

# *¿Qué explica las fluctuaciones de la inflación en el Perú en el periodo 2002 – 2008? Evidencia de un análisis VAR estructural<sup>1</sup>*

---

---

Jorge Salas<sup>2</sup>

## **Resumen**

En este trabajo se realiza un ejercicio de descomposición histórica de la inflación peruana a partir de un modelo VAR estructural identificado con restricciones de largo plazo. Mediante este ejercicio se estima la contribución de distintas fuentes de choques de origen doméstico y externo a la evolución observada de la inflación desde la adopción del régimen de Metas de Inflación en el Perú (2002) hasta el segundo trimestre de 2008. Los resultados indican que los choques domésticos de demanda han sido los más relevantes en la primera parte de la muestra (hasta 2005, aproximadamente), mientras que posteriormente los choques de origen foráneo –asociados a la inflación externa y a los términos de intercambio– han conducido en mayor medida las fluctuaciones inflacionarias.

Clasificación **JEL**: C32, E31.

Palabras clave: Inflación, descomposición histórica, VAR estructural, commodities, Perú.

---

<sup>1</sup> El autor agradece los valiosos comentarios de Paul Castillo y Marco Vega, así como las sugerencias recibidas en el XXVI Encuentro de Economistas del BCRP (diciembre 2008). El contenido de este trabajo es solo de responsabilidad del autor y no refleja necesariamente la posición del BCRP.

<sup>2</sup>Banco Central de Reserva del Perú: Jr. Antonio Miró Quesada 441, Lima 1, Perú. Teléfono: +511 613-2180. Correo electrónico: [jorge.salas@bcrp.gob.pe](mailto:jorge.salas@bcrp.gob.pe)



## 1. Introducción y revisión de literatura

Una cuestión relevante para el manejo de la política monetaria, y en particular para los bancos centrales que utilizan el régimen de Metas de Inflación, es la identificación de los fundamentos económicos que conducen los movimientos de la inflación a lo largo del tiempo. En este trabajo se propone una herramienta econométrica simple para realizar este tipo de análisis, la cual consiste en un ejercicio de descomposición histórica de dicha variable que se realiza sobre la base de un modelo VAR estructural. El análisis se aplica al caso del Perú desde la adopción del esquema de Metas de Inflación por parte de este país (esto es, a inicios de 2002) hasta el segundo trimestre de 2008.

La coyuntura global del periodo que va desde 2007 hasta mediados de 2008 –periodo al cual se le otorga especial atención a lo largo del documento– es útil para ilustrar la dificultad existente al identificar los choques que explican las fluctuaciones de la inflación y, por tanto, para puntualizar la necesidad de instrumentos analíticos tales como el que se desarrolla en este artículo. Así, durante dicho periodo se han registrado presiones inflacionarias tanto en economías desarrolladas como emergentes, las cuales han sido asociadas a los significativos aumentos en los precios de commodities, tales como insumos alimenticios y petróleo (Gráfico 1), que se han producido en esta misma etapa<sup>3</sup>.

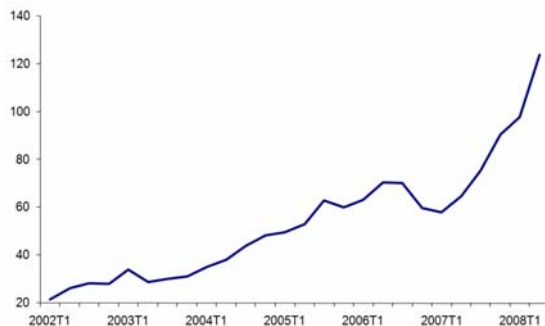
---

<sup>3</sup> De acuerdo con un estudio efectuado por el Fondo Monetario Internacional (FMI (2008)), este boom de los precios de commodities ha sido resultado de diversos factores tales como una fuerte demanda impulsada por China y otras economías emergentes, bajos niveles de inventarios y de capacidad sobrante, insuficientes expansiones de la oferta en ciertos sectores de commodities y choques adversos de oferta. Por su parte, Caballero et al. (2008) argumentan que el boom ha sido reflejo de una burbuja en los mercados de commodities derivada en última instancia de la escasez de activos financieros a nivel global.

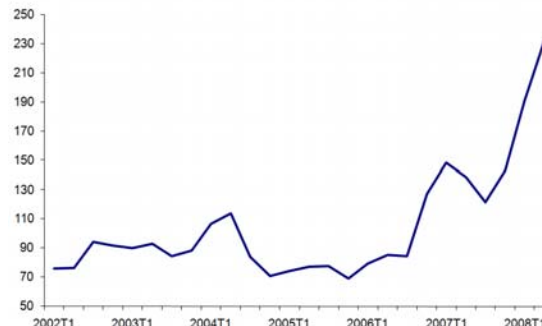


**Gráfico 1: Evolución de precios de commodities seleccionados: petróleo, maíz, trigo y soya, 2002:1 – 2008:2**

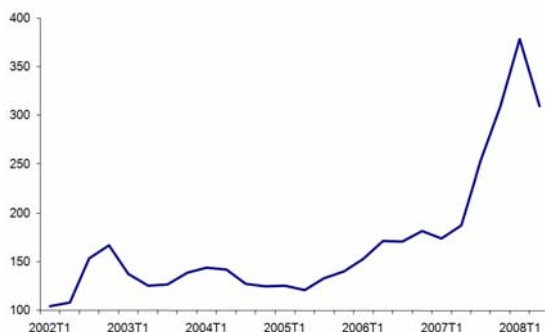
**Petróleo (US\$ por barril)**



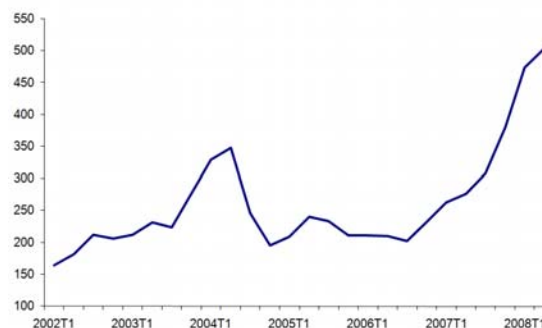
**Maíz (US\$ por TM)**



**Trigo (US\$ por TM)**



**Soya (US\$ por TM)**



Fuente: Bloomberg y Reuters.

Sin embargo, como enfatizan el FMI (2008) y Habermeier et al. (2009), en los últimos años los países en desarrollo han experimentado elevadas tasas de crecimiento económico y, por tanto, es posible que las presiones de demanda derivadas de este contexto también hayan cumplido un rol para explicar la aceleración de la inflación en esos países. En consecuencia, el dilema que surge de esta coyuntura es distinguir si el alza de la inflación se atribuye en mayor medida a los choques de inflación externa (es decir, choques derivados de la elevación global de precios debido al boom de commodities) o a los choques de demanda domésticos.

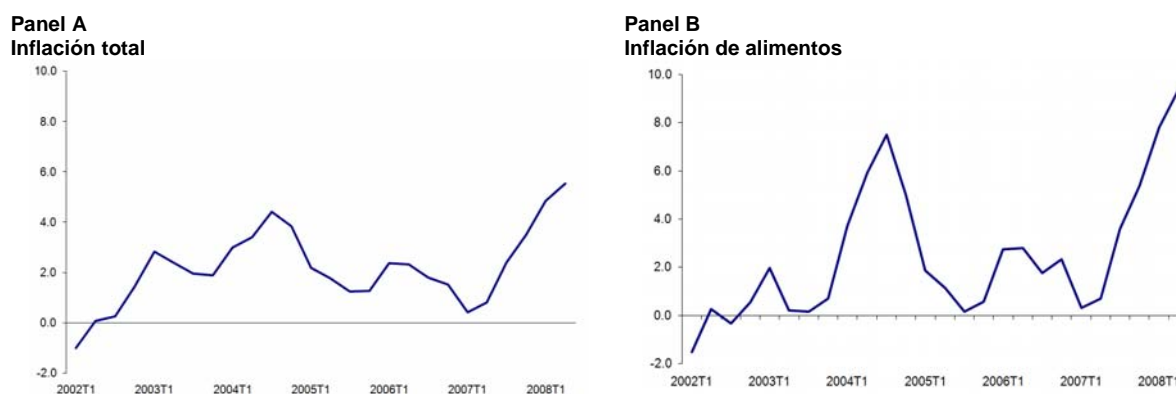
El Perú no ha sido ajeno al panorama recién descrito. Por un lado, como se observa en el Gráfico 2 (Panel A), la inflación anual muestra una aceleración sostenida entre inicios de 2007 y el final de la muestra analizada (segundo trimestre de 2008). Vallejos (2008) atribuye esta alza a los llamados “efectos de primera vuelta” de los mayores precios de commodities alimenticios, es decir, al traspaso directo sobre el rubro de la inflación de alimentos<sup>4</sup> (Gráfico 2, Panel B). El impacto de

<sup>4</sup> El alza en el precio del petróleo fue mitigada por la aplicación de subsidios sobre el precio doméstico de los combustibles financiados con recursos fiscales, a través del llamado Fondo de Estabilización del Precio de los Combustibles (FEPC).



dichos efectos, según Vallejos (2008), habría sido relativamente alto debido al fuerte peso que tiene el grupo de alimentos y bebidas en la canasta usada para calcular la inflación en el Perú<sup>5</sup>.

**Gráfico 2: Evolución de la inflación total y de la inflación de alimentos en el Perú, en variaciones porcentuales anuales, 2002:1 – 2008:2**



Fuente: BCRP.

Tal como argumentan Ball y Mankiw (1995) y Sims (2003), un cambio en los precios relativos como el originado por el impacto de los precios de commodities puede causar efectos duraderos sobre la inflación total en tanto que este cambio sea persistente y grande<sup>6</sup>. En el mismo sentido, Bernanke (2006) sostiene que los efectos indirectos del alza de precios de la energía y de los alimentos pueden tomar la forma de mayores expectativas inflacionarias y demandas salariales, o de un traspaso de los mayores costos que enfrentan las firmas hacia los precios a los consumidores. Estos efectos indirectos o “de segunda vuelta” sobre la inflación son típicamente medidos por los indicadores de inflación subyacente.

El Gráfico 3 muestra que dos de estos indicadores para el caso peruano –la inflación subyacente oficial publicada por el Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) (Panel A) y la inflación que excluye los rubros de alimentos, bebidas, combustibles y electricidad (Panel B)– poseen una tendencia creciente hacia el final de la muestra<sup>7</sup>. La inflación subyacente oficial incluso supera

<sup>5</sup> Habermeier et al. (2009) hallan, sin embargo, una correlación no significativa entre el peso de los alimentos y la energía en la canasta de bienes y el impacto sobre la inflación para una muestra amplia de países. Los autores atribuyen este hallazgo a la aplicación de subsidios y de controles de precios, así como a la influencia de las políticas fiscal y monetaria.

<sup>6</sup> Por su parte, Browne y Cronin (2007) proponen un marco en el que la influencia de los precios de commodities sobre los precios al consumidor está relacionada con la corrección de un sobreajuste de los precios de commodities provocado por un choque de oferta monetaria.

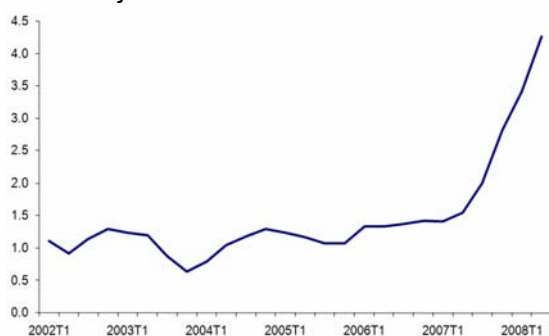
<sup>7</sup> Humala y Rodríguez (2008) construyen una medida adicional de “inflación pura” basada en un modelo lineal factorial y concluyen que el indicador obtenido sigue un comportamiento similar al de la inflación subyacente publicada por el BCRP.



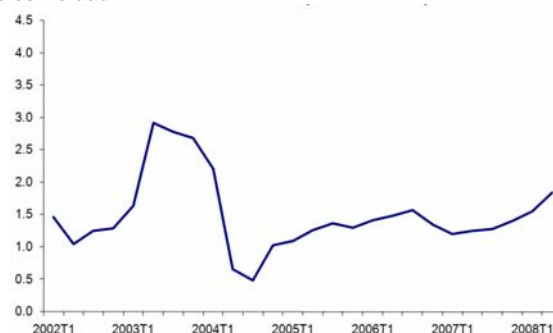
desde inicios de 2008 el límite superior de la meta establecida por el banco central (3 por ciento). Ante ello, cabe preguntarse: ¿Es esta una evidencia concluyente sobre la existencia de efectos significativos de segunda vuelta atribuible a los mayores precios de commodities?

**Gráfico 3: Evolución de la inflación subyacente y de la inflación sin alimentos, bebidas, combustibles y electricidad en el Perú, en variaciones porcentuales anuales, 2002:1 – 2008:2**

**Panel A**  
Inflación subyacente



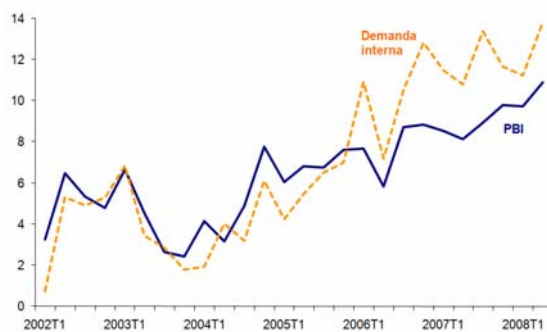
**Panel B**  
Inflación sin alimentos, bebidas, combustibles y electricidad



Fuente: BCRP.

La respuesta a esta interrogante es, *a priori*, incierta. Una razón fundamental para ello está dada por el comportamiento reciente del producto interno bruto (PIB) y de la demanda interna, que en los últimos trimestres han crecido a tasas de hasta dos dígitos (Gráfico 4). Así, en línea con la historia trazada previamente para el caso de las economías emergentes en general, las presiones de demanda recientes podrían haber jugado un rol para explicar la elevación de las inflaciones total y subyacente. En este contexto, el presente trabajo busca aportar evidencia acerca de la importancia relativa tanto de los choques de demanda como de inflación externa.

**Gráfico 4: Evolución del crecimiento del PIB y de la demanda interna en el Perú, en variaciones porcentuales anuales, 2002:1 – 2008:2**



Fuente: BCRP.



Adicionalmente, otra variable relevante para este análisis son los términos de intercambio (definidos como el ratio de precios de las exportaciones sobre precios de las importaciones)<sup>8</sup>. Su relevancia, en el caso de una economía pequeña y abierta como el Perú, se basa en dos razones: primero, las presiones de demanda de origen externo derivadas de sus fluctuaciones y el estrecho vínculo de dichas fluctuaciones con el ciclo económico doméstico (vínculo que ha sido documentado, por ejemplo, en Castillo et al. (2007b) y Castillo y Salas (2008)); y segundo, sus efectos sobre la oferta de divisas y, en consecuencia, sobre movimientos del tipo de cambio y el subsiguiente efecto traspaso del tipo de cambio hacia la inflación<sup>9</sup>.

En síntesis, la discusión precedente permite ilustrar el hecho de que determinar las causas de los movimientos de la inflación es una tarea difícil, sobre todo en coyunturas complejas como la del salto inflacionario del periodo 2007 – 2008. La metodología que se propone en este artículo aborda este problema y consiste en un ejercicio de descomposición histórica de la inflación, mediante el cual es posible distinguir la influencia de factores foráneos<sup>10</sup> y domésticos sobre la trayectoria de dicha variable. Para ello, se estima primero un modelo VAR estructural con restricciones de largo plazo a la Blanchard y Quah (1989). Esta estrategia de identificación permite aislar cuatro fuentes específicas de choques: choques de inflación externa, choques de términos de intercambio, choques del producto real (o de oferta) y choques de inflación doméstica (o de demanda)<sup>11</sup>. Los dos primeros corresponden a factores foráneos<sup>12</sup>, mientras que los dos últimos son de origen doméstico.

Los resultados obtenidos indican que, para el periodo más reciente de la muestra, el alza de la inflación ha sido principalmente determinada por los choques externos de inflación importada y de términos de intercambio. En tal sentido, los efectos de segunda vuelta derivados de los mayores precios de commodities –que se evidencian en la tendencia creciente de los indicadores de inflación subyacente antes vistos– habrían estado más ligados a aquellos factores exógenos que a las

---

<sup>8</sup> En el caso peruano, esta variable incorpora en su construcción los precios de commodities alimenticios y del petróleo, por el lado de las importaciones, y de commodities metálicos (tales como oro y cobre, entre otros), por el lado de las exportaciones. Cabe señalar que durante el reciente periodo de boom en las cotizaciones de commodities, los precios de los metales también han mostrado aceleraciones de magnitud importante.

<sup>9</sup> De Gregorio et al. (2007) destacan el rol del efecto traspaso del tipo de cambio hacia los precios como un factor que históricamente ha amplificado o mitigado el impacto de choques de precios del petróleo sobre la inflación, según se trate de episodios de depreciación o apreciación de la moneda doméstica, respectivamente.

<sup>10</sup> En adelante, se utilizan indistintamente los términos “foráneo” y “externo”. Igualmente se emplean de manera alternativa los términos “inflación externa” e “inflación importada”.

<sup>11</sup> Un supuesto de identificación crucial es que las perturbaciones asociadas a la inflación doméstica no tienen efectos de largo plazo sobre el producto real – i.e., neutralidad de largo plazo de choques nominales sobre variables reales –. De ahí que estos choques de inflación sean interpretados como choques de demanda agregada (y que, por otro lado, los choques del producto se interpreten como perturbaciones de oferta).

<sup>12</sup> Tal como se refirió en el texto anteriormente, los precios de commodities tienen efectos sobre ambos choques de origen foráneo (correspondientes a la inflación externa y a los términos de intercambio).



presiones de demanda doméstica, las cuales muestran tener un rol secundario. Sin embargo, estos choques de demanda parecen haber sido los más importantes para explicar la evolución de la inflación durante la primera parte de la muestra analizada (2002 – 2005).

La evidencia empírica que se desprende de este estudio es relevante para el manejo de la política monetaria, sobre todo para un banco central que, como el peruano, se rige por el esquema de Metas de Inflación. Así, por ejemplo, las acciones de política en un contexto en el que los choques externos (y por tanto exógenos) son los más importantes sobre la inflación podrían ser justificablemente distintas frente a un escenario en que los choques de demanda domésticos poseen mayor protagonismo. En tales ejemplos, y de modo muy general, cuando los choques externos son los más relevantes las acciones del banco central podrían enfatizar sobre todo en esfuerzos de comunicación para garantizar la credibilidad de la política monetaria, mientras que ante un escenario de predominancia de choques domésticos de demanda la conducción de política monetaria debería adquirir un matiz más activo desde un primer momento, a través de la adopción de medidas anticíclicas<sup>13</sup>.

El presente trabajo está relacionado con dos conjuntos de literatura precedente. Por un lado, se ubica entre las investigaciones realizadas acerca del comportamiento de la inflación en el Perú; en particular, entre aquellas que utilizan la metodología VAR. En la mayoría de estos trabajos se ha tratado de modelar el mecanismo de transmisión de la política monetaria sobre la inflación (Bringas y Tuesta (1997), León (1999), Quispe (2000), Winkelried (2004), Grippa (2004), Bigio y Salas (2006)) o alternativamente se ha puesto énfasis en estimar el efecto traspaso del tipo de cambio hacia los precios (Miller (2003), Winkelried (2003a), Leiderman et al. (2006)). Por su parte, Grippa y Ferreyros (2000) se enfocan en la estimación de una medida de inflación subyacente, mientras que Llosa et al. (2006) proponen modelos VAR bayesianos para proyectar la inflación<sup>14</sup>. A pesar de esta extensa literatura precedente, como queda en evidencia, en ninguno de los trabajos mencionados se ha realizado un análisis similar al que se propone aquí.

De otro lado, el trabajo se vincula con algunos estudios internacionales para economías pequeñas y abiertas que recientemente han desarrollado ejercicios de descomposición histórica de la inflación a

---

<sup>13</sup> Estas posibles respuestas de política, por supuesto, dependen además crucialmente de la duración estimada –y proyectada– de los choques que afectan a la inflación. Así, por ejemplo, una secuencia de choques de inflación importada altamente persistente podría ameritar elevaciones preventivas de la tasa de interés complementarias a los esfuerzos de comunicación al público.

<sup>14</sup> Winkelried (2003b), Barrera (2005) y Barrera (2007) también desarrollan modelos con el objetivo de predecir la inflación, pero a partir del uso de datos desagregados.



partir de modelos semiestructurales y estructurales. Así, Canales-Kriljenko et al. (2008) construyen un modelo semiestructural para la economía global (“Global Projection Model”) que es estimado con técnicas bayesianas y analizan la descomposición histórica de la inflación para cinco países de Latinoamérica (Brasil, Chile, Colombia, México y Perú), hallando un rol preponderante para los choques de costos en el periodo 2004 – 2008. Asimismo, Medina y Soto (2007) evalúan el caso de la inflación chilena sobre la base de un modelo de equilibrio general estocástico y concluyen que durante el periodo 1990 – 2005 los choques más relevante han sido los choques monetarios, de oferta, externos y de productividad<sup>15 16</sup>.

El resto del documento se organiza de la siguiente manera: En la sección 2 se presenta la metodología empírica. Luego, en la sección 3 se detallan e interpretan las restricciones de identificación. El procedimiento de estimación y los resultados se presentan en la sección 4. Por último, en la sección 5 se brindan algunas consideraciones finales.

## 2. Metodología

En esta sección se expone la metodología econométrica utilizada para realizar la descomposición histórica de la inflación, es decir, para estimar la contribución de distintos factores sobre la evolución de esta variable en el periodo 2002 - 2008. En general, la metodología adoptada se enmarca dentro del vasto conjunto de estudios existentes que usan el análisis VAR estructural para la estimación de variables no observables<sup>17</sup>.

A manera de síntesis, el análisis de descomposición histórica empleado en este trabajo se basa en la estimación de un modelo VAR estructural. Posteriormente, se emplea la representación de medias móviles del VAR para separar las variables endógenas en sus componentes, ortogonales entre sí y de naturaleza no observable, atribuibles a los diferentes choques estructurales.

---

<sup>15</sup> Smets y Wouters (2007) realizan un análisis similar para EE.UU. y encuentran que los choques a los márgenes de ganancias (“mark-up shocks”) son las fuerzas más importantes que conducen la inflación en dicho país.

<sup>16</sup> Cabe mencionar también que en otra línea de trabajos se ha evaluado el periodo reciente de alta inflación a partir del uso de técnicas estadísticas, como el caso de Hobijn (2008) que analiza a EE.UU., y econométricas, como FMI (2008) y Habermeier et al. (2009) que consideran una muestra amplia de países y emplean principalmente la metodología de datos en panel.

<sup>17</sup> Así, por ejemplo, Blanchard y Quah (1989), Quah y Vahey (1995) y Bjornland (2004) utilizan un enfoque VAR – basado en restricciones de identificación de largo plazo, tal como en el presente documento (ver sección 3) – mediante el cual estiman medidas del producto potencial, la inflación subyacente y el tipo de cambio real de equilibrio, respectivamente.





Así, se considera el siguiente modelo VAR

$$x_t = \sum_{i=1}^p \Phi_i x_{t-i} + u_t \quad (1)$$

Donde  $x_t$  es un vector de  $m$  variables,  $\Phi_i$  es una matriz de orden  $m \times m$ , y  $u_t$  es un vector de procesos ruido blanco con posible correlación entre sí.

Si  $A(L) = \sum_{i=1}^p \Phi_i L^i$ , donde  $L$  es el operador de rezagos, y si se asume que la matriz  $[I - A(L)]$  es invertible, entonces la ecuación (1) se puede reescribir en su representación de medias móviles, de la siguiente manera:

$$x_t = [I - A(L)]^{-1} u_t = \sum_{s=0}^{\infty} C_s u_{t-s} \quad (2)$$

A su vez, el vector  $u_t$  está dado por

$$u_t = B v_t \quad (3)$$

Donde  $v_t$  es el vector de innovaciones de la forma estructural del VAR, es decir, errores ortogonales entre sí. Además,  $E(v_t v_t') = I$  y  $BB' = \Sigma$ , donde  $\Sigma$  es la matriz varianza-covarianza de  $u_t$ . El método de descomposición ortogonal empleado para identificar la matriz  $B$  se explica posteriormente en la sección 3.

Utilizando la ecuación (3), es posible reescribir la representación de medias móviles del VAR (ecuación (2)) en términos de las innovaciones estructurales:



$$x_t = \sum_{s=0}^{\infty} C_s B v_{t-s} \quad (4)$$

La descomposición histórica se obtiene al elegir un determinado periodo base  $T$  y luego expresar  $x_{T+j}$  como

$$x_{T+j} = \sum_{s=0}^{j-1} c_s B v_{T+j-s} + \sum_{s=j}^{\infty} c_s B v_{T+j-s} \quad (5)$$

Donde  $T + j$  es menor o igual al último periodo de la muestra analizada.

La primera sumatoria que compone la ecuación (5) es la parte de  $x_{T+j}$  que se atribuye a las innovaciones acumuladas entre los periodos  $T + 1$  y  $T + j$ . Por su parte, la segunda sumatoria es una proyección base de  $x_{T+j}$  explicada por la información disponible (desde el comienzo de la muestra) hasta el periodo  $T$ <sup>18</sup>.

De esta forma, la descomposición histórica de  $x_{T+j}$  consta de  $m+1$  partes: por un lado, la proyección base de  $x_{T+j}$  (i.e., la segunda sumatoria de la ecuación (5)) y, por otro lado, las  $m$  partes de  $x_{T+j}$  que se atribuyen a la acumulación de cada uno de los choques del vector  $v_t$ .

### 3. Identificación

El modelo por estimar considera los efectos de choques de origen doméstico y externo sobre la evolución de la inflación. La incorporación de variables foráneas es relevante dado que diversos estudios han identificado un rol importante de choques de origen externo en el contexto de economías abiertas y pequeñas como la peruana<sup>19</sup>. Así, el modelo consiste, por un lado, de un

<sup>18</sup> Si el VAR tuviera variables exógenas (tales como una constante o tendencia, por ejemplo), la contribución de estos componentes formaría parte de dicha proyección base de  $x_{T+j}$ .

<sup>19</sup> Ver, por ejemplo, Mendoza (1995) y Justiniano y Preston (2006).



bloque externo que incluye un índice de precios internacionales ( $p_t^*$ ) y los términos de intercambio ( $ti_t$ )<sup>20</sup>; y por otro lado, de un bloque de variables domésticas, que son el producto interno bruto real ( $y_t$ ) y el índice de precios domésticos ( $p_t$ ). Todas las variables se consideran en términos logarítmicos y, asumiendo que poseen tendencias estocásticas y no cointegran, para fines de la modelación VAR se especifican en primeras diferencias. De este modo, el vector  $x_t$  se define como:

$$x_t = (\Delta p_t^* \quad \Delta ti_t \quad \Delta y_t \quad \Delta p_t)$$
 (6)

La estimación del vector de innovaciones ortogonales  $v_t = (v_t^{p^*} \quad v_t^{ti} \quad v_t^y \quad v_t^p)$ , como se indicó en la sección 2, se basa en la elección de un determinado método de factorización de la matriz  $\Sigma$  que permita identificar una única matriz  $B$ . En este caso, la identificación de  $B$  se logra a través de la imposición de restricciones estructurales de largo plazo, tal como en Blanchard y Quah (1989).

El procedimiento realizado se puede ilustrar reescribiendo la ecuación (4) como

$$x_t = D(L)v_t$$
 (7)

Donde  $D(L) = \sum_{s=0}^{\infty} c_s BL^s$  y  $D(1)$  es la matriz de multiplicadores de largo plazo. Esto es, la  $j$ -ésima columna de  $D(1)$  representa el impacto de largo plazo a un choque de una desviación estándar a la  $j$ -ésima innovación estructural, que corresponde al  $j$ -ésimo elemento de  $v_t$ . La descomposición de Blanchard y Quah (1989) consiste en la imposición de, por lo menos,  $m(m-1)/2$  restricciones<sup>21</sup> sobre dicha matriz  $D(1)$ .

<sup>20</sup> Tomando en cuenta el contenido de la sección 1, la inclusión del índice de precios internacionales se basa en el interés de considerar el rol de la inflación importada sobre la evolución de la inflación doméstica. Acerca de la relevancia particular de los términos de intercambio en el marco de una economía pequeña y abierta como la peruana, ver Castillo y Salas (2008) y otros trabajos citados en dicho estudio.

<sup>21</sup> Para el VAR por estimar en este caso, se tiene que  $m = 4$ , y por lo tanto se requiere imponer al menos 6 restricciones.

Evaluando la ecuación (7) en el largo plazo (i.e.,  $L = 1$ ), y considerando el vector  $x_t$  descrito en (6), el modelo restringido se escribe de la siguiente forma:

$$\begin{bmatrix} \Delta p_t^* \\ \Delta t_i \\ \Delta y_t \\ \Delta p_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} D_{11}(1) & 0 & 0 & 0 \\ D_{21}(1) & D_{22}(1) & 0 & 0 \\ D_{31}(1) & D_{32}(1) & D_{33}(1) & 0 \\ D_{41}(1) & D_{42}(1) & D_{43}(1) & D_{44}(1) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} v_t^{p^*} \\ v_t^{ii} \\ v_t^y \\ v_t^p \end{bmatrix} \quad (8)$$

La justificación de las restricciones impuestas en forma de ceros sobre los elementos de  $D(1)$  se basa, por un lado, en el supuesto de economía pequeña y abierta. Bajo dicho supuesto, los choques domésticos –asociados al producto real y a los precios locales– no afectan la evolución de las variables foráneas o determinadas por factores exógenos internacionales –precios externos y términos de intercambio– y, por tanto, en términos de (8),  $D_{13}(1) = D_{14}(1) = D_{23}(1) = D_{24}(1) = 0$ .

Por otro lado, se utiliza un importante supuesto de neutralidad de largo plazo de los choques nominales sobre variables reales, de modo que el choque asociado a precios domésticos no tiene efectos sobre el producto real, es decir,  $D_{34}(1) = 0$ . Dado este supuesto, el choque estructural  $v_t^p$  se interpretaría como un choque de demanda agregada (que en el largo plazo provoca una elevación de precios y no afecta al producto), mientras que  $v_t^y$  correspondería a un choque de oferta agregada (que, otra vez en un contexto de largo plazo, origina una expansión del producto y una reducción del nivel de precios)<sup>22</sup>.

Finalmente, la última restricción asumida para lograr la identificación exacta de los parámetros estructurales es  $D_{12}(1) = 0$ . Ello implica suponer que el choque asociado a los términos de intercambio no afecta a los precios foráneos en el largo plazo.

<sup>22</sup> La identificación e interpretación de estos choques de oferta y demanda es uno de los aspectos que sugiere la conveniencia de adoptar restricciones de largo plazo, en lugar de restricciones de corto plazo, para el modelo en cuestión.



#### 4. Estimación y resultados

El modelo VAR se estima considerando las siguientes variables en frecuencia trimestral: inflación externa ( $\Delta p_t^*$ )<sup>23</sup>, crecimiento de los términos de intercambio ( $\Delta t_i$ ), crecimiento del PIB real desestacionalizado ( $\Delta y_t$ ) e inflación doméstica de los precios al consumidor ( $\Delta p_t$ ). Todas estas variables (ver Gráfico 5) se expresan en términos de variaciones porcentuales anualizadas<sup>24</sup>. La muestra abarca el periodo 1999:1 a 2008:2, de manera que, para evitar el problema de existencia de múltiples regímenes, se excluye el periodo de desinflación que se extendió hasta fines de la década de 1990, en que la inflación se estabilizó alrededor de niveles de un dígito<sup>25</sup>. Asimismo, el VAR incorpora 2 rezagos, los cuales son sugeridos por las pruebas usuales de elección de rezagos y por la verificación *expost* de ausencia de autocorrelación y de normalidad de los residuos. Como única variable exógena se incluyó una constante<sup>26</sup>. Además, cabe señalar que el uso de distintas pruebas arroja evidencia mayoritariamente en favor de la existencia de raíces unitarias en las series en niveles (medidas en logaritmos), mientras que no se halla evidencia robusta acerca de la existencia de cointegración<sup>27</sup>.

<sup>23</sup> Esta variable está dada por la medida de inflación externa utilizada para la construcción del tipo de cambio real multilateral. En particular, dicho indicador considera las tasas de inflación de los 20 principales socios comerciales del Perú, así como un “efecto moneda” dado por la evolución de las monedas de estos países con respecto al dólar estadounidense.

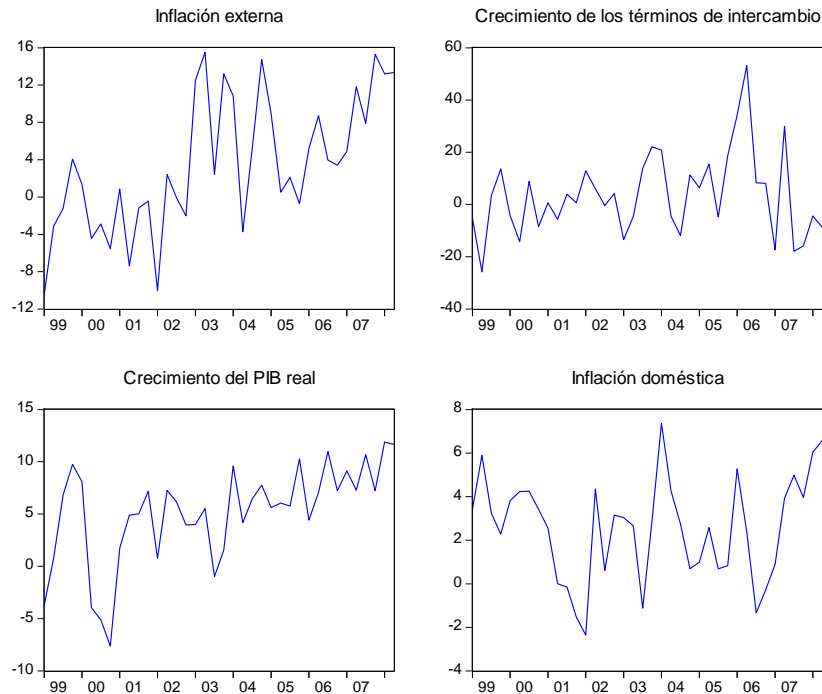
<sup>24</sup> Para ello, las primeras diferencias de sus logaritmos son multiplicadas por 400. Cabe mencionar que la fuente de todas las variables es el Banco Central de Reserva del Perú (BCRP).

<sup>25</sup> Castillo et al. (2007a) han documentado la existencia de distintos regímenes de la inflación a partir del uso de modelos Markov-Switching. En el presente trabajo se elige el año 1999 como el inicio de la muestra debido a que desde dicho año la inflación anual promedio se ha situado regularmente en niveles menores al 5 por ciento y cercanos al rango de tolerancia establecido por el Banco Central bajo el régimen de Metas de Inflación vigente desde 2002 (2.5 +/-1 por ciento hasta diciembre de 2006; modificado a 2 +/-1 por ciento a partir de enero de 2007).

<sup>26</sup> La inspección de las series en el gráfico 5 sugiere que los procesos generadores de datos de la inflación externa y del crecimiento del PIB posiblemente incluyen una tendencia lineal. Al incorporar esta tendencia en el modelo, sin embargo, se obtienen ciertos resultados atóxicos al estimar los parámetros del VAR estructural. Por este motivo, los resultados reportados se basan en la estimación con una constante como única variable exógena. Desde el punto de vista econométrico, como se menciona en el texto principal, esta elección se justifica por la obtención de residuos bien comportados (esto es, no autocorrelacionados y con distribución normal).

<sup>27</sup> Los resultados de estas pruebas no se reportan pero pueden ser solicitados al autor.

**Gráfico 5: Variables utilizadas, en variaciones porcentuales anualizadas: componentes del vector  $x_t$ , 1999:1 – 2008:2**



Fuente: BCRP.

#### 4.1 Resultados del VAR estructural

En el Cuadro 1 se reportan los coeficientes estimados del VAR estructural bajo dos modelos que se distinguen por las restricciones consideradas. El primero de estos modelos (Modelo 1) se identifica bajo el conjunto de restricciones discutidas en la sección 3 (ver ecuación (8)) y sus resultados figuran en la segunda columna del Cuadro. Se observa que los coeficientes, que representan los multiplicadores *de largo plazo*, poseen signos acordes con lo esperado. Así, por ejemplo, la respuesta del crecimiento del PIB ante un choque de términos de intercambio es positiva (2.34 por ciento), así como también lo es la respuesta de la inflación doméstica ante un choque de inflación externa (3.55 por ciento).



**Cuadro 1: Coeficientes estimados de modelos VAR estructural: Modelo 1 (exactamente identificado, segunda columna) y Modelo 2 (sobreidentificado, tercera columna)**

	<b>Modelo 1</b>	<b>Modelo 2</b>
D <sub>11</sub> (1)	16.80 (1.93)	16.80 (1.93)
D <sub>21</sub> (1)	-7.15 (4.72)	-7.15 (4.72)
D <sub>22</sub> (1)	28.64 (3.29)	28.64 (3.29)
D <sub>31</sub> (1)	5.92 (1.13)	5.92 (1.13)
D <sub>32</sub> (1)	2.34 (0.87)	2.34 (0.87)
D <sub>33</sub> (1)	5.07 (0.58)	5.07 (0.58)
D <sub>41</sub> (1)	3.55 (0.71)	3.55 (0.71)
D <sub>42</sub> (1)	-2.42 (0.51)	-2.42 (0.51)
D <sub>43</sub> (1)	-0.42 (0.42)	0 (--)
D <sub>44</sub> (1)	2.57 (0.30)	2.61 (0.30)
Test RV de sobreidentificación: Chi-cuadrado	--	$\chi^2(1) = 1.002$ (P-value = 0.317)

Errores estándar entre paréntesis y en cursivas. El modelo 1 corresponde a la ecuación (8) del documento. El modelo 2 representa esa misma ecuación aumentada por la restricción  $D_{43}(0) = 0$ .

Por otro lado, los choques de inflación externa generan una respuesta de largo plazo negativa en el crecimiento de los términos de intercambio (-7.15 por ciento)<sup>28</sup> y positiva en el crecimiento del producto (5.92 por ciento)<sup>29</sup>. Asimismo, un choque a los términos de intercambio provoca una respuesta negativa en la inflación (-2.42 por ciento). Este resultado puede justificarse por la influencia negativa de los términos de intercambio sobre el tipo de cambio – basada en los efectos sobre la oferta de divisas y documentada para el caso peruano en los estudios sobre el tipo de cambio real de Goldfajn y Valdes (1999) y Ferreyra y Salas (2006) –, y por el subsiguiente efecto traspaso del tipo de cambio hacia la inflación<sup>30</sup>.

<sup>28</sup> Dadas las series empleadas, este resultado era esperable, puesto que el índice de precios externos es uno de los componentes del índice de precios de importaciones utilizado para la construcción de los términos de intercambio.

<sup>29</sup> El modelo utilizado no permite identificar las fuentes de fluctuaciones de la inflación externa, de manera que es difícil establecer la causa del efecto positivo de largo plazo de esta variable sobre el crecimiento del PIB. Una explicación tentativa es el efecto positivo del choque de precios externos sobre el tipo de cambio real y la consecuente mejora de la competitividad de las exportaciones domésticas.

<sup>30</sup> La magnitud del efecto traspaso tiende a elevarse en economías con elevado nivel de dolarización como la peruana. Rossini y Vega (2007) documentan que, de acuerdo con la literatura empírica existente, el coeficiente de traspaso en el Perú estaría entre 0.1 y 0.2.

Un aspecto notable de los resultados del Modelo 1 es que la mayoría de coeficientes estimados son estadísticamente significativos a un nivel de 1 por ciento. Las excepciones a este patrón son los coeficientes de respuesta de los términos de intercambio a la inflación externa ( $D_{21}(1)$ ), que es significativo a un nivel bajo pero relativamente aceptable de 13 por ciento, y sobre todo, el coeficiente de respuesta de la inflación doméstica ante un choque al crecimiento del producto ( $D_{43}(1)$ ). La imprecisión en este último caso se refleja en que la magnitud del estimado puntual es equivalente (en valor absoluto) a su error estándar asociado (0.42). Debido a ello, se estimó un segundo modelo (Modelo 2) en el cual se impuso la restricción adicional de que dicho coeficiente sea igual a cero (i.e.,  $D_{43}(1) = 0$ ).

Los resultados del Modelo 2 se muestran en el Cuadro 1 (tercera columna). Dado que los coeficientes estimados son robustos respecto al Modelo 1 y que, de acuerdo con el test de sobreidentificación de ratio de verosimilitud (RV), la restricción adicional  $D_{43}(1) = 0$  no puede ser rechazada a ningún nivel convencional de significancia, *el ejercicio de descomposición histórica se realizó sobre la base del Modelo 2*<sup>31</sup>. Precisamente los resultados de este ejercicio, que constituyen el aporte central de este estudio, se presentan a continuación.

## 4.2 Descomposición histórica de la inflación anual

Tomando como referencia la notación empleada en la ecuación (5), el periodo base  $T$  elegido es 2001:1. Asimismo, dado que el enfoque comunicacional de los bancos centrales está usualmente puesto sobre la inflación anual (y no sobre la inflación contra el periodo –en este caso, trimestre– anterior), se procede a construir esta variable aplicando la siguiente fórmula:

$$\Delta p_{4,t} = 0.25(\Delta p_t + \Delta p_{t-1} + \Delta p_{t-2} + \Delta p_{t-3}) \quad (9)$$

Donde  $\Delta p_{4,t}$  representa la inflación anual (es decir, la variación de los precios a 4 trimestres).

---

<sup>31</sup> La imposición de esta restricción que sobreidentifica el sistema no altera tampoco los efectos dinámicos de los choques del VAR. Así, las funciones de impulso-respuesta correspondientes a los Modelos 1 y 2 (no reportadas puesto que carecen de valor informativo acerca de los objetivos de este trabajo, pero disponibles de ser solicitadas al autor) son significativamente similares. De particular importancia es el hecho de que la respuesta acumulada de la inflación doméstica ante un choque del producto presenta signo negativo, mientras que la respuesta correspondiente del PIB es positiva, lo cual está en línea con la interpretación de “choque de oferta” que se ha asignado a dicha perturbación. (Las funciones de impulso-respuesta también muestran que ante un choque de inflación doméstica, el producto no se afecta en el largo plazo –de manera esperable dada la restricción  $D_{34}(1) = 0$ –, mientras que la inflación reacciona positivamente, lo cual es consistente con la interpretación de “choque de demanda” de dicho choque). Cabe añadir que las descomposiciones de varianzas (no reportadas) tampoco difieren significativamente entre los Modelos 1 y 2.

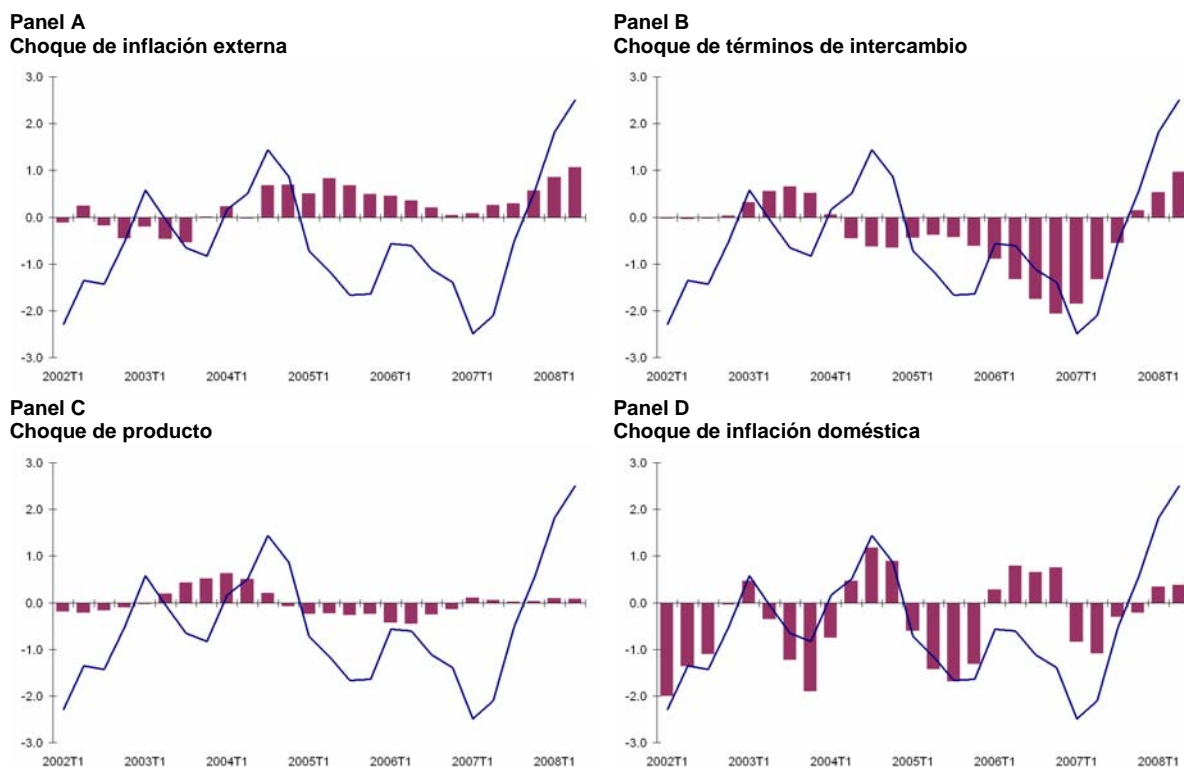




Desde luego, al realizar la descomposición histórica de  $\Delta p_{4,t+j}$ , los componentes atribuibles a los cuatro choques estructurales presentes en el modelo son sometidos a una transformación análoga a la descrita en la ecuación (9).

Los resultados del ejercicio de descomposición histórica que se reportan en el Gráfico 6 muestran la contribución de (las acumulaciones de) cada uno de los choques estructurales sobre la inflación anual para el periodo 2002:1 – 2008:2, es decir, para el periodo de vigencia del régimen de Metas de Inflación en el Perú<sup>32</sup>. A estos choques se les denota en el gráfico por los siguientes rótulos: choque de inflación externa ( $v_t^{p*}$ ), choque de términos de intercambio ( $v_t^{ti}$ ), choque de producto ( $v_t^y$ ) y choque de inflación doméstica ( $v_t^p$ ); y sus respectivas contribuciones sobre la inflación anual se grafican en forma de barras.

Gráfico 6: Descomposición histórica de la inflación anual (2002:1 – 2008:2)



La línea gruesa denota la contribución agregada de todos los choques estructurales hacia la inflación. Las barras denotan el componente de la inflación explicado por los siguientes choques: de inflación externa (Panel A), de términos de intercambio (Panel B), de producto u oferta doméstica (Panel C) y de inflación o demanda doméstica (Panel D).

<sup>32</sup> En este ejercicio, por tanto, se ignora el componente de  $\Delta p_{4,t+j}$  atribuible a su proyección base. Para un esclarecimiento respecto de este ejercicio de descomposición histórica, el lector puede remitirse a la ecuación (5) y a su correspondiente explicación.



La evidencia muestra que hasta el año 2005 las fluctuaciones de la inflación han sido determinadas predominantemente por los choques inherentes a esta misma variable. En consecuencia, bajo la identificación e interpretación de los choques que se ha propuesto en este documento, ello sugiere la importancia de las perturbaciones de demanda agregada durante el periodo 2002 – 2005. Luego, entre principios de 2006 y mediados de 2007, son los choques asociados a los términos de intercambio los que aparecen estrechamente vinculados a la evolución de la inflación. En favor de la hipótesis anticipada previamente, acerca de la asociación negativa de estos choques con la inflación debido al efecto traspaso del tipo de cambio a precios, este periodo coincide con un persistente proceso de apreciación cambiaria<sup>33</sup>.

Durante la etapa final de la muestra, desde mediados de 2007 en adelante, se observa que los choques de inflación externa son la principal causa subyacente del incremento de la inflación. En esta misma etapa, la progresiva reversión de los choques de términos de intercambio –asociada a la desaceleración de las tasas de crecimiento de esta variable (que incluso son negativas entre 2007:3 y 2008:2)–, también ha contribuido a explicar el alza inflacionaria.

En este punto, cabe plantear la siguiente pregunta: ¿existe algún vínculo entre los movimientos recientes de la inflación externa y de los términos de intercambio? La respuesta es afirmativa, pues los incrementos en las cotizaciones del petróleo y los insumos alimenticios observados desde inicios de 2007 han tendido, por un lado, a elevar las inflaciones en la mayoría de países del mundo y, por otro lado, a afectar negativamente la evolución de los términos de intercambio de países que, como el Perú, son importadores netos de insumos alimenticios<sup>34</sup>. En tal sentido, los resultados sugieren que el alza de precios de commodities ha desempeñado un rol primordial para explicar el incremento reciente de la inflación peruana.

Adicionalmente, un hallazgo relevante asociado al periodo 2007 en adelante es que si bien la contribución de los choques de inflación doméstica se ha ido tornando positiva hacia el final de la muestra, su magnitud es relativamente reducida. Ello sugiere que las presiones de demanda, por lo menos hasta mediados de 2008, habrían sido de relevancia secundaria para explicar los altos niveles de inflación observados. En cierta medida, este resultado es sorprendente dado el contexto de elevado y sostenido crecimiento del producto y de la demanda interna que ha caracterizado recientemente a la economía peruana. Al respecto, un último tema que resalta a partir del análisis de

---

<sup>33</sup> El tipo de cambio nuevo sol/dólar estadounidense se redujo más de 7 por ciento entre 2005:1 y 2007:3.

<sup>34</sup> Insumos entre los que destacan aceite de soya, trigo, maíz y arroz, entre otros.



descomposición histórica es la contribución prácticamente neutral de los choques del producto hacia la inflación, no solo hacia el final sino durante la mayor parte de la muestra estudiada<sup>35</sup>.

Una manera alternativa de analizar los resultados del ejercicio de descomposición histórica consiste en calcular los cambios en la contribución de cada componente con respecto a un determinado periodo base. Para este fin se ha tomado al primer trimestre de 2007 como periodo base dado que a partir de dicho momento la inflación inició la tendencia alcista prevaeciente hasta el final de la muestra. Como se expone en el Cuadro 2, durante los dos primeros trimestres de 2008 los cambios más significativos han sido los experimentados por la contribución de los términos de intercambio: estos explican un 56 por ciento del cambio en la contribución agregada de todos los choques. En posteriores órdenes de importancia figuran los cambios en las contribuciones de la demanda doméstica (que explican alrededor de 25 por ciento de la contribución agregada de los choques) y de la inflación externa (20 por ciento). Este análisis, por tanto, revela una dimensión distinta del aumento reciente de la inflación, en la cual el rol explicativo de las perturbaciones de las inflaciones importada y doméstica es relativamente similar.

**Cuadro 2: Cambios en la contribución de cada choque hacia la inflación. Periodo base: primer trimestre de 2007**

	(A) Choque de inflación externa	(B) Choque de términos de intercambio	(C) Choque de producto	(D) Choque de demanda doméstica	(A)+(B)+(C)+(D) Contribución agregada de los choques
I trim. 2008	0.8	2.4	0.0	1.2	4.3
II trim. 2008	1.0	2.8	0.0	1.2	5.0

Una conclusión relevante que emerge del ejercicio de descomposición histórica es la gran importancia de los factores foráneos –i.e., inflación externa y términos de intercambio– para explicar las fluctuaciones de la inflación durante, aproximadamente, los últimos dos años y medio del periodo estudiado. En consecuencia, una de las preguntas que surgen al respecto es hasta qué punto la creciente apertura comercial de la economía peruana de los últimos años está relacionada con dicho resultado<sup>36</sup>. La respuesta a esta inquietud, sin embargo, se encuentra más allá de los objetivos del presente estudio.

<sup>35</sup> Esta evidencia podría interpretarse como un indicio acerca del rol limitado de los choques de productividad para afectar la evolución de la inflación, aunque ciertamente para comprobar esta hipótesis se precisaría realizar un estudio más detallado.

<sup>36</sup> Castillo et al. (2007b) analizan, entre otros aspectos, la evolución de la apertura comercial en el Perú desde 1979 hasta finales de 2005. En años más recientes, algunos indicadores típicos de apertura comercial, tales como el arancel promedio



Por último, es interesante establecer un paralelo entre los resultados aquí presentados y los correspondientes al trabajo de Canales-Kriljenko et al. (2008). Estos autores realizan la descomposición histórica de la inflación anual (periodo 2004 – 2008) para un conjunto de países latinoamericanos –entre ellos, el Perú– sobre la base de un modelo semiestructural de la economía mundial. De acuerdo con sus resultados, los choques de costos derivados de movimientos en los precios de commodities han afectado de forma crucial la evolución de la inflación doméstica, lo cual implica una similitud importante con los hallazgos reportados en este trabajo (sobre todo en lo concerniente al periodo 2006 – 2008).

Asimismo, Canales-Kriljenko et al. (2008) enfatizan el rol de la apreciación cambiaria para amortiguar las presiones inflacionarias, un aspecto que también ha sido mencionado aquí. Un último resultado común a ambos estudios se refiere a que, en la parte final de la muestra, la descomposición histórica muestra que los choques de demanda (entendidos como choques a la ecuación de la brecha del producto en Canales-Kriljenko et al. (2008)) no han sido mayormente relevantes para explicar el alza de la inflación.

### **4.3 Sensibilidad de los resultados a la elección de la variable de inflación externa**

Uno de los objetivos de este trabajo es estimar la contribución de la inflación externa sobre la variación de los precios domésticos. Como se explicó anteriormente, para ello se ha utilizado a la inflación del índice de precios externos como serie representativa de la inflación externa (en el modelo que, en adelante, es denominado “modelo base”). Sin embargo, es importante evaluar la sensibilidad de los resultados a la elección de dicha serie, por lo cual se estiman modelos alternativos en los que se usan otras variables representativas de la inflación foránea.

En particular, se consideran las inflaciones basadas en los siguientes índices: i) índice de precios importados al por mayor (IPMI); ii) índice de precios de importaciones de los términos de intercambio (IPI) y iii) índice de precios externos *puro* que excluye el “efecto moneda” (IPEP)<sup>37 38</sup>.

---

o el ratio de exportaciones e importaciones sobre el producto, muestran que este proceso ha continuado profundizándose a un ritmo notable.

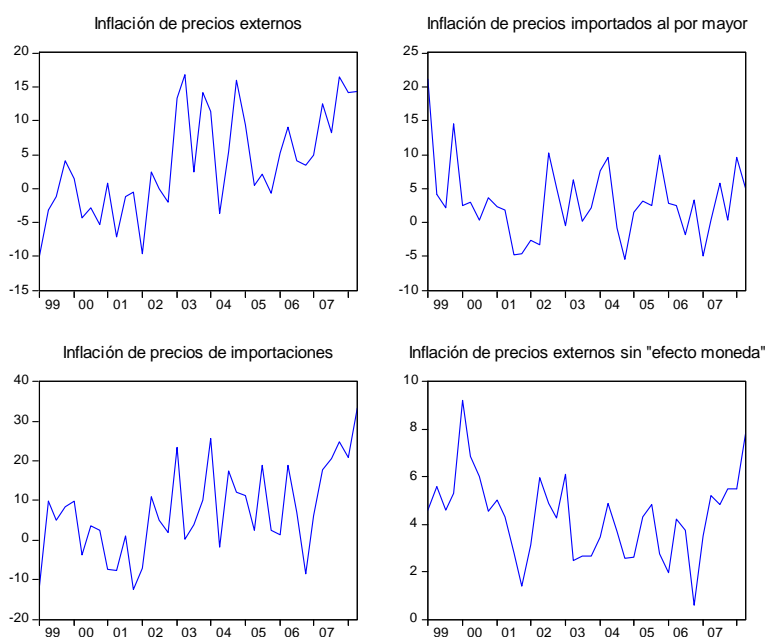
<sup>37</sup> Como se indicó en la nota al pie 23, el “efecto moneda” se refiere al tipo de cambio de las monedas de los socios comerciales con respecto al dólar estadounidense.

<sup>38</sup> La fuente de la primera de estas series es el Instituto Nacional de Estadísticas e Informática (INEI), mientras que la fuente de las dos últimas es el BCRP.



El Gráfico 7 muestra las trayectorias de estas series e incluye también, para fines de comparación, a la serie de inflación calculada con el índice de precios externos que se emplea en el modelo base.

**Gráfico 7: Variables representativas de la inflación externa, en variaciones porcentuales anualizadas, 1999:1 – 2008:2**



Fuente: BCRP e INEI.

El panel superior izquierdo muestra la serie utilizada como variable representativa de la inflación externa en el modelo base. Las otras tres series se emplean en modelos alternativos para evaluar la sensibilidad de los resultados a la elección de dicha variable.

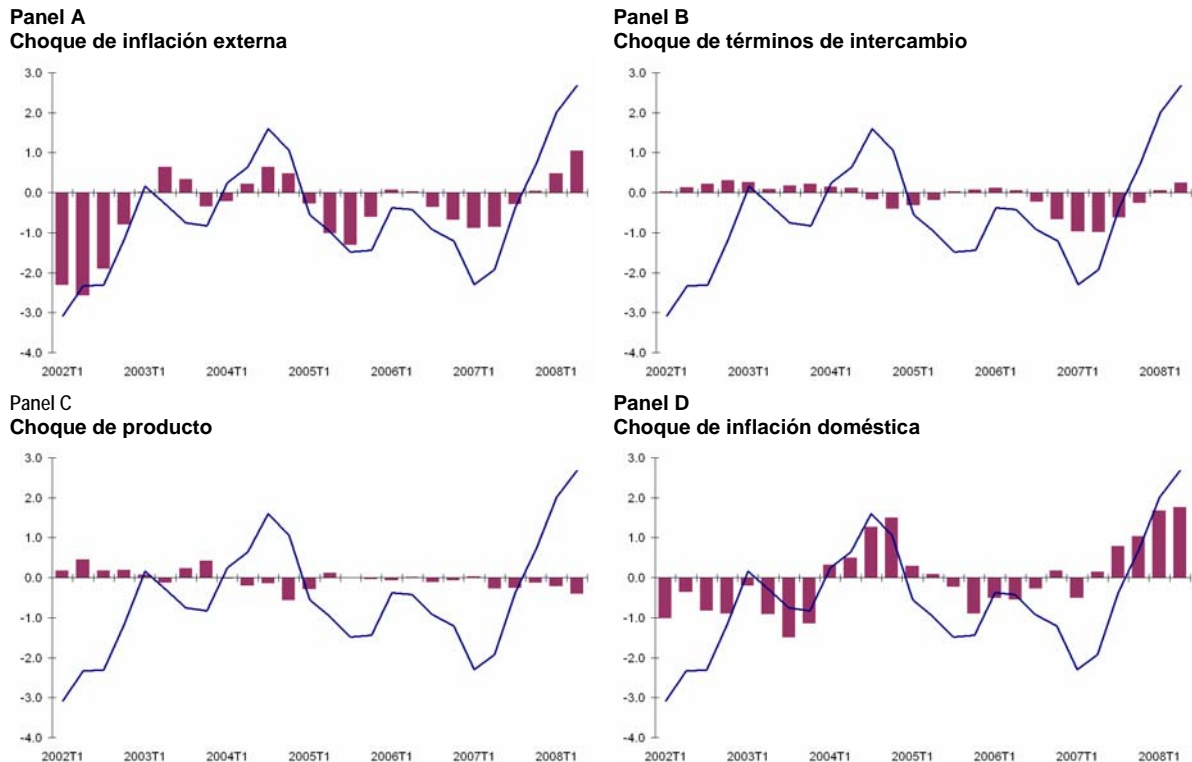
Como se aprecia, la evolución de estas variables es relativamente parecida durante la muestra estudiada, aunque ciertas diferencias saltan también a la vista. Es interesante notar, por ejemplo, que en todos los casos el periodo 2007 – 2008 está caracterizado por una tendencia creciente –la cual, es razonable suponer, ha estado influenciada por la elevación de precios de commodities–.

Utilizando las tres series alternativas de inflación externa, se estiman modelos VAR con restricciones de identificación idénticas a las impuestas en el modelo base. Posteriormente, se computan las descomposiciones históricas de la inflación anual basadas en dichos modelos. Los resultados de estos ejercicios se presentan en los Gráficos 8 (modelo con IPMI), 9 (modelo con IPI) y 10 (modelo con IPEP). Un primer aspecto por destacar es que los resultados del modelo base son muy similares a los del modelo que emplea el IPI. De igual forma, los choques del producto

confirman tener una importancia limitada para explicar las fluctuaciones de la inflación en la muestra analizada<sup>39</sup>.

Por otra parte, en los modelos alternativos que usan el IPMI y el IPEP los choques de términos de intercambio pierden relevancia con respecto a la evidencia del modelo base. En cambio, en esos mismos modelos, lo contrario ocurre con las perturbaciones de la inflación externa, que reflejan ser más importantes a lo largo de la historia. Con relación a los choques de inflación doméstica, y siempre en comparación con el modelo base, hacia el final de la muestra estos están más estrechamente ligados con la evolución de la inflación en los modelos que incorporan el IPMI y el IPEP, pero son menos importantes de acuerdo con el modelo que usa el IPI.

**Gráfico 8: Descomposición histórica de la inflación anual (2002:1 – 2008:2) según modelo alternativo. Variable representativa de la inflación externa: inflación de precios importados al por mayor**

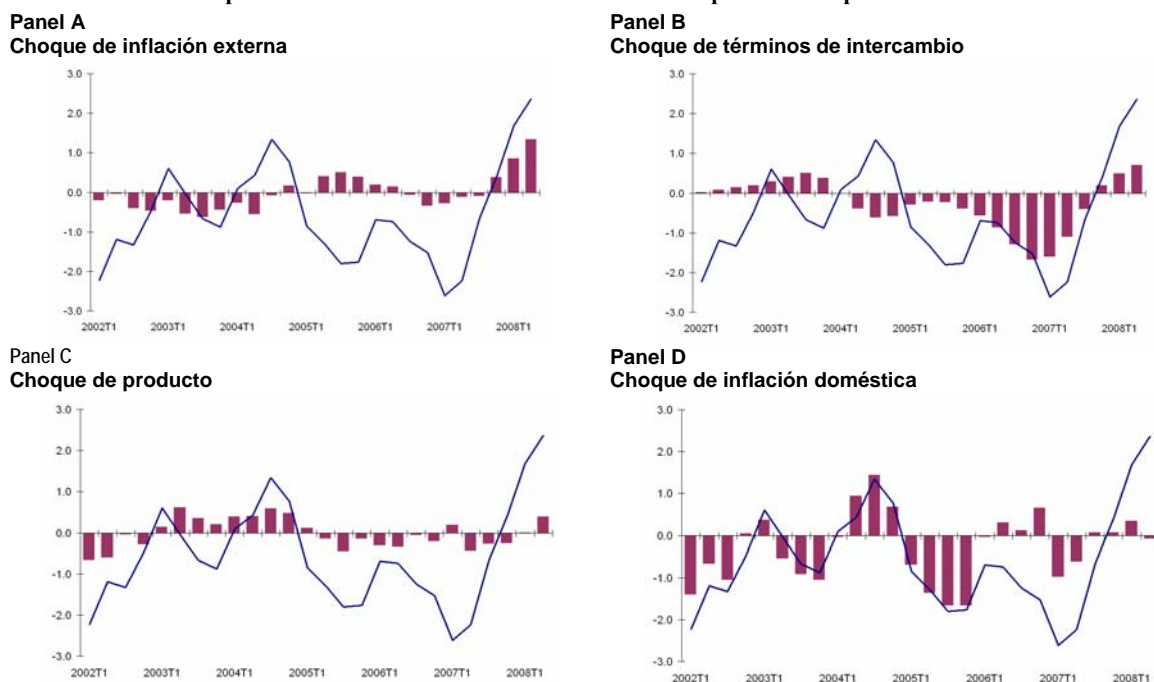


La línea gruesa denota la contribución agregada de todos los choques estructurales hacia la inflación. Las barras denotan el componente de la inflación explicado por los siguientes choques: de inflación externa (Panel A), de términos de intercambio (Panel B), de producto u oferta doméstica (Panel C) y de inflación o demanda doméstica (Panel D).

<sup>39</sup> No obstante, se observa que en los modelos que incorporan el IPEP y el IPI, estos choques poseen cierta relevancia durante 2003 y 2004, respectivamente.

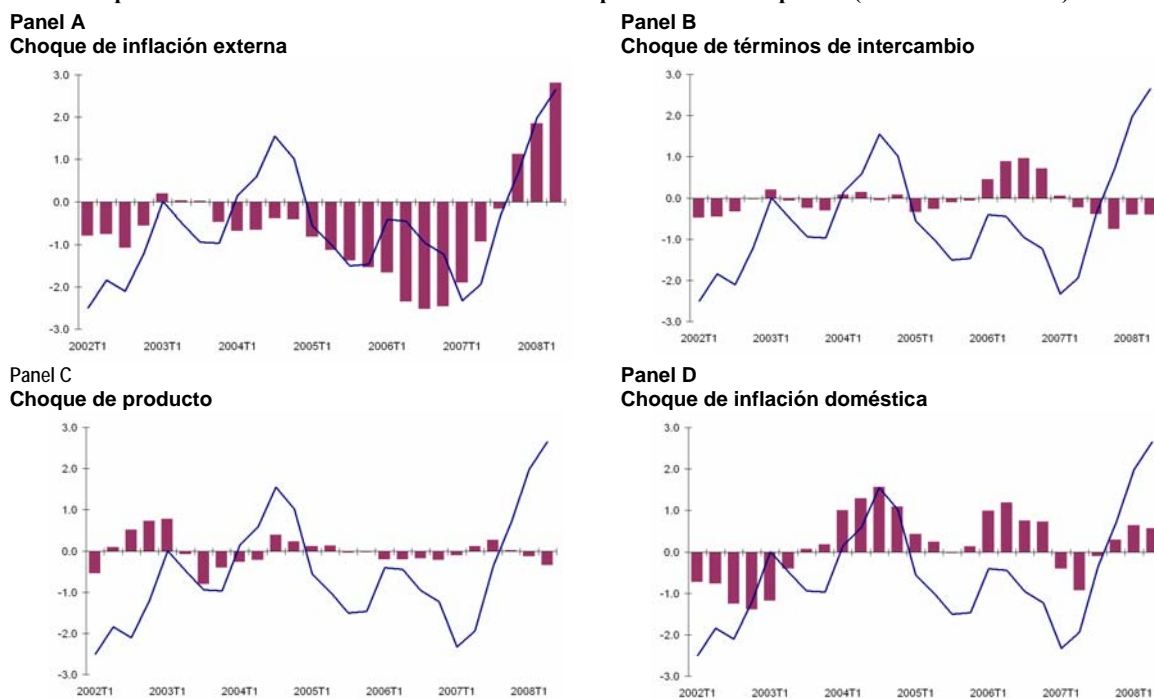


**Gráfico 9: Descomposición histórica de la inflación anual (2002:1 – 2008:2) según modelo alternativo. Variable representativa de la inflación externa: inflación de precios de importaciones**



La línea gruesa denota la contribución agregada de todos los choques estructurales hacia la inflación. Las barras denotan el componente de la inflación explicado por los siguientes choques: de inflación externa (Panel A), de términos de intercambio (Panel B), de producto u oferta doméstica (Panel C) y de inflación o demanda doméstica (Panel D).

**Gráfico 10: Descomposición histórica de la inflación anual (2002:1 – 2008:2) según modelo alternativo. Variable representativa de la inflación externa: inflación de precios externos “puros” (sin “efecto moneda”)**



La línea gruesa denota la contribución agregada de todos los choques estructurales hacia la inflación. Las barras denotan el componente de la inflación explicado por los siguientes choques: de inflación externa (Panel A), de términos de intercambio (Panel B), de producto u oferta doméstica (Panel C) y de inflación o demanda doméstica (Panel D).



En general, los resultados de todos los modelos coinciden en indicar una mayor importancia de los choques de demanda durante la primera parte de la muestra (hasta 2005 aproximadamente), mientras que los choques de origen foráneo –es decir, de inflación externa y/o de términos de intercambio, según el modelo del cual se trate– son los más relevantes para explicar las fluctuaciones inflacionarias sobre todo hacia el final de la muestra. En ese sentido, los hallazgos muestran ser robustos con relación al modelo base. Finalmente, otro resultado robusto es el rol crucial de los choques de inflación externa en el episodio de alta inflación de los últimos trimestres analizados.

## 5. Consideraciones finales

Entender por qué la inflación fluctúa de la manera en que lo hace es una labor a menudo complicada para analistas y hacedores de política. Si bien las herramientas estadísticas frecuentemente utilizadas, tales como el seguimiento a los indicadores de inflación e inflación subyacente o a las inflaciones por rubros de la canasta de precios, son de ayuda para evaluar la tendencia de dicha variable y los cambios temporales en los precios relativos, la identificación de los choques que conducen las fluctuaciones observadas de la inflación requiere emplear modelos que incorporen una determinada estructura económica.

Así, en este trabajo se ha desarrollado un modelo VAR identificado con restricciones de largo plazo. A partir de este modelo se descompone la evolución histórica de la inflación peruana según la contribución de cuatro fuentes de choques no correlacionados entre sí, los cuales son clasificados como choques de origen foráneo (asociados a la inflación externa y a los términos de intercambio) y de origen doméstico (vinculados al PIB real –o factores de oferta– y a la inflación –o demanda–).

Los resultados muestran que los choques de demanda han dominado los movimientos de la inflación en el periodo 2002 – 2005, mientras que posteriormente (hasta mediados de 2008) los choques de origen foráneo – asociados a los cambios en precios de commodities, tal como se indica en el texto – han sido los más importantes para explicar las fluctuaciones inflacionarias. Asimismo, la evidencia sugiere, si bien solo de manera preliminar, que la transmisión de los choques de términos de intercambio hacia la inflación estaría determinada por el efecto traspaso del tipo de cambio a los precios<sup>40</sup>. Por último, un hallazgo robusto es que los choques de inflación externa han

---

<sup>40</sup> En particular, el mecanismo implícito es que un choque positivo (negativo) a los términos de intercambio genera una apreciación (depreciación) de la moneda doméstica y esto último provoca una reducción (aumento) de la inflación.





desempeñado un rol crucial durante el episodio de alta inflación del periodo 2007 – mediados de 2008.

Este trabajo deja abiertas algunas posibles vías de investigación futura. De particular interés sería explorar la relación entre la creciente apertura comercial y el mayor protagonismo de los choques externos como fuerzas que parecen gobernar las fluctuaciones de la inflación doméstica en la historia reciente. Igualmente, dada la evidencia aquí encontrada, resultaría interesante estudiar más a fondo el vínculo existente entre los términos de intercambio, el tipo de cambio y los precios en el marco de economías pequeñas y abiertas como el Perú. Por último, a través de este estudio se espera motivar la aparición de otras investigaciones enfocadas en la descomposición histórica de la inflación; en el caso peruano, la aplicación de modelos semiestructurales o de modelos de equilibrio general para realizar dicho ejercicio sería de particular relevancia para corroborar los resultados de este trabajo.

## Referencias

- Ball, L. y G. Mankiw** (1995), “Relative-Price Changes as Aggregate Supply Shocks”, *Quarterly Journal of Economics* **110** (1), 161-93.
- Barrera, C.** (2005), “Proyecciones desagregadas de la variación del índice de precios al consumidor (IPC), del índice de precios al productor (IPM) y del crecimiento del producto real (PBI)”, Documento de Trabajo 2005-006, Banco Central de Reserva del Perú.
- Barrera, C.** (2007), “Proyecciones desagregadas de inflación con modelos Sparse VAR robustos”, Documento de Trabajo 2007-015, Banco Central de Reserva del Perú.
- Bernanke, B.** (2006), “Energy and the Economy”, Remarks before the Economic Club of Chicago, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Bigio, S. y J. Salas** (2006), “Non-linear effects of monetary policy and real exchange rate shocks in partially dollarized economies: an empirical study for Peru”, *Money Affairs* **XIX** (1), 25-55.
- Bjornland, H.** (2004), “Estimating the equilibrium real exchange rate in Venezuela”, *Economics Bulletin* **6** (6), 1-8.
- Blanchard, O. y D. Quah** (1989), “The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbance”, *American Economic Review* **79** (4), 655-73.



**Bringas, P. y V. Tuesta** (1997), “El superávit de encaje y los mecanismos de transmisión de la política monetaria: una aproximación”, *Revista Estudios Económicos* N°1, Banco Central de Reserva del Perú.

**Browne, F. y D. Cronin** (2007), “Commodity Prices, Money and Inflation”, ECB Working Paper No. 738, Banco Central Europeo.

**Caballero, R., E. Farhi y P. Gourinchas** (2008), “Financial Crash, Commodity Prices and Global Imbalances”, NBER Working Paper No.14521.

**Canales-Kriljenko, J., C. Freedman, R. García-Saltos, M. Jonson y D. Laxton** (2008), “Adding Latin America to the Global Projection Model”, Edición mimeografiada.

**Castillo, P., A. Humala y V. Tuesta** (2007a), “Monetary Policy, Regime Shifts, and Inflation Uncertainty in Peru (1949-2006)”, Documento de Trabajo 2007-05, Banco Central de Reserva del Perú.

**Castillo, P., C. Montoro y V. Tuesta** (2007b), “Hechos estilizados de la economía peruana”, *Revista Estudios Económicos* N°14, Banco Central de Reserva del Perú.

**Castillo, P. y J. Salas** (2008), “Terms-of-Trade Shocks and Economic Fluctuations in Small Open Developing Economies: A Common Trends Analysis”, Edición mimeografiada.

**De Gregorio, J., O. Landerretche y C. Neilson** (2007), “Another Pass-Through Bites the Dust? Oil Prices and Inflation,” *Economía* 7 (2), 155-96.

**Ferreira, J. y J. Salas** (2006), “Tipo de cambio real de equilibrio en el Perú: modelos BEER y construcción de bandas de confianza”, Documento de Trabajo 2006-06, Banco Central de Reserva del Perú.

**Fondo Monetario Internacional (FMI)** (2008), “Chapter 3: “Is Inflation Back? Commodity Prices and Inflation”, *World Economic Outlook*, 83-128.

**Goldfajn, I. y R. Valdes** (1999), “The Aftermath of Appreciations”, *Quarterly Journal of Economics* 114 (1), 161-93.

**Grippa, F. y J. Ferreyros** (2000), “Una medida de inflación subyacente para propuestas de política monetaria en el Perú”, *Revista Estudios Económicos* N°6, Banco Central de Reserva del Perú.

**Grippa, F.** (2004), “Measuring monetary policy in Peru”, Edición mimeografiada.



**Habermeier, K., I. Ötoker-Robe, L. Jacome, A. Giustiniani, K. Ishi, D. Vávra, T. Kışınbay y F. Vazquez** (2009), “Inflation Pressures and Monetary Policy Options in Emerging and Developing Countries: A Cross Regional Perspective”, IMF Working Paper 09/01, Fondo Monetario Internacional.

**Hobijn, B.** (2008), “Commodity Price Movements and PCE Inflation”, *Current Issues in Economics and Finance* **14 (8)**, Federal Reserve Bank of New York.

**Humala, A. y G. Rodríguez** (2008), “Descomposición Factorial de la Inflación en el Perú”, Edición mimeografiada.

**Justiniano, A. y B. Preston** (2006), “Can Structural Small Open Economy Models Account for the Influence of Foreign Shocks”, CAMA Working Paper Series No. 12.

**Leiderman, L., R. Maino y E. Parrado**, “Inflation Targeting in Dollarized Economies”, IMF Working Paper 06/157, Fondo Monetario Internacional.

**León, D.** (1999), “La información contenida en los agregados monetarios en el Perú”, *Revista Estudios Económicos* **No.5**, Banco Central de Reserva del Perú.

**Llosa, G., V. Tuesta y M. Vega** (2006), “A BVAR forecasting model for Peruvian inflation”, *Money Affairs* **XIX (2)**, 117-41.

**Medina, J. y C. Soto** (2007), “The Chilean Business Cycles Through the Lens of A Stochastic General Equilibrium Model”, Working Paper No. 457, Banco Central de Chile.

**Mendoza, E.** (1995), “The Terms of Trade, the Real Exchange Rate, and Economic Fluctuations”, *International Economic Review* **36 (1)**, 101-37.

**Miller, S.** (2003), “Estimación del pass-through del tipo de cambio a precios: 1995-2002”, *Revista Estudios Económicos* **No.10**, Banco Central de Reserva del Perú.

**Quah, D. y S. Vahey** (1995), “Measuring Core Inflation”, *The Economic Journal* **105 (432)**, 1130-44.

**Quispe, Z.** (2000), “Política Monetaria en una Economía con dolarización Parcial: El Caso del Perú”, *Revista Estudios Económicos* **No.6**, Banco Central de Reserva del Perú.

**Rossini, R. y M. Vega** (2007), “El mecanismo de transmisión de la política monetaria en un entorno de dolarización financiera: El caso del Perú entre 1996 y 2006”, *Revista Estudios Económicos* **No.14**, Banco Central de Reserva del Perú.



**Sims, C.** (2003), “Implications of Rational Inattention”, *Journal of Monetary Economics* **50 (3)**, 665–90.

**Smets, F. y R. Wouters** (2007), “Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach,” CEPR Discussion Papers 6112.

**Vallejos, L.** (2008), “Precios de los alimentos e inflación”, *Revista Moneda* No.137, Banco Central de Reserva del Perú.

**Winkelried, D.** (2003a), “¿Es asimétrico el pass-through en el Perú?: Un análisis agregado”, *Revista Estudios Económicos* **No.10**, Banco Central de Reserva del Perú.

**Winkelried, D.** (2003b), “Hacia una meta explícita de inflación: Anticipando la inflación en el Perú”, *Revista Estudios Económicos* **No.9**, Banco Central de Reserva del Perú.

**Winkelried, D.** (2004), “Tendencias comunes y análisis de la política monetaria en el Perú”, *Revista Estudios Económicos* **No.11**, Banco Central de Reserva del Perú.