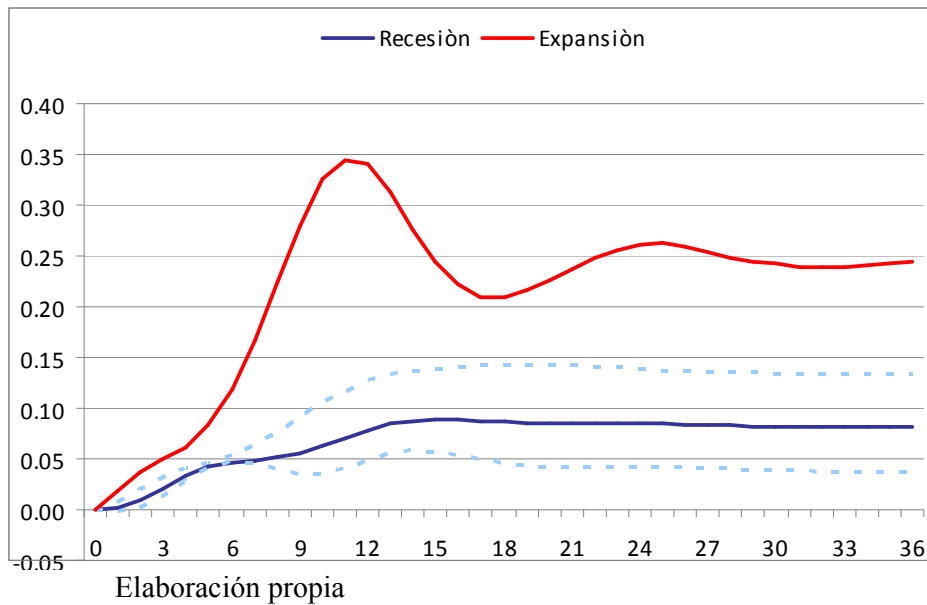
Gráfico No 6
PT según ciclo económico.



Elaboración Propia

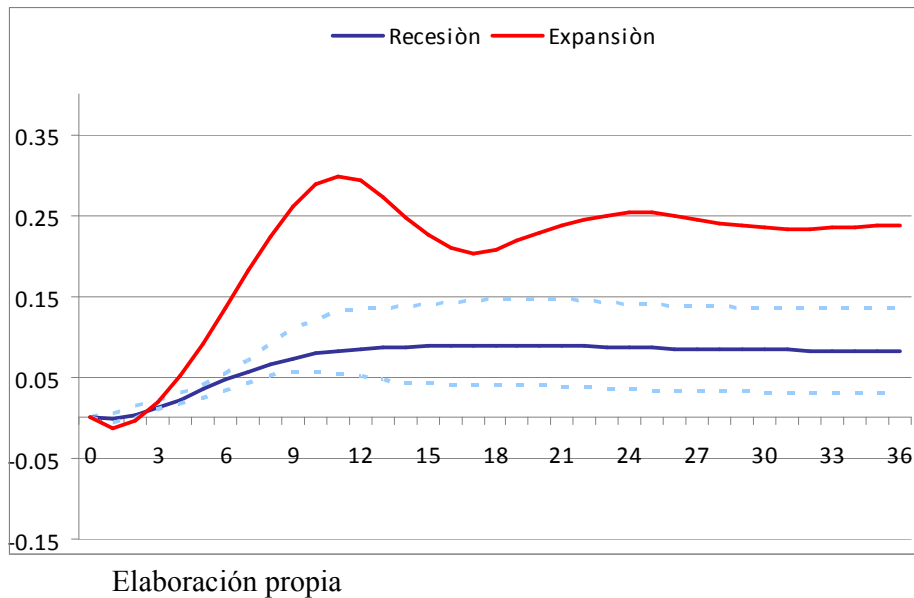
El gráfico 7 muestra el PT sobre los precios de importación. Se aprecia que, luego de un año del choque, la magnitud de respuesta de los precios de importación durante la etapa expansiva del ciclo económico es 4 veces superior a la registrada en periodos contractivos. En la etapa expansiva del ciclo, el 34% y 24.5% de un incremento en el precio internacional de alimentos son trasladados a precios de importación, a un año y a largo plazo, respectivamente. Mientras que en la etapa recesiva, este impacto equivale al 7.8% y al 8.1% a un año y a largo plazo, respectivamente.

Gráfico No 7
PT sobre precios de importación, según ciclo económico.



El gráfico 8 indica el PT sobre los precios del productor. Se aprecia que durante la etapa expansiva del choque, el traspaso hacia los precios de producción es de 29.3% y 23.8%, luego de un año de producido el choque y a largo plazo, respectivamente. Durante la etapa contractiva del ciclo, el traspaso es de 8.5% y 8.2%, a 12 meses y a largo plazo, respectivamente.

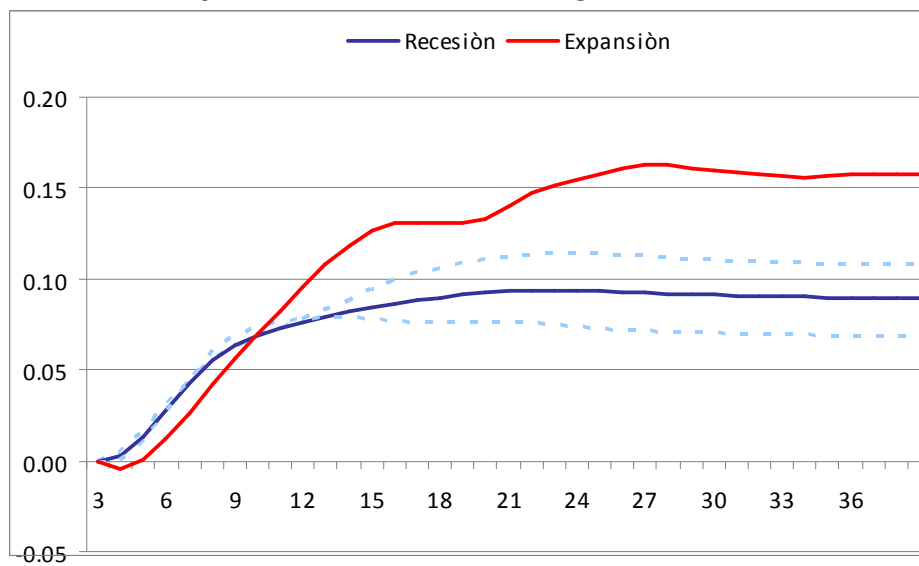
Gráfico No 8
PT sobre precios de productor, según ciclo económico.



Finalmente, el gráfico 9 indica el PT sobre los precios al consumidor. Se aprecia que durante la etapa expansiva del choque, el traspaso hacia los precios de producción es de 12.6% y 15.7%, luego de un año de producido el choque y a largo plazo, respectivamente. Durante la etapa contractiva del ciclo, el traspaso es de 8.4% y 8.9%, a 12 meses y a largo plazo, respectivamente.

Gráfico No 9

PT sobre precios al consumidor, según ciclo económico.



Elaboración propia

6. Conclusiones.

Los resultados presentados permiten concluir que existen no linealidades en el traspaso de precios externos de alimentos a precios internos. Entre los principales resultados se destaca:

- Existe evidencia de no linealidades derivadas al ciclo económico. El impacto de precios externos a precios internos es mayor durante los periodos de expansión económica, en comparación a los periodos recesivos. A partir de este resultado, podría interpretarse que durante la etapa durante el periodo 2007-2009, la alta inflación registrada en el Perú, si bien se originó fundamentalmente a un choque externo de oferta internacional, la propagación y consolidación se debió al contexto macroeconómico interno.
- Existe evidencia de asimetrías en la distribución del choque a lo largo de la cadena distributiva de bienes. En la etapa expansiva del ciclo, el choque externo es absorbido, a largo plazo, por importadores (24.5%) y productores (23.8%) y, en menor medida, por consumidores (15.7%). mientras que durante la etapa contractiva del ciclo, el choque es absorbido de forma equivalente por consumidores (8.9%), productores (8.2%) e importadores (8.1%).
- El resultado anterior se debe, en parte, a la estructura de la canasta de bienes que conforman el IPC, IPMI e IPMN. La ponderación que el rubro alimentos y bebidas tiene dentro del IPC es cercana al 50%, mientras que su ponderación dentro IPMI e IPMN es del 10% y 30% respectivamente. La transmisión del choque durante la etapa expansiva, no solo muestra el impacto de choque externo sobre los precios, sino también el efecto inflacionario asociado al auge económico. Este último efecto, tiene un mayor impacto en el IPC en relación al IPMI, dada la estructura antes señalada.

7. Referencias Bibliográficas.

Banco Central de Reserva del Perú (BCRP)

2006 Reporte de Inflación septiembre.

2008a Reporte de Inflación enero.

2008b Reporte de Inflación mayo.

2008c Resumen informativo, varios números.

Armas, A. (2007). *“La crisis asiática: alguna lecciones para el Perú”*, conferencia en el Banco Central de Reserva del Perú, diciembre.

Banco Mundial (2009). *“Global Economic Perspectives: Commodities at the Crossroads”*. The World Bank.

Banco Mundial (2008). *“Rising Food Prices: Policy Options and Work Bank Response”*. Background Note to the discussion of recent market developments at the Development Committee Meeting, Washington D.C. Work Bank Institute.

Broda, C. (2002). *“Terms of trade and exchange rate regimes in developing countries,”* Staff Reports 148, Federal Reserve Bank of New York.

Bigio, S. y Jorge Salas (2006). *“Efectos no lineales de choques de política monetaria y de tipo de cambio real en economías parcialmente dolarizadas: un análisis empírico para el Perú. DT. No 2006-008. Series de Documentos de Trabajo. BCRP.*

Browne y Cronin (2007). *“Commodity prices, money an inflation”*. Euro Central Bank.

Castillo, P., Montoro, C. y V. Tuesta (2006). *“Hechos estilizados de la economía peruana”*, Documento de Trabajo N° 5, BCRP.

Chen, W. y K. Rogoff (2002) *“Commodity Currencies and Empirical Exchange Rate Puzzles”*, IMF, WP/02/27.

Dancourt, O., Mendoza, W. y L. Vilcapoma (1995). *“Fluctuaciones económicas y shocks externos, Perú 1950-1996”*, Documento de Trabajo No 135, Departamento de Economía PUCP.

De Gregorio, et al. (2007) *“Another pass-through bites the dust? Oil prices and inflation”*. Documento de trabajo No 417.

De Gregorio J., Giovannini A. y Wolf H. (1994). *“International evidence on tradables and non tradables inflation.”* FMI.

Castro, Juan F. y Eduardo Morón (2004), *“Política Monetaria en Economías Dolarizadas, Un Aporte Analítico”*, Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico y Consorcio de Investigación Económica y Social (CIES).

Dornbusch, R. (1980). *“Open Economy Macroeconomics”*, Basic Books.

Dornbusch, R. (1984) "Comments, en Exchange Rate Theory and Practice", Bilson J. y Marston R. editores, NBER.

Edwards, S. (2007) "*Crises and Growth: A Latin American Perspective*", NBER WP 13019.

Fondo Monetario Internacional (2008) *World Economic Outlook*.

Frankel A (1986) "Commodity prices, overshooting, money surprises, and Fed Credibility". NBER.

Granger, C. W.; Teräsvirta, T. (1993). "*Modeling nonlinear economic relationships*". Oxford University Press, New York.

Hampton, T. (2001). 'How Much Do Import Price Shocks Matter for Consumer Prices?' *Discussion Paper Series DP2001/06*, Reserve Bank of New Zealand.

Krugman, P. (2000). "Crises: The Price of Globalization? ". Jackson Hole Conference. Global Economic Integration: Oportunities and Challenges. Federal Reserve of Kansas City.

Koop, Gary M, Hashem Pesaran y Simon M. Potter (1996), "Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models", *Journal of Econometrics*, Vol. 74, pp. 119-147.

Lama, R. y Eduardo Morón (2004). "El traspaso de tipo de cambio a precios en la economía peruana: ¿talón de Aquiles del esquema de metas de inflación?". CIES.

Luukkonen, R., P. Saikkonen y T. Teräsvirta (1988), "Testing linearity against smooth transition autoregressive models", *Biometrika* 75, pp. 491 – 499.

McCarthy J. (1999). "*Pass through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialized economies*". Bank for international Settlements.

Mendoza W. (1994) "*Agricultura y Estabilidad Macroeconómica: Perú 1990 – 1993*".

Mendoza, Omar (2004) "Las asimetrías del pass-through en Venezuela". Serie de Documentos de Trabajo.

Miller, S. (2003), "Estimación del *pass-through* del tipo de cambio a precios: 1995 – 2002", Banco Central de Reserva del Perú.

Mortaza y Rahman (2008), "Transmission of International Commodity Prices to Domestic Prices in Bangladesh" Working Paper Series WP 0807. Bangladesh Bank.

Mundlak Y. y Larson D. (1992) "*On the transmission of World agricultural prices*". *The World Bank Economic Review*.

Orosco N. (1995). "*Inflación en un contexto de bienes transables y no transables con inercia*". Banco Central de Costa Rica.

Terasvirta, T. and H. Anderson (1992), "Characterizing Nonlinearities in Business Cycles Using Smooth Transition Autoregressive Models", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 7, N°S, pp. 119-36.

Terasvirta, T. (1994). "Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive models". *Journal of the American Statistical Association* 89 (425), 208-218.

Torres J. (2005). "*Modelos para la inflación básica de bienes transables y no transables en Colombia*".

Vera, D. y Fabián Loza (2009). "Un análisis del efecto de los precios externos de los commodities en Bolivia"

Winkelried, D (2004), "*¿Es asimétrico el Pass - Through en el Perú?: Un análisis agregado*", Banco Central de Reserva del Perú.

Weise, C.L. (1999), "The asymmetric effects of monetary policy: A nonlinear vector autoregression approach", *Journal of Money, Credit and Banking*, 31, pp. 85 – 108.

Anexo 1

Los datos.

La base de datos utilizada es de frecuencia mensual y comprende desde enero de 1994 hasta octubre de 2009. Los datos se obtuvieron del Banco Central de Reserva del Perú (BCRP), Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI) y de la base de commodities del Internacional Financial Statistics (IFS) del Fondo Monetario Internacional (FMI).

Cabe señalar que la cobertura para los precios de importación y precios al productor es de ámbito nacional, mientras que los precios al consumidor corresponden a Lima Metropolitana.

Como paso inicial se procedió a la desestacionalización de los distintos índices de precios utilizados. El método de desestacionalización elegido fue el ARIMA X-11.

El cálculo de las distintas medidas de inflación, corresponden al de diferencias logarítmicas. Para el cálculo de la brecha del producto se extrajo la tendencia mediante el filtro Hodrick-Prescott al logaritmo del Índice del PBI real desestacionalizado.

Finalmente, el número de rezagos óptimos para cada modelo VAR es elegido de acuerdo a los criterios de Akaike y Schawrtz. Asimismo, se verifica que los errores sean serialmente incorrelacionados. Para ambos modelos estimados, se utilizó un VAR(2).

Anexo 2

Estimación del STVAR.

La metodología utilizada para el cálculo de las funciones impulso respuesta generalizadas (GIRF) es el propuesto por Koop, Pesaran y Potter (1996) y descrita por Lezma (2009)²⁵.

$$GI(n, v_t, w_{t-1}) = E[Y_{t+n}/v_t, w_{t-1}] - E[Y_{t+n}/w_{t-1}]$$

Los pasos a seguir para la estimación de GIRF son:

- 1.- Se escoge aleatoriamente un punto en la historia para el cual $x_t > c$.
- 2.- Se selecciona mediante bootstrap una muestra V de tamaño $N+1$.
- 3.- Se calcula V^s , tal que: $V^s(i, j) = 1$ si $i = 1$ y $j = vs$
 $V^s(i, j) = V(i, j)$ en otro caso.
- 4.- Se simula: $B_0 Y_t = A_0 + g(x_t, c, \gamma) A_1(L) Y_t + (1 - g(x_t, c, \gamma)) A_2(L) Y_t + u_t$.
- 5.- Simular el modelo considerando los errores de V .
- 6.- Repetir el paso tres y cuatro R veces y calcular los promedios de cada componente.

$$y_{R,t+n}(v_t, w_{t-1}) = \frac{1}{R} \sum_{i=0}^{R-1} y_{t+n}^i(v_t, w_{t-1}), \quad n = 1, 2, 3, \dots, N$$

$$y_{R,t+n}(w_{t-1}) = \frac{1}{R} \sum_{i=0}^{R-1} y_{t+n}^i(w_{t-1}), \quad n = 1, 2, 3, \dots, N$$

Calcular $y_{R,t+n}(v_t, w_{t-1}) - y_{R,t+n}(w_{t-1})$

- 7.- Repetir los pasos 1-6 un $nsim$ número de veces.

Los PT presentados en el trabajo se realizaron con $nsim=1000$.

²⁵ Gonzalo Lezma (2009) "Reestimación del Efecto Traspaso de Tipo de Cambio a Precios". XXVII Encuentro de Economistas del BCRP.