

# *¿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.

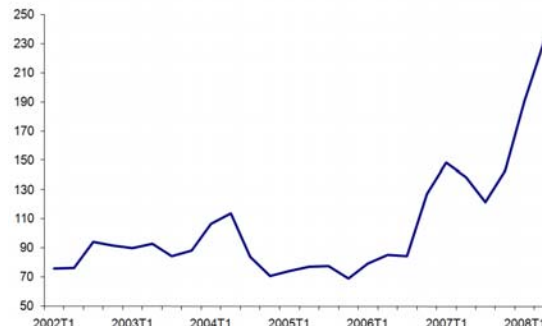


**Gráfico 1: Evolución de precios de commodities seleccionados: petróleo, maíz, trigo y soya, 2002:1 – 2008:2**

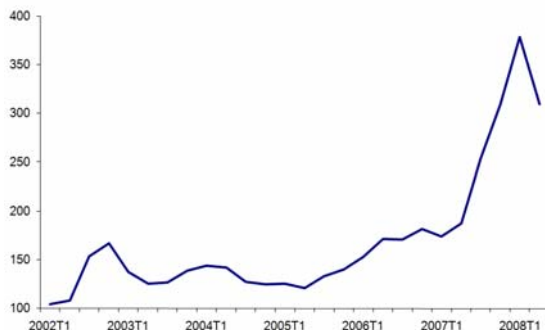
**Petróleo (US\$ por barril)**



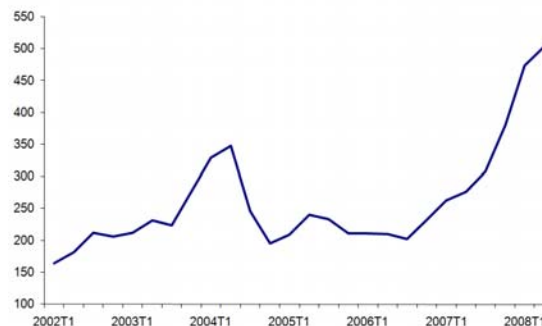
**Maíz (US\$ por TM)**



**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.

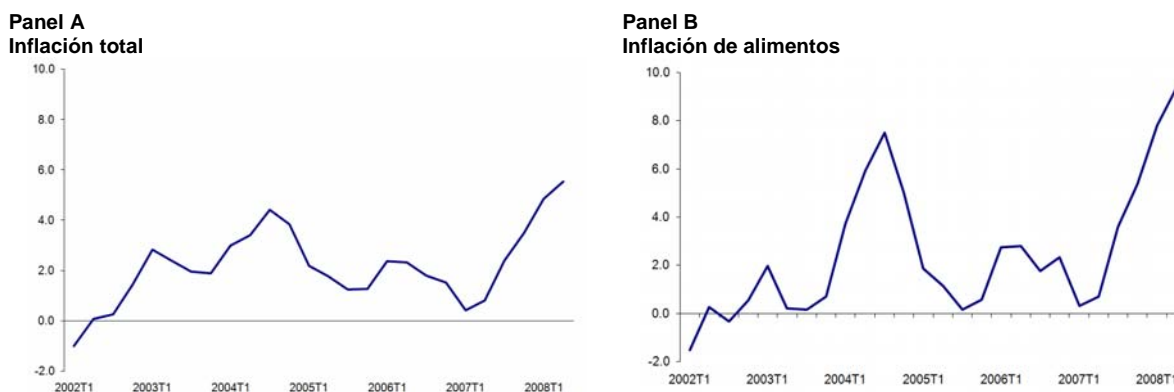
El Perú no ha sido ajeno al panorama recién descrito. Por un lado, como se observa en el Gráfico 2 (Panel A), la inflación anual muestra una aceleración sostenida entre inicios de 2007 y el final de la muestra analizada (segundo trimestre de 2008). Vallejos (2008) atribuye esta alza a los llamados “efectos 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.

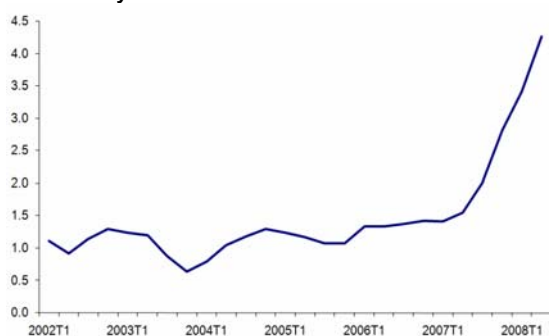
<sup>7</sup> Humala y Rodríguez (2008) construyen una medida adicional de “inflación pura” basada en un modelo lineal factorial y concluyen que el indicador obtenido sigue un comportamiento similar al de la inflación subyacente publicada por el BCRP.



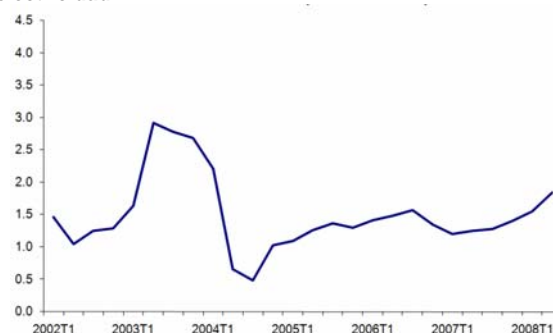
desde inicios de 2008 el límite superior de la meta establecida por el banco central (3 por ciento). Ante ello, cabe preguntarse: ¿Es esta una evidencia concluyente sobre la existencia de efectos significativos de segunda vuelta atribuible a los mayores precios de commodities?

**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



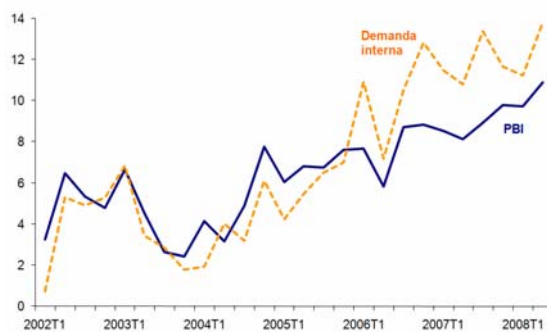
**Panel B**  
Inflación sin alimentos, bebidas, combustibles y electricidad



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

$$u_t = Bv_t \quad (3)$$

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 ( $\Delta t_t$ ), 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.

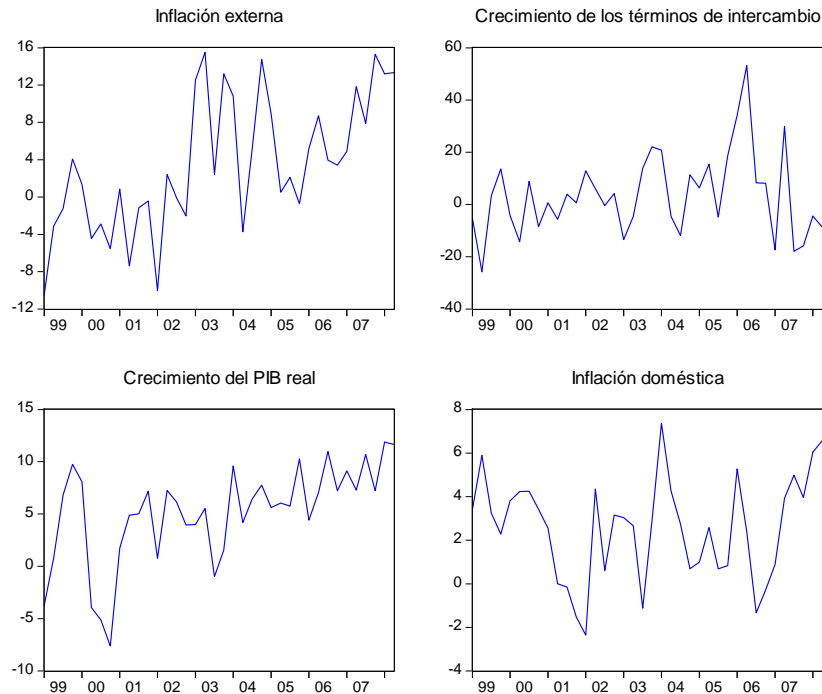
<sup>24</sup> Para ello, las primeras diferencias de sus logaritmos son multiplicadas por 400. Cabe mencionar que la fuente de todas las variables es el Banco Central de Reserva del Perú (BCRP).

<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).

---

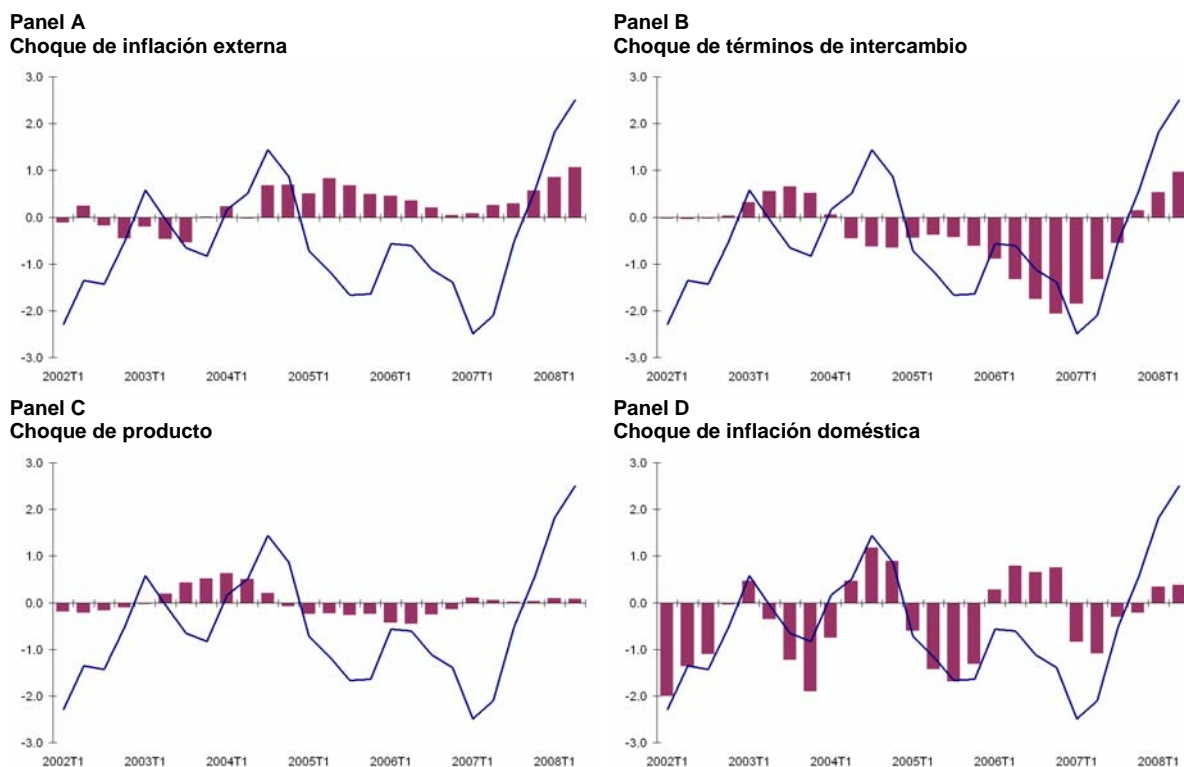
<sup>31</sup> La imposición de esta restricción que sobreidentifica el sistema no altera tampoco los efectos dinámicos de los choques del VAR. Así, las funciones de impulso-respuesta correspondientes a los Modelos 1 y 2 (no reportadas puesto que carecen de valor informativo acerca de los objetivos de 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 prevaleciente 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.

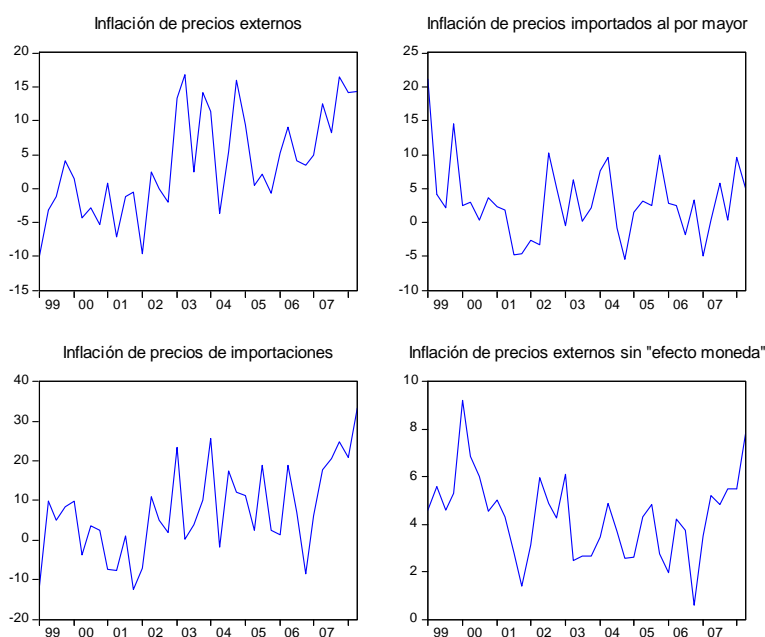
<sup>37</sup> Como se indicó en la nota al pie 23, el “efecto moneda” se refiere al tipo de cambio de las monedas de los socios comerciales con respecto al dólar estadounidense.

<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.

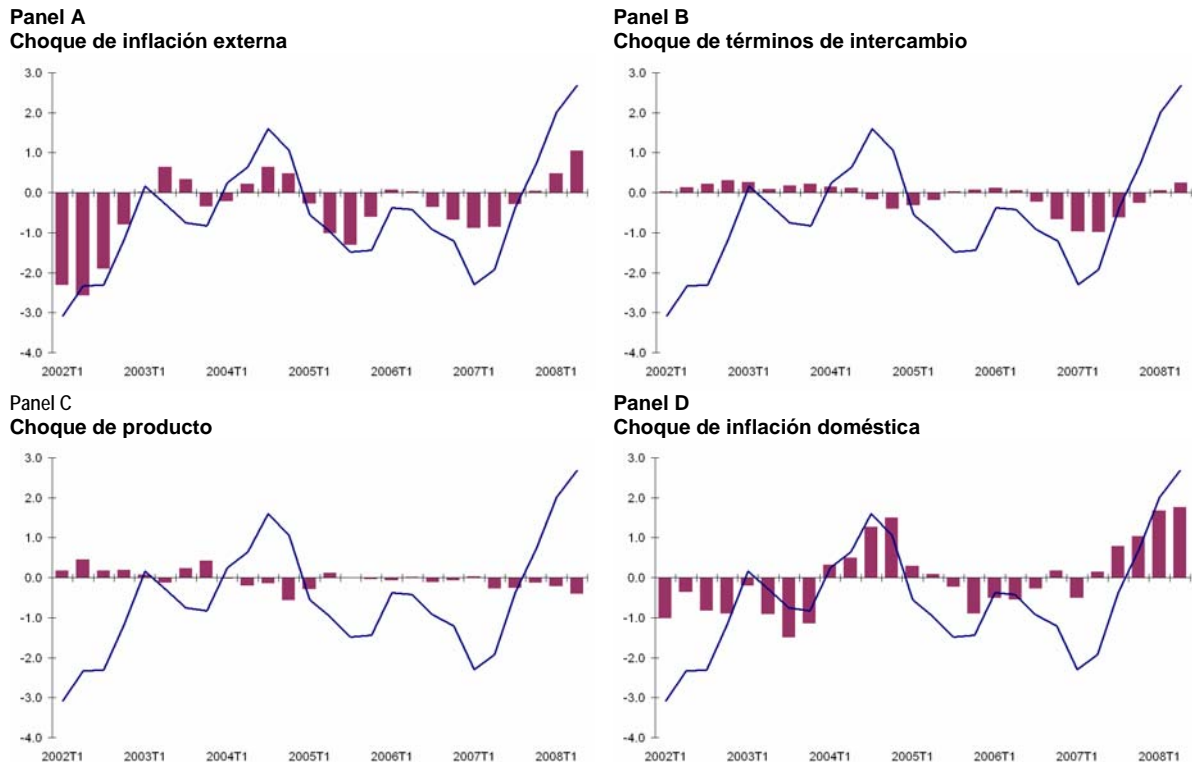
Como se aprecia, la evolución de estas variables es relativamente parecida durante la muestra estudiada, aunque ciertas diferencias saltan también a la vista. Es interesante notar, por ejemplo, que en todos los casos el periodo 2007 – 2008 está caracterizado por una tendencia creciente –la cual, es razonable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

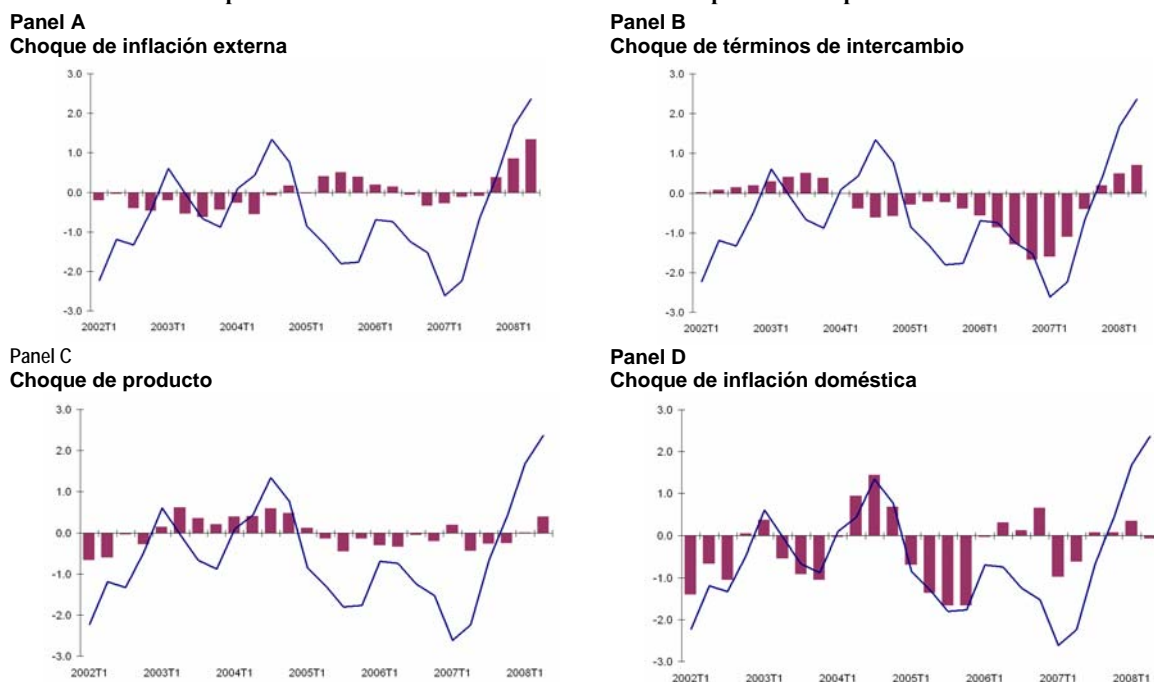


La línea gruesa denota la contribución agregada de todos los choques estructurales hacia la inflación. Las barras denotan el componente de la inflación explicado por los siguientes choques: de inflación externa (Panel A), de términos de intercambio (Panel B), de producto u oferta doméstica (Panel C)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

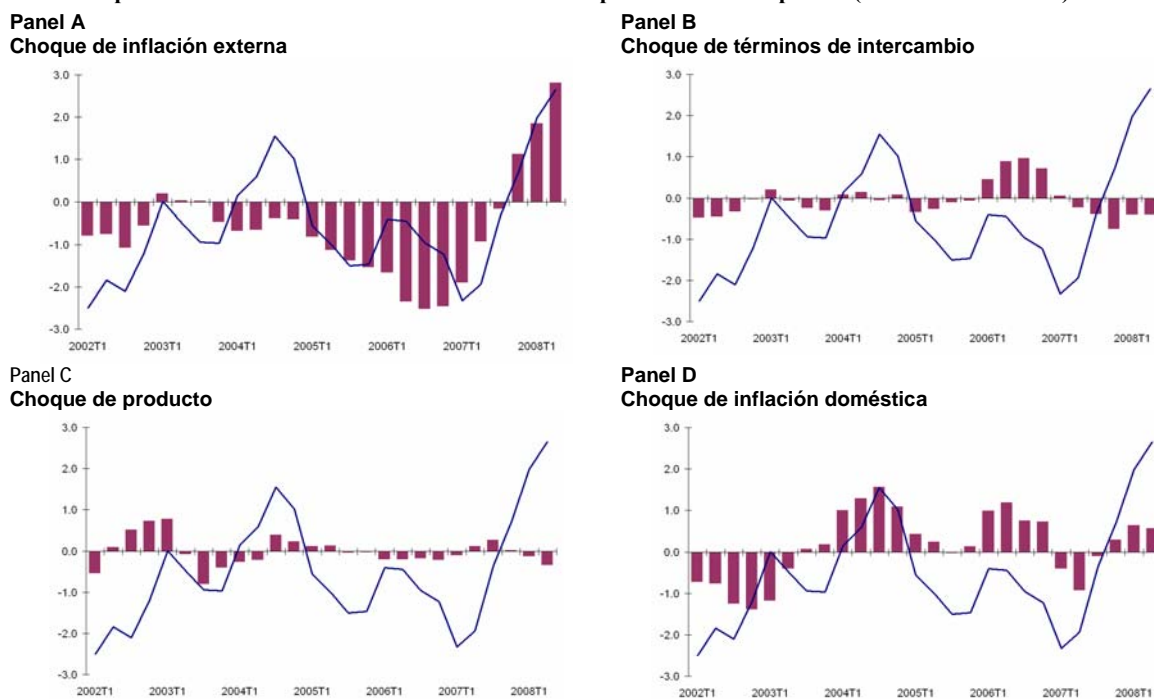


**Gráfico 9: Descomposición histórica de la inflación anual (2002:1 – 2008:2) según modelo alternativo. Variable representativa de la inflación externa: inflación de precios de importaciones**



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.

**Ferreya, 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.

# *¿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.

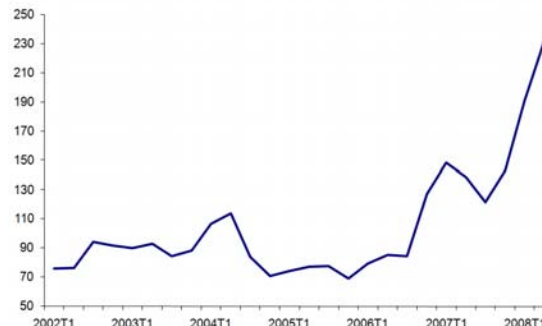


**Gráfico 1: Evolución de precios de commodities seleccionados: petróleo, maíz, trigo y soya, 2002:1 – 2008:2**

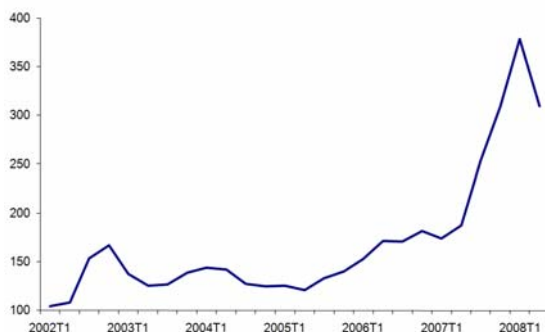
**Petróleo (US\$ por barril)**



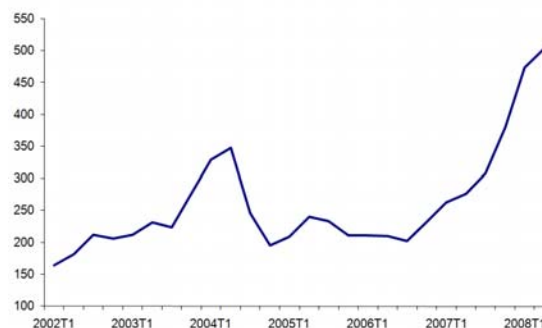
**Maíz (US\$ por TM)**



**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.

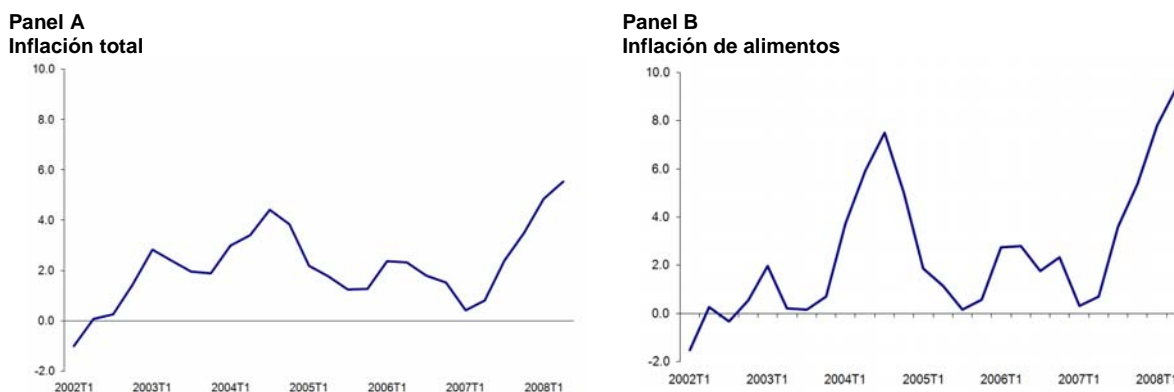
El Perú no ha sido ajeno al panorama recién descrito. Por un lado, como se observa en el Gráfico 2 (Panel A), la inflación anual muestra una aceleración sostenida entre inicios de 2007 y el final de la muestra analizada (segundo trimestre de 2008). Vallejos (2008) atribuye esta alza a los llamados “efectos 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.

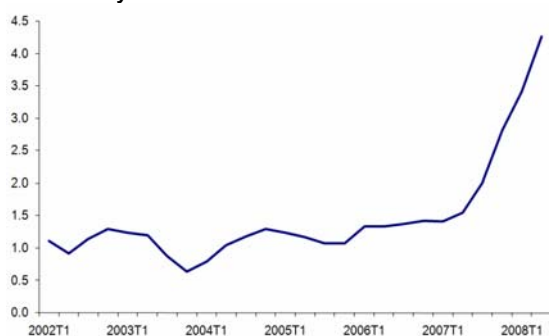
<sup>7</sup> Humala y Rodríguez (2008) construyen una medida adicional de “inflación pura” basada en un modelo lineal factorial y concluyen que el indicador obtenido sigue un comportamiento similar al de la inflación subyacente publicada por el BCRP.



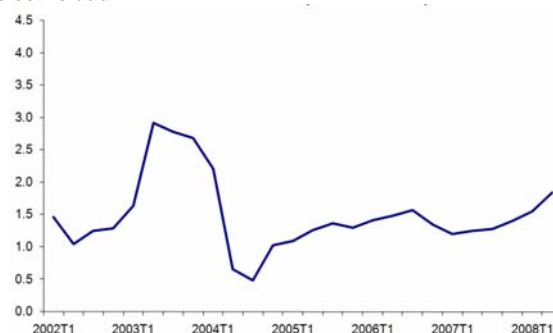
desde inicios de 2008 el límite superior de la meta establecida por el banco central (3 por ciento). Ante ello, cabe preguntarse: ¿Es esta una evidencia concluyente sobre la existencia de efectos significativos de segunda vuelta atribuible a los mayores precios de commodities?

**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



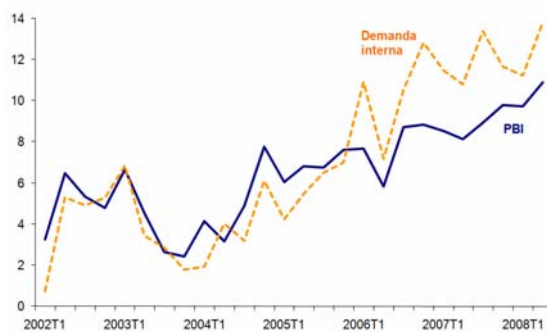
**Panel B**  
Inflación sin alimentos, bebidas, combustibles y electricidad



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

$$u_t = Bv_t \quad (3)$$

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 ( $\Delta t_t$ ), 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.

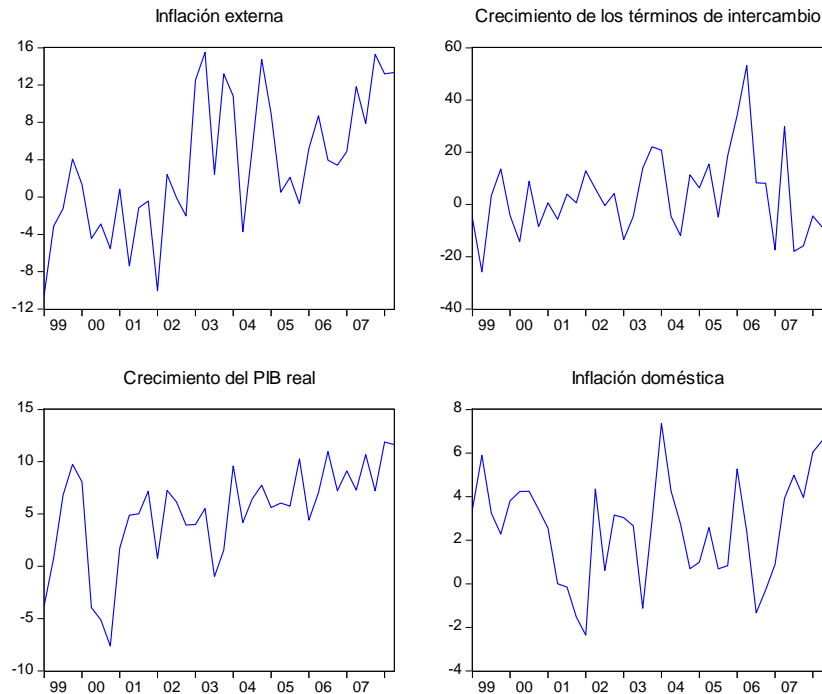
<sup>24</sup> Para ello, las primeras diferencias de sus logaritmos son multiplicadas por 400. Cabe mencionar que la fuente de todas las variables es el Banco Central de Reserva del Perú (BCRP).

<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).

---

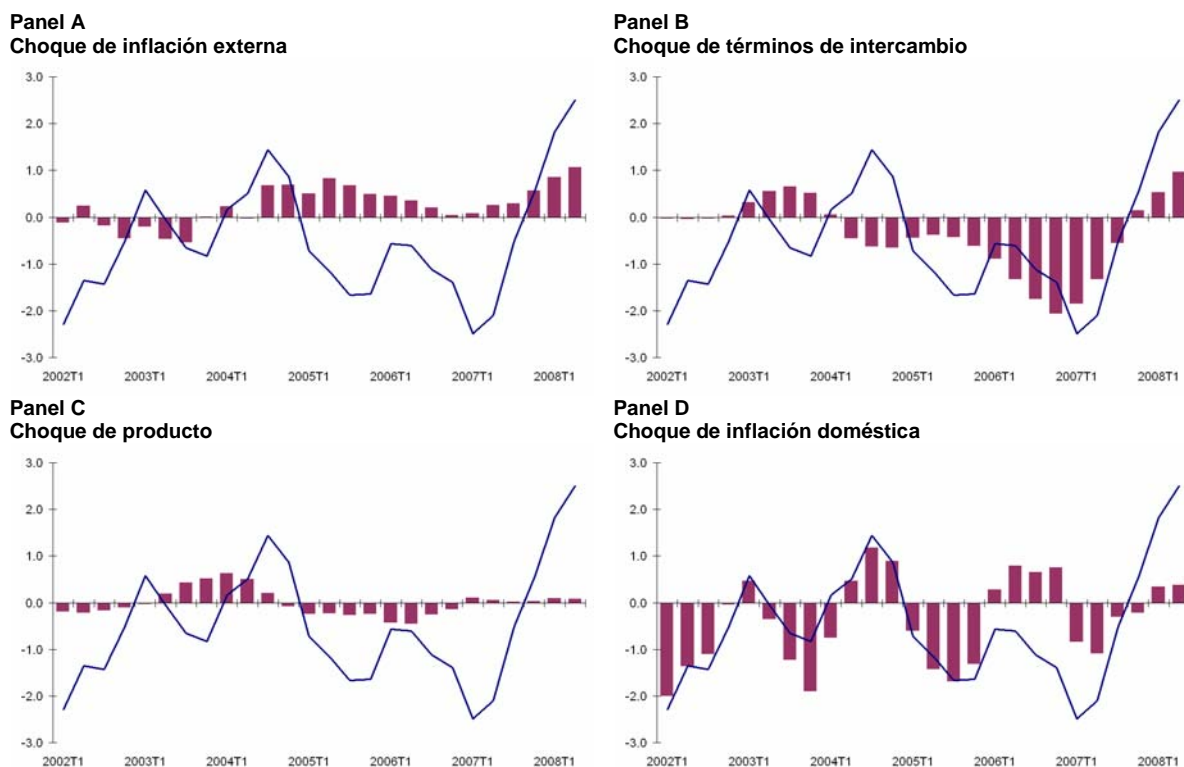
<sup>31</sup> La imposición de esta restricción que sobreidentifica el sistema no altera tampoco los efectos dinámicos de los choques del VAR. Así, las funciones de impulso-respuesta correspondientes a los Modelos 1 y 2 (no reportadas puesto que carecen de valor informativo acerca de los objetivos de 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 prevaleciente 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.

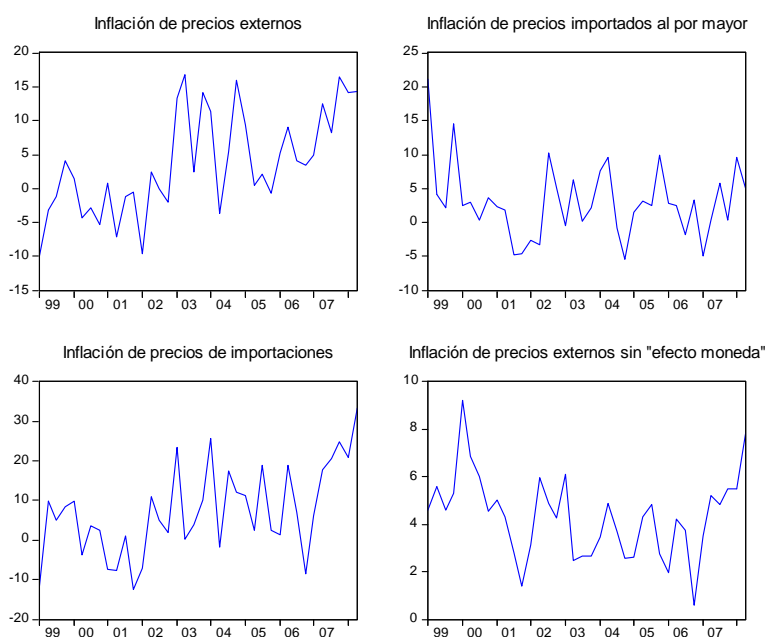
<sup>37</sup> Como se indicó en la nota al pie 23, el “efecto moneda” se refiere al tipo de cambio de las monedas de los socios comerciales con respecto al dólar estadounidense.

<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.

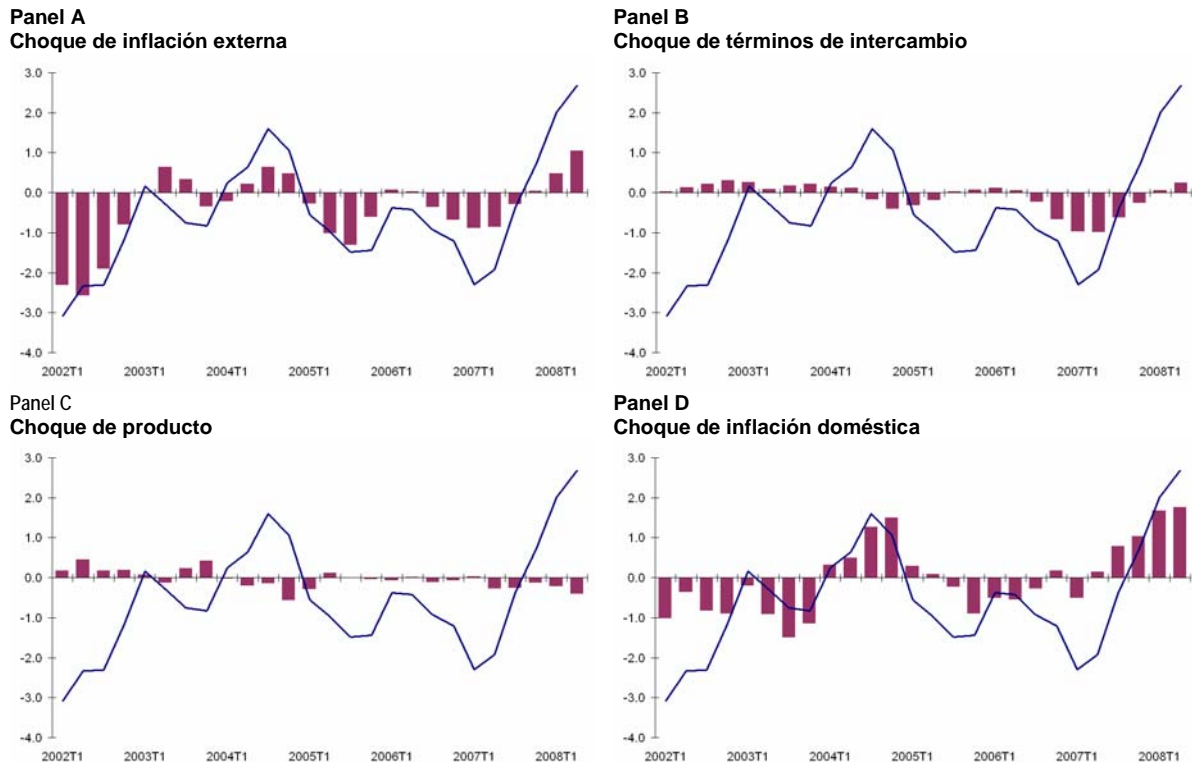
Como se aprecia, la evolución de estas variables es relativamente parecida durante la muestra estudiada, aunque ciertas diferencias saltan también a la vista. Es interesante notar, por ejemplo, que en todos los casos el periodo 2007 – 2008 está caracterizado por una tendencia creciente –la cual, es razonable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

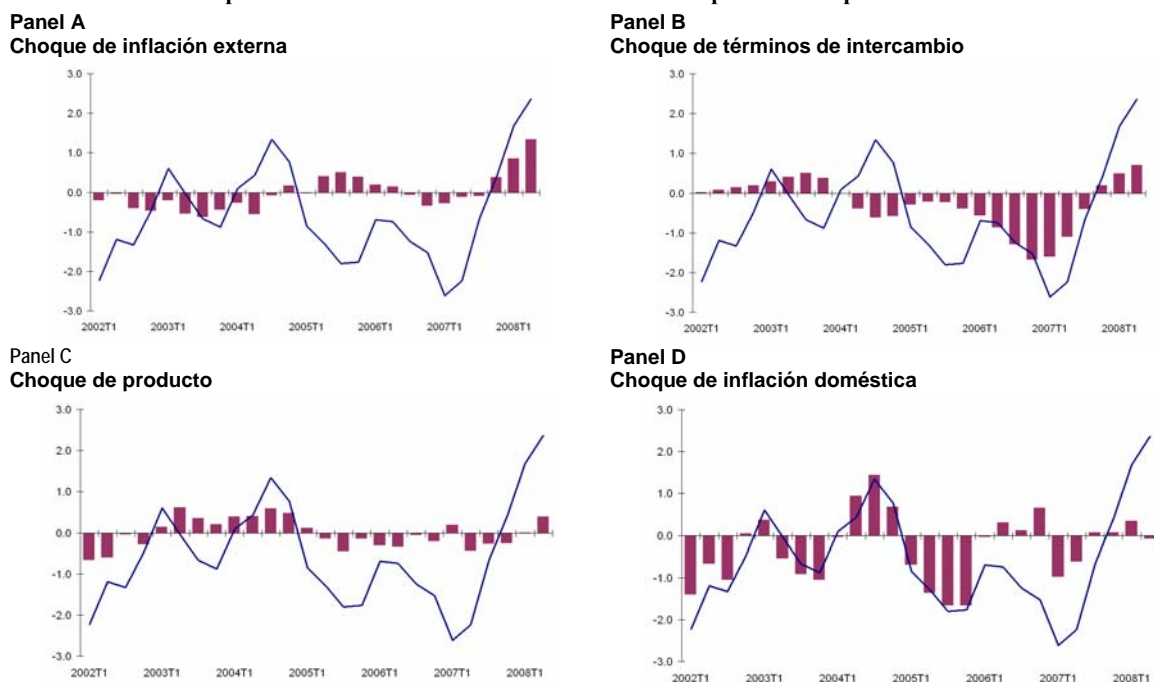


La línea gruesa denota la contribución agregada de todos los choques estructurales hacia la inflación. Las barras denotan el componente de la inflación explicado por los siguientes choques: de inflación externa (Panel A), de términos de intercambio (Panel B), de producto u oferta doméstica (Panel C)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

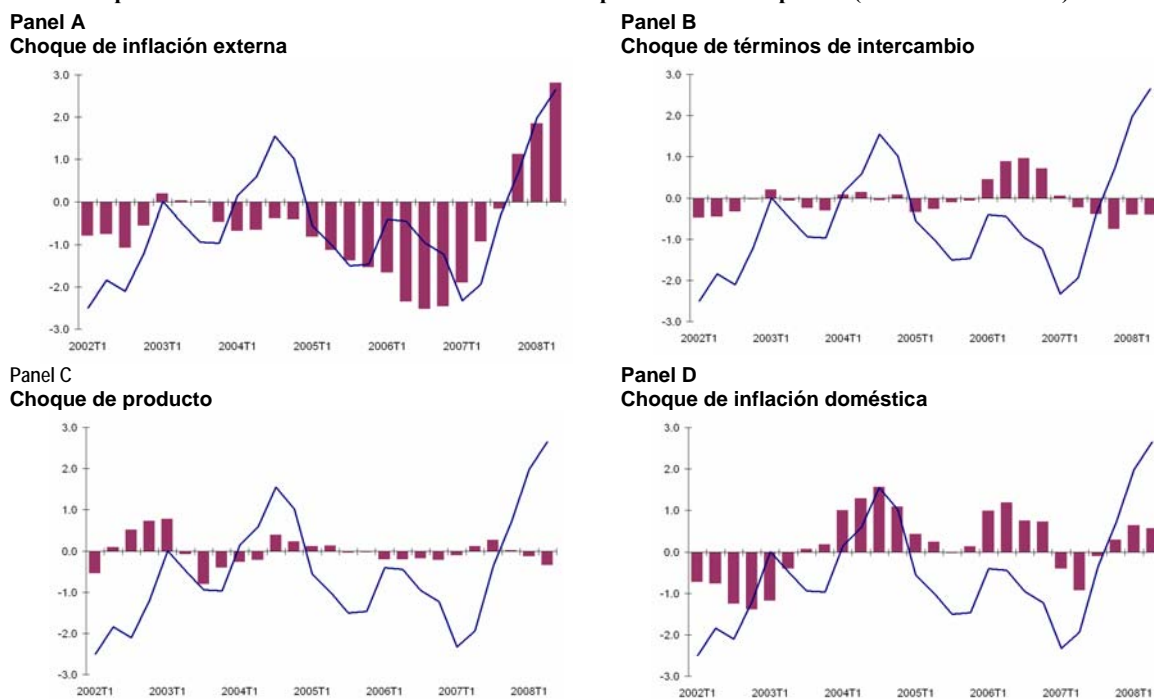


**Gráfico 9: Descomposición histórica de la inflación anual (2002:1 – 2008:2) según modelo alternativo. Variable representativa de la inflación externa: inflación de precios de importaciones**



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.

# *Estabilización Óptima del Tipo de Cambio en una Economía Dolarizada con Meta Inflacionaria<sup>1</sup>*

---

---

Nicoletta Batini<sup>2</sup>

Paul Levine<sup>3</sup>

Joseph Pearlman<sup>4</sup>

## **Resumen**

En este documento construimos un modelo de una economía pequeña y abierta con hogares parcialmente dolarizados en sus tenencias de riqueza en moneda nacional y moneda extranjera como en Felices y Tuesta (2006). En este modelo el grado de dolarización es endógeno al grado de estabilización del tipo de cambio por parte del Banco Central. En este contexto, hemos identificado la respuesta de política monetaria óptima bajo una regla y bajo discreción, y calculamos el grado óptimo de estabilización del tipo de cambio. Estos resultados tienen implicancias de política para economías con dolarización parcial y metas inflacionarias.

Los resultados del modelo sugieren tres lecciones de política. Primero, si bien la dolarización parcial complica la conducción de la política monetaria, la introducción de una meta inflacionaria puede reducir los costos de la estabilidad de precios. Segundo, en una economía parcialmente dolarizada existen ganancias en términos de bienestar de incluir el tipo de cambio en la regla de política monetaria. Tercero, el suavizamiento del tipo de cambio reduce la posibilidad de múltiples equilibrios bajo dolarización.

Clasificación **JEL**: E52, E37, E58

Palabras clave: economías dolarizadas, política monetaria óptima, control de tipo de cambio, reglas basadas en la proyección de inflación.

---

<sup>1</sup>Este documento es una traducción al español del artículo “Optimal Exchange Rate Stabilization in a Dollarized Economy with Inflation Targets” publicado como Documento de Trabajo BCRP N° 004-2008. Agradecimientos a Mario Soria Sevilla por la traducción al español. Una versión anterior de este documento de trabajo fue presentada en la “12th Conference on Computing in Economics and Finance” en Limassol, Chipre, entre el 22 y 24 de Junio de 2006. Agradecemos el apoyo financiero del ESRC para este proyecto, proyecto N° RES-000-23-1126. Los puntos de vista expresados en este documento no son necesariamente los del FMI. Nos hemos visto beneficiados de la correspondencia sostenida con Guillermo Felices y Vicente Tuesta, y de la retroalimentación de los participantes en la Conferencia CEF y los seminarios sostenidos en la Universidad de Surrey y la Universidad de Durham. También agradecemos al Programa de Investigadores Visitantes del Banco Central de Reserva del Perú por Paul Levine. Asimismo, agradecemos al Banco Central de Reserva del Perú por su hospitalidad y a Paul Castillo, Carlos Montoro y Vicente Tuesta, principalmente, por la estimulante discusión.

<sup>2</sup>Fondo Monetario Internacional, Correo electrónico: [nbatini@imf.org](mailto:nbatini@imf.org)

<sup>3</sup>Paul Levine, University of Surrey .

<sup>4</sup>Joseph Pearlman, London Metropolitan University.



## 1. Introducción

La dolarización es común en varios países emergentes<sup>5</sup>. Bajo la dolarización, hogares, empresas y gobiernos hacen uso extensivo de una segunda moneda -el dólar- para pagar transacciones, prestar, pedir prestado, y ahorrar su riqueza. Adicionalmente, el dólar puede servir como referencia para la fijación de precios en contratos, salarios y activos financieros. Una pregunta que ha recibido considerable atención en los últimos años es ¿cuál es el impacto de la dolarización en la política monetaria? En particular, ¿es posible alcanzar una meta explícita de inflación cuándo la economía esta dolarizada? Entre las economías altamente dolarizadas, hasta el momento sólo Perú persigue una meta explícita numérica para la inflación a través de una política monetaria independiente. Sin embargo, muchas economías dolarizadas están pensando en adoptar metas inflacionarias, por lo que las respuestas a estas preguntas son de gran importancia práctica.

Este documento busca contribuir en estos temas al evaluar la regla óptima de política monetaria para bancos centrales con metas de inflación en una economía que usa tanto moneda nacional como dólares como medio de pago, un fenómeno conocido como “sustitución monetaria” o “dolarización de transacciones”. Con este fin analizamos las consecuencias en el bienestar bajo distintas reglas usando un modelo de equilibrio general estocástico y dinámico de dos países como en Felices y Tuesta (2006), donde los hogares utilizan dos monedas para realizar transacciones y, la cantidad de dólares mantenida por los hogares depende de la medida en que el banco central suaviza el tipo de cambio entre las dos monedas.

El documento presenta seis partes. La sección 2 provee un breve resumen de la literatura relacionada. La sección 3 plantea el modelo utilizado. La sección 4 presenta los resultados analíticos respecto a la estabilidad y la determinación de varias reglas simples de tasas de interés. La sección 5 presenta los resultados cuantitativos para políticas óptimas bajo compromiso y reglas de discrecionalidad y para las reglas simples optimizadas que son analizadas en la sección 4. La sección 6 concluye y resume los principales resultados.

---

<sup>5</sup> Ver Reinhart et al. (2003), y Batini y Laxton (2005).



## 2. Literatura Relacionada

En la literatura el término “dolarización” a menudo ha sido utilizado alternativamente para indicar que el dólar (o generalmente una moneda extranjera) sirve como unidad de cuenta (“dolarización real” o “dolarización de precios”), como depósito de valor (“dolarización financiera”), o como medio de cambio (“dolarización de transacciones”). En este documento nos enfocamos en el último tipo de dolarización, también conocida como “sustitución monetaria”. En este caso, los dólares son aceptados como medio de pago al igual que la moneda nacional. Este tipo de dolarización es típico en economías con altos niveles de inflación, donde existe un alto costo de oportunidad de poseer la moneda local. En estas economías el dólar se mantiene como el medio de pago preferido para bienes raíces, automóviles y otros bienes durables, inclusive cuando la inflación se encuentra estabilizada, por histéresis, y el hecho de que una vez que el dólar se convierte en una moneda ampliamente utilizada, se convierte en una moneda necesaria para realizar transacciones, promoviendo su uso para todos los pagos.

El conocimiento convencional establece que el banco central puede llevar una política monetaria independiente (mediante el manejo de agregados monetarios o mediante metas de inflación) cuando existe dolarización “real” o “financiera” o ambas. Sin embargo, en ambos casos la transmisión de la política monetaria es diferente que en el caso de una economía no dolarizada. En este sentido las variaciones en el tipo de cambio tienen un fuerte impacto en las expectativas de inflación o en la actividad real o en ambas. Esto debe ser tomado en cuenta cuando se establecen las condiciones monetarias en respuesta a los choques, a pesar de que no se requieren cambios intrínsecos en la estrategia operacional para alcanzar la estabilidad de precios utilizada en economías no dolarizadas (ver Ize, 2005; Reinhart et al, 2003; y Armas y Grippa, 2006). Por lo tanto, la pregunta si el banco central debe prestar más atención al tipo de cambio en las economías dolarizadas, es simplemente una variación de la pregunta si los bancos centrales que buscan la estabilidad de precios (general) deben responder o no a los precios de activos donde el tipo de cambio es uno de ellos.

Es considerablemente más difícil que un esquema de meta de inflación sea exitoso con dolarización de transacciones que con otras formas de dolarización. Si los dólares son el único medio de pago aceptado, los agentes ganan en dólares y gastan en dólares. En este caso, la tasa de interés relevante para la decisión de consumo intertemporal (y por lo tanto la demanda agregada) es la tasa de interés de ahorros en dólares. A pesar de que la política monetaria puede aún determinar la tasa de interés en moneda nacional, porque tiene el monopolio de la oferta monetaria en moneda nacional, no



puede afectar la tasa de interés en dólares. Esto depende en gran medida de la cantidad de dólares en la economía –que, sin control de capitales, es una función de activos externos netos del país. Adicionalmente, en este escenario, las expectativas de inflación no están asociadas a los cambios en las condiciones monetarias domésticas, sino dependen de las expectativas de cambios en la liquidez en dólares generados exógenamente. Además, a pesar de que la política monetaria puede afectar el tipo de cambio al incrementar el diferencial de tasas de interés entre activos denominados en moneda doméstica y aquellos denominados en dólares, no tiene efecto en la inflación doméstica ya que todas las variables nominales ya están expresados en dólares. Por lo tanto, el único régimen de política monetaria compatible en el corto plazo con dolarización de transacciones alta o completa es un esquema de tipo de cambio fijo.

Existe actualmente una corriente de literatura empírica sobre dolarización de transacciones, que analiza sus causas y consecuencias en el manejo de política. Los principales hallazgos muestran que la dolarización de transacciones contribuye a la volatilidad del tipo de cambio y reduce el poder de manejar anclas nominales en moneda doméstica, porque presiona a los formuladores de política monetaria a intervenir más en el mercado cambiario (ver por ejemplo Artis y Gazioglu, 1986; Calvo y Vegh, 1992; Savastano, 1999; y Luboš y Melecký, 2001, entre otros). Desde un punto de vista teórico, la literatura sobre dolarización tiende a mirar a la dolarización como una decisión de política, tratando de responder a la pregunta de si una dolarización total brinda algún beneficio. Un resultado en común es que la dolarización es una mala idea, a menos que el banco central carezca de credibilidad. Por ejemplo, Schmidt-Grohe y Uribe (2001) comparan los costos de bienestar en los ciclos económicos en las economías dolarizadas frente a las economías emergentes con distintos esquemas monetarios, y descubren que la dolarización es la menos exitosa de los esquemas de política monetaria considerados. De manera similar, Chang y Velasco (2003) desarrollan un modelo simple para demostrar que, bajo una total credibilidad, la dolarización representa una pérdida de independencia de política monetaria y del señoreaje -que como Chang (2000) muestra ha sido bastante elevado en países de Latinoamérica- aunque los resultados son ambiguos respecto si el tema de credibilidad está ausente. Simulaciones en modelos de equilibrio general para economías dolarizadas en Duncan (2003), indican que la dolarización total incrementa la volatilidad real -especialmente en el producto y la inversión- y la volatilidad del déficit fiscal, elevando el riesgo país. En esto, Sims (2002) encuentra que la dolarización probablemente eleva el costo del financiamiento fiscal, creando incentivos para mayor gasto fiscal y tiene consecuencias ambiguas en la estabilidad del sistema financiero, en parte, porque reduce el rango de los activos disponibles por el sector privado para mitigar riesgos. De manera importante, la dolarización elimina la



capacidad del banco central del país para proveer liquidez de emergencia en el caso de una crisis bancaria doméstica (Chang, 2000).

En la práctica, sin embargo, en muchos países las transacciones en dólares (y también con otras formas de dolarización) son una incómoda realidad en lugar de una decisión de política. ¿Cuál es la política monetaria óptima en estos casos? Este documento plantea esta pregunta examinando si -una vez que el banco central adopta un esquema de meta inflacionaria- para una economía con múltiples monedas como medio de cambio, su bienestar es superior en el uso de reglas, respondiendo a la inflación esperada, y suavizar el tipo de cambio como se ejecuta en países con sustitución de monedas y metas de inflación como Perú.

### 3. El modelo

El modelo es bastante estándar más allá de las preferencias por saldos monetarios reales, en concordancia con Felices y Tuesta (2006). Existen dos bloques asimétricos y de diferente tamaño con diferentes preferencias en los hogares y tecnologías. La economía pequeña y abierta se define en el límite en el cual el tamaño relativo del bloque de mayor tamaño tiende al infinito. Existen dos vías por donde el modelo de una economía abierta estándar conlleva resultados interesantes. Por un lado, el dinero entra a la utilidad de manera no separable. Por otro lado, existe un bloque de desarrollo con un componente de tenencias en dólares dentro de la función de utilidad. Existen mercados de activos completos. El índice de consumo en cada bloque es de la forma CES anidado de Dixit-Stiglitz con componentes domésticos e importados, que consisten en una canasta de productos diferenciados para cada bloque. Los productores de bienes y la oferta de trabajo de los hogares tienen poder monopolístico y fijan precios en su propia moneda. Finalmente, existen rigideces de precios.

#### 3.1 Hogares

Normalizando la población total a la unidad, existen  $\nu$  hogares en el bloque “doméstico” y  $(1-\nu)$  hogares en el bloque extranjero. Un hogar representativo  $h$  en el bloque doméstico maximiza:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U \left( C_t(h), H_t, \frac{M_{H,t}(h)}{P_t}, \frac{M_{F,t}(h)S_t}{P_t}, N_t(h), \varepsilon_{C,t}, \varepsilon_{M_H,t}, \varepsilon_{M_F,t}, \varepsilon_{N,t} \right) \quad (1)$$



Donde  $E_t$  es el operador esperanza que indica las expectativas que se forman en el tiempo  $t$ ,  $\beta$  es el factor de descuento de los hogares,  $C_t(h)$  es el índice Dixit-Stiglitz del consumo definido posteriormente en (4),  $H_t = hC_{t-1}$  es el hábito externo,  $M_{H,t}(h)$  y  $M_{F,t}(h)$  son los saldos nominales de final de periodo en moneda nacional y extranjera, respectivamente,  $P_t$  es el índice de precios de Dixit-Stiglitz definido posteriormente en (13),  $S_t$  es el tipo de cambio nominal y  $N_t(h)$  son el número de horas trabajadas.  $\varepsilon_{C,t}$  es el choque de preferencias en la utilidad marginal de consumo y  $\varepsilon_{M_{H,t}}$ ,  $\varepsilon_{M_{F,t}}$  y  $\varepsilon_{N,t}$  son choques de demanda para moneda nacional, moneda extranjera y oferta de trabajo, respectivamente.

La utilidad intertemporal para el hogar “extranjero” representativo es definida analógica y simétricamente y las variables correspondientes (como el consumo) están definidas por  $C_t^*(h)$ , etc.

Un hogar representativo  $h$  debe obedecer la siguiente restricción presupuestaria:

$$\begin{aligned} & P_t C_t(h) + E_t(Q_{t,t+1} D_{t+1}(h)) + M_{H,t}(h) + M_{F,t}(h) S_t \\ & = W_t(h) N_t(h) + D_t(h) + M_{H,t-1}(h) + M_{F,t-1}(h) S_t + \Gamma_t(h) - T_t \end{aligned} \quad (2)$$

$D_{t+1}(h)$  es una variable aleatoria que denota el pago de un portafolio comprado en el momento  $t$  y  $Q_{t,t+1}$  es el precio del periodo- $t$  de un activo que paga una unidad de moneda doméstica en un momento específico del periodo  $t+1$  dividido por la probabilidad de ocurrencia de ese estado dada la información disponible en el periodo  $t$ .<sup>6</sup>  $W_t(h)$  es el salario,  $T_t$  es la tasa fija de impuestos y  $\Gamma_t(h)$  son los dividendos de la posesión de las firmas.

Asumimos la existencia de un bono nominal libre de riesgo de un periodo denominado en moneda nacional con una tasa de interés nominal  $R_t$  en el intervalo  $[t, t+1]$ , por lo que el arbitraje considera que  $E_t Q_{t,t+1} = \frac{1}{1+R_t}$ . Adicionalmente, si asumimos que la oferta de trabajo de los hogares

<sup>6</sup> Para la definición de activos estado-contingentes ver Galí (2007), pp. 153-154.



está diferenciada con una elasticidad de oferta  $\eta$ , entonces (como veremos debajo) la demanda por cada oferta de trabajo ofrecida por los consumidores por  $\nu_H$  hogares idénticos está dada por

$$N_t(h) = \left( \frac{W_t(h)}{W_t} \right)^{-\eta} N_t \quad (3)$$

Donde  $W_t = \left[ \frac{1}{\nu} \sum_{r=1}^{\nu} W_t(h)^{1-\eta} \right]^{\frac{1}{1-\eta}}$  y  $N_t = \left[ \left( \frac{1}{(1-\nu)} \right) \sum_{r=1}^{\nu} N_t(h)^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}}$  son el índice de salario promedio y el empleo promedio, respectivamente.

Sea el número de bienes diferenciados producidos en los bloques domésticos y externos  $n$  y  $(1-n)$  respectivamente, previa normalización del número total de bienes en el mundo a la unidad. Asumimos también que el ratio hogares a firmas es el mismo en cada bloque. Entonces,  $n$  y  $(1-n)$  (o  $\nu$  y  $(1-\nu)$ ) son medidas de tamaño. El índice de consumo per cápita del bloque de hogares está dado por

$$C_t(h) = \left[ w_H^{\frac{1}{\mu}} C_{H,t}(h)^{\frac{\mu-1}{\mu}} + (1-w_H)^{\frac{1}{\mu}} C_{F,t}(h)^{\frac{\mu-1}{\mu}} \right]^{\frac{\mu}{\mu-1}} \quad (4)$$

Donde  $\mu$  es la elasticidad de sustitución entre bienes domésticos y extranjeros,

$$C_{H,t}(h) = \left[ \left( \frac{1}{n} \right)^{\frac{1}{\zeta}} \sum_{f=1}^n C_{H,t}(f, h)^{(\zeta-1)/\zeta} \right]^{\zeta/(\zeta-1)} \quad (5)$$

$$C_{F,t}(h) = \left[ \left( \frac{1}{1-n} \right)^{\zeta} \sum_{f=1}^n C_{F,t}(f, h)^{(\zeta-1)/\zeta} \right]^{(\zeta-1)/\zeta} \quad (6)$$

Donde  $C_{H,t}(f, h)$  y  $C_{F,t}(f, h)$  denotan el consumo del hogar  $h$  de la variedad  $f$  de productos producidos en los bloques  $H$  y  $F$  respectivamente,  $\zeta$  es la elasticidad de sustitución entre las variedades de cada bloque (hay que notar que la elasticidad es igual para ambos bloques).



Análogamente las expresiones se mantienen para el bloque externo. Los pesos en la canasta de consumo en los dos bloques están definidos por

$$w_H = 1 - (1 - n)(1 - w_H) \quad (7)$$

$$w_F = 1 - n(1 - w_F) \quad (8)$$

En (7) y (8),  $w_H, w_F \in [0,1]$  son parámetros que capturan el grado de “sesgo” en ambos bloques. Si  $w_H = w_F = 1$  tenemos autarquía, mientras si  $w_H = w_F = 0$  nos da un caso de integración perfecta. Cuando  $\mu \rightarrow 1$  nos aproximamos a una función de utilidad tipo Cobb-Douglas  $C_t(h) = w_H^{w_H} (1 - w_H)^{-(1-w_H)} C_{H,t}(h)^{w_H} C_{F,t}(h)^{1-w_H}$  como en Clarida et al. (2002).

En el límite, el país de origen se convierte en pequeño cuando  $n \rightarrow 0$  y  $\nu \rightarrow 0$ . Entonces  $w_H \rightarrow \omega_H$  y  $w_F \rightarrow 1$ . Por lo tanto, el bloque externo se vuelve una economía cerrada siempre y cuando exista un grado de sesgo doméstico y  $\omega_H > 0$ , el bloque doméstico sigue consumiendo los bienes producidos domésticamente.

Si  $P_{H,t}(f)$ ,  $P_{F,t}(f)$  son los precios en moneda nacional de los bienes producidos por la firma  $f$  en el bloque relevante, por lo tanto la decisión intertemporal óptima está dada por los siguientes resultados estándares:

$$C_{H,t}(f, h) = \left( \frac{P_{H,t}(f)}{P_{H,t}} \right)^{-\zeta} C_{H,t}(h); \quad C_{F,t}(f, h) = \left( \frac{P_{F,t}(f)}{P_{F,t}} \right)^{-\zeta} C_{F,t}(h) \quad (9)$$

$$C_{H,t}(h) = w_H \left( \frac{P_{H,t}}{P_t} \right)^{-\mu} C_t(h); \quad C_{F,t}(h) = (1 - w_H) \left( \frac{P_{F,t}}{P_t} \right)^{-\mu} C_t(h) \quad (10)$$

Donde los índices de precios agregados para paquetes de consumo doméstico y extranjero están dados por

$$P_{H,t} = \left[ \frac{1}{n} \sum_{f=1}^n P_{H,t}(f)^{1-\zeta} \right]^{\frac{1}{1-\zeta}} \quad (11)$$



$$P_{F,t} = \left[ \frac{1}{1-n} \sum_{f=1}^{1-n} P_{F,t}(f)^{1-\zeta} \right]^{\frac{1}{1-\zeta}} \quad (12)$$

Y el índice de precios al consumidor doméstico  $P_t$  está dado por

$$P_t = \left[ w_H (P_{H,t})^{1-\mu} + (1-w_H) (P_{F,t})^{1-\mu} \right]^{\frac{1}{1-\mu}} \quad (13)$$

De forma similar, el bloque extranjero tiene

$$P_t^* = \left[ w_F (P_{F,t}^*)^{1-\mu^*} + (1-w_F) (P_{H,t}^*)^{1-\mu^*} \right]^{\frac{1}{1-\mu^*}} \quad (14)$$

Permitamos a  $S_t$  ser el tipo de cambio nominal. La ley de un solo precio se aplica a los productos

diferenciados tal que  $\frac{S_t P_{F,t}^*}{P_{F,t}} = \frac{S_t P_{H,t}^*}{P_{H,t}}$ . Entonces, el tipo de cambio real  $REER_t = \frac{S_t P_t^*}{P_t}$  y los términos de

intercambio, definidos como la relación doméstica de precios relativos entre importaciones y

exportaciones  $\mathbf{T}_t = \frac{P_{F,t}}{P_{H,t}}$ , están relacionadas por la siguiente expresión:<sup>7</sup>

$$REER_t = \frac{S_t P_t^*}{P_t} = \frac{\left[ w_F + (1-w_F) \mathbf{T}_t^{\mu^*-1} \right]^{\frac{1}{1-\mu^*}}}{\left[ 1-w_H + w_H \mathbf{T}_t^{\mu-1} \right]^{\frac{1}{1-\mu}}} \quad (15)$$

Por lo tanto, si  $\mu = \mu^*$ , entonces  $REER_t = 1$  y se aplica la ley de un solo precio para los índices agregados si  $w_F = 1 - w_H$ . Esta condición se cumple si no hay sesgo doméstico. Si existe un sesgo doméstico, el tipo de cambio real se aprecia ( $REER_t$  disminuye) cuando los términos de intercambio se deterioran.

Asumimos que los salarios son flexibles. Por lo que maximizando (1) sujeto a (2) y (3), tratando al hábito como exógeno, e imponiendo simetría para los hogares (tal que  $C_t(h) = C_t$ , etc), brinda los siguientes resultados<sup>8</sup>

<sup>7</sup> La definición de los términos de intercambio utilizada aquí es la inversa de la utilizada en el BCRP.

<sup>8</sup> Para derivar la ecuación (16) (ecuación de Euler) asumimos que existan activos de Arrow ("Arrow securities"). Para una definición ver Allen y Gale, 2007, capítulo 2.

$$Q_{t,t+1} = \beta \frac{U_{C,t+1} P_t}{U_{C,t} P_{t+1}} \quad (16)$$

$$U_{M_H,t} = U_{C,t} \left[ \frac{I_t}{1+I_t} \right] \quad (17)$$

$$U_{M_F,t} = U_{C,t} \left[ \frac{I_t^*}{1+I_t^*} \right] \quad (18)$$

$$\frac{W_t}{P_t} = -\frac{\eta}{(\eta-1)} \frac{U_{N,t}}{U_{C,t}} \quad (19)$$

Donde  $U_{C,t}$ ,  $U_{M_H,t}$ ,  $U_{M_F,t}$ , y  $-U_{N,t}$  son la utilidad marginal del consumo, las tenencias de dinero en ambas monedas y la desutilidad marginal del trabajo respectivamente. Tomando las expectativas de (16) obtenemos una regla de la familia Keynes-Ramsey:

$$1 = \beta(1+I_t)E_t \left( \frac{U_{C,t+1} P_t}{U_{C,t} P_{t+1}} \right) \quad (20)$$

En (17) la demanda por saldos monetarios depende positivamente del hábito de consumo y negativamente frente a la tasa de interés nominal. Si, como es común en la literatura, se adopta una función de utilidad que es separable en las tenencias de dinero, entonces dado cierto escenario posterior para el banco central e ignorando el señoreaje en la restricción presupuestaria del gobierno, la demanda de dinero es completamente recursiva al resto del sistema descrito en nuestro modelo macroeconómico. Sin embargo, una función de utilidad separable es inverosímil (ver Woodford (2003), capítulo 3, sección 3.4) y siguiendo a Felices y Tuesta (2006) no seguiremos esta ruta. En (19) el salario real disponible es proporcional a la tasa marginal de sustitución entre el consumo y el ocio,  $-\frac{U_{N,t}}{U_{C,t}}$ , esta proporción constante refleja el poder de mercado de los hogares que proviene de la oferta monopolística de un factor de insumo diferenciado con elasticidad  $\eta$ .



### 3.2 Productores nacionales

En el sector de bienes domésticos cada bien diferenciado  $f$  es producido por una sola firma  $f$  usando sólo mano de obra diferenciada con una función de producción de retornos constantes en tecnología CES:

$$Y_t(f) = A_t \left[ \left( \frac{1}{\nu} \right)^{\frac{1}{\eta}} \sum_{r=1}^{\nu} N_t(f, h)^{(\eta-1)/\eta} \right]^{\eta/(\eta-1)} \equiv A_t N_t(f) \quad (21)$$

Donde  $N_t(f, h)$  es el insumo de trabajo del tipo  $r$  de la firma  $f$  y  $A_t$  es el choque exógeno que captura los cambios en la tendencia del factor de productividad en el sector. Minimizando costos  $\sum_{f=1}^{\nu} W_t(h) N_t(f, h)$  se obtiene que la demanda de trabajo para cada firma  $f$  es

$$N_t(f, h) = \left( \frac{W_t(h)}{W_t} \right)^{-\eta} N_t(f) \quad (22)$$

Y agregando respecto a las firmas se obtiene la demanda de trabajo, como se muestra en (3).<sup>9</sup> El producto per cápita por bloque de hogar esta dado por

$$Y_t = A_t N_t \quad (23)$$

En un equilibrio de hogares iguales, todos los salarios se ajustan al mismo nivel  $W_t$ . Para un análisis posterior es útil definir el costo marginal real (MC) como el salario relativo al precio del productor nacional. Usando (19) y (23) podemos escribirlo como

$$MC_t \equiv \frac{W_t}{A_t P_{H,t}} = - \frac{\eta}{(\eta-1)} \frac{U_{N,t}}{U_{C,t}} \left( \frac{P_t}{P_{H,t}} \right) \quad (24)$$

<sup>9</sup> Notar que  $N_t = \frac{1}{\nu} \sum_{f=1}^{\nu} N_f(f) = \left[ \left( \frac{1}{\nu} \right)^{\frac{1}{\eta}} \sum_{r=1}^{\nu} N_t(h)^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}}$ , entonces en un equilibrio simétrico de firmas y

hogares idénticos  $nN_t(f) = \nu N_t(h)$ . Tal equilibrio simétrico se aplica para un caso de precios flexibles de nuestro modelo, pero no para un caso de precios rígidos donde en cada punto del tiempo algunas firmas están sujetas a contratos de precios y salarios, pero otras reoptimizan estos contratos.

Respecto a la fijación de precios, asumimos que existe la probabilidad de  $1 - \xi_H$  en cada periodo que el precio de cada bien  $f$  se fije de manera óptima a  $\hat{P}_{H,t}(f)$ . Si el precio no se reoptimiza, entonces se mantiene constante.<sup>10</sup> Para cada producto  $f$  el objetivo es que en el tiempo  $t$  se elija  $\hat{P}_{H,t}(f)$  que maximiza el valor presente de sus beneficios.<sup>11</sup>

$$E_t \sum_{k=0}^{\infty} \xi_H^k Q_{t,t+k} Y_{t+k}(f) \left[ \hat{P}_{H,t}(f) - P_{H,t+k} MC_{t+k} \right] \quad (25)$$

Donde  $Q_{t,t+k}$  es el factor de descuento en el intervalo  $[t, t+k]$ , sujeto a una demanda común<sup>12</sup> de pendiente decreciente por parte de los consumidores domésticos e importadores extranjeros de elasticidad  $\zeta$  como en (9). La solución de este problema es

$$E_t \sum_{k=0}^{\infty} \xi_H^k Q_{t,t+k} Y_{t+k}(f) \left[ \hat{P}_{H,t}(f) - \frac{\zeta}{(\zeta - 1)} P_{H,t+k} MC_{t+k} \right] = 0 \quad (26)$$

y por la ley de los grandes números la evolución del índice de precios está dada por

$$P_{H,t+1}^{1-\zeta} = \xi_H (P_{H,t})^{1-\zeta} + (1 - \xi_H) (\hat{P}_{H,t+1}(f))^{1-\zeta} \quad (27)$$

### 3.3 El Equilibrio

En equilibrio, los mercados de bienes, mercados de dinero y mercados de bonos se aclaran. Equilibrando la oferta y la demanda para los consumidores de bienes y asumiendo que el gasto de gobierno va exclusivamente a bienes domésticos obtenemos

$$Y_t = C_{H,t} + \frac{1-\nu}{\nu_H} C_{H,t}^* + G_t \quad (28)$$

<sup>10</sup> Por lo que podemos interpretar  $\frac{1}{1-\xi_H}$  como la duración promedio de los precios que se mantienen sin cambios.

<sup>11</sup> El símbolo  $E_t$  indica el operador de expectativas al tiempo  $t$ .

<sup>12</sup> Recordemos que hemos impuesto una condición de simetría  $\zeta = \zeta^*$  en este punto; i.e., la elasticidad de sustitución entre bienes diferenciados producidos entre cualquier bloque es la misma para los consumidores en ambos bloques.



Donde el gasto per cápita del gobierno ( $G_t$ ) es exógeno. En este primer modelo la política fiscal es rudimentaria: un presupuesto del gobierno balanceado

$$P_{H,t}G_t = M_{H,t} - M_{H,t-1} + T_t \quad (29)$$

completa el modelo.

Dadas las tasas de interés nominales  $I_t, I_t^*$  la oferta monetaria es determinada por el banco central para que se acomode a la demanda de dinero. Por la Ley de Walras podemos dispensar de la condición de equilibrio del mercado de bonos, por lo que el equilibrio está definido en  $t = 0$  como secuencias estocásticas  $C_t, C_{Ht}, C_{Ft}, P_{Ht}, P_{Ft}, P_t, M_{H,t}, M_{F,t}, W_t, Y_t, N_t, P_{Ht}^0$ , con sus 12 contrapartes extranjeras  $C_t^*$ , etc,  $RER_t$  y  $S_t$  están dados por los índices de precios previos y los procesos exógenos  $\varepsilon_t, \varepsilon_{M,t}, \varepsilon_{M^*,t}, \varepsilon_{N,t}, A_t, G_t$ , y sus contrapartes extranjeras.

De (16) y su contraparte extranjera obtenemos

$$Q_{t,t+1} = \beta \frac{U_{C,t+1}}{U_{C,t}} \frac{P_t}{P_{t+1}} = \beta \frac{(U_{C,t+1})^*}{(U_{C,t})^*} \frac{P_t^* S_t}{P_{t+1}^* S_{t+1}} \quad (30)$$

Definimos  $z_t = \frac{S_t P_t^*}{P_t} \frac{U_{C,t}}{(U_{C,t})^*}$ . Entonces asumiendo tenencias iniciales idénticas de riqueza en ambos

bloques, (30) implica que  $z_{t+1} = z_t = z_0$  donde el consumo inicial relativo denominados en precios en moneda nacional reflejan las diferencias iniciales de riqueza de los dos bloques. Por lo tanto<sup>13</sup>

$$\frac{U_{C,t}}{(U_{C,t})^*} = \frac{z_0 P_t}{S_t P_t^*} = \frac{z_0}{RER_t} \quad (31)$$

<sup>13</sup> (31) es la razón de riesgo del consumo, dado que calcula la tasa marginal de sustitución de precios relativos, como se obtendría si la utilidad fuera maximizada conjuntamente por un planificador social (ver Sutherland (2002)). La condición (31) ("risk-sharing condition"), sigue inmediatamente la (30), que, a su vez, es una consecuencia del supuesto de mercados completos. Denota que (20) y (31) juntas implican una condición de tasas de interés descubierta (ver Benigno y Benigno, 2001).

### 3.4 La Especialización de la Función de Utilidad de los Hogares

La utilidad de un periodo en (1),

$U\left(C_t(h) - hC_{t-1}, \frac{M_{H,t}(h)}{P_t}, \frac{M_{F,t}(h)S_t}{P_t}, N_t(h), \varepsilon_t, \varepsilon_{M_{H,t}}, \varepsilon_{M_{F,t}}, \varepsilon_{N,t}\right)$  en (1) es ahora especializada a:

$$U \equiv (\varepsilon_t + 1) \left[ \frac{\Phi(h)^{1-\sigma}}{1-\sigma} + (\varepsilon_{N,t} + \kappa) \frac{N_t(h)^{1+\phi}}{1+\phi} \right] \quad (32)$$

Donde

$$\Phi(h) \equiv \left[ b(C_t(h) - hC_{t-1})^{\frac{\theta-1}{\theta}} + (1-b)Z_t(h)^{\frac{\theta-1}{\theta}} \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \quad (33)$$

$$Z_t(h) \equiv \left[ a \left( \frac{(\varepsilon_{M_{H,t}} + 1)M_{H,t}(h)}{P_t} \right)^{\frac{\chi-1}{\chi}} + (1-a) \left( \frac{(\varepsilon_{M_{F,t}} + 1)S_t M_{F,t}(h)}{P_t} \right)^{\frac{\chi-1}{\chi}} \right]^{\frac{\chi}{\chi-1}} \quad (34)$$

Entonces de (17) y (18) la demanda relativa por moneda extranjera y nacional es

$$RF_t \equiv \frac{M_{F,t}S_t}{M_{H,t}} = \left( \frac{I_t^*(1+I_t)a}{(1+I_t^*)I_t(1-a)} \right)^{-\chi} \quad (35)$$

La característica importante de la función de utilidad (1) es que  $U_{C,M_H} > 0$  y  $U_{C,M_F} > 0$  si  $\sigma\theta > 1$  en cada caso donde las tenencias de moneda y el consumo son complementarios. De (35) la tenencia relativa de dólares cambia endógenamente con política monetaria en los dos bloques que se elevan mientras el tipo de cambio se deprecia ( $S_t$  disminuye) y la tasa de interés relativa entre nacional y extranjera  $\frac{I_t}{I_t^*}$  se eleva.

### 3.5 El estado estacionario

Un estado estacionario determinístico y sin inflación, denotado por las variables sin el subíndice temporal, está dado por

$$C_H = w_H \left( \frac{P_H}{P} \right)^{-\mu} C \quad (36)$$

$$C_F = (1 - w_H) \left( \frac{P_F}{P} \right)^{-\mu} C \quad (37)$$

$$P = \left[ w_H P_H^{1-\mu} + (1 - w_H) P_F^{1-\mu} \right]^{\frac{1}{1-\mu}} \quad (38)$$



$$\frac{W}{P} = \frac{\kappa N^\phi}{U_C \left(1 - \frac{1}{\eta}\right)} \quad (39)$$

$$1 = \beta(1+I) \quad (40)$$

$$Y = AN \quad (41)$$

$$P_H = \hat{P}_H = \frac{W}{A \left(1 - \frac{1}{\zeta}\right)} \quad (42)$$

$$Y = C_H + \frac{1-\nu}{\nu} C_H^* + G = C + G \quad (43)$$

$$T = G \quad (44)$$

$$U_{M_H} = U_C \frac{I}{1+I} \quad (45)$$

$$U_{M_F} = U_C \frac{I^*}{1+I^*} \quad (46)$$

$$U_C = b\Phi^{\frac{1}{\theta}-\sigma} (C(1-h))^{-\frac{1}{\theta}} \quad (47)$$

Donde

$$\Phi \equiv \left[ b(C(1-h))^{\frac{\theta-1}{\theta}} + (1-b)Z^{\frac{\theta-1}{\theta}} \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \quad (48)$$

$$Z \equiv \left[ a \left( \frac{M_H}{P} \right)^{\frac{\zeta-1}{\zeta}} + (1-a) \left( \frac{M_F}{P} \right)^{\frac{\zeta-1}{\zeta}} \right] \quad (49)$$

Más sus contrapartes extranjeras que son idénticas exceptuando que en el bloque extranjero todas las tenencias de dinero son en moneda extranjera entonces  $a^* = 1$ . El estado estacionario se complementa con las siguientes ecuaciones:

$$\mathbf{T} = \frac{P_F}{P_H} \quad (50)$$

$$RER = \frac{SP^*}{P} \quad (51)$$

$$U_C = U_C^* \frac{z_0}{RER} \quad (52)$$

Las unidades de producto son elegidas tal que  $P_H = P_F = 1$ . Por lo tanto  $\mathbf{T} = P = 1$ . También normalizamos  $S = 1$  en el estado estacionario por lo que  $P_F^* = P_H^* = P^* = 1$ . Entonces en el estado estacionario la condición de diversificación de riesgo (52) se convierte en  $C = kC^*$  donde  $k$  es constante.

### 3.6 La representación estado espacio

Podemos escribir el modelo de dos bloques en una representación de estado espacio como sigue

$$\begin{bmatrix} z_{t+1} \\ E_t \mathbf{x}_{t+1} \end{bmatrix} = A \begin{bmatrix} z_t \\ \mathbf{x}_t \end{bmatrix} + B \circ_t + C \begin{bmatrix} i_t \\ i_t^* \end{bmatrix} + D \mathbf{v}_{t+1} \quad (53)$$

$$F \circ_t = H \begin{bmatrix} z_t \\ \mathbf{x}_t \end{bmatrix} + J \begin{bmatrix} i_t \\ i_t^* \end{bmatrix} \quad (54)$$

Donde  $z_t = [a_t, a_t^*, g_t, g_t^*, \varepsilon_{C,t}, \varepsilon_{C,t}^*, \varepsilon_{N,t}, \varepsilon_{N,t}^*]$  es el vector de las variables exógenas predeterminadas,  $\mathbf{x}_t = [u_{c,t}, u_{c,t}^*, \pi_{H,t}, \pi_{F,t}^*, \hat{u}_{c,t}, \hat{c}_t^*]$  son las variables no predeterminadas, y  $\circ_t = [mc_t, mc_t^*, c_t, y_t, y_t^*, rer_t, \tau_t, \hat{c}_t, \hat{y}_t, \hat{y}_t^*, \hat{rer}_t, \hat{\tau}_t]$  es el vector de resultados. Las matrices  $A$ ,  $B$ , etc. son funciones de los parámetros modelados. Las expectativas racionales son formadas asumiendo un conjunto de información  $\{z_{1,s}, z_{2,s}, x_s\}$ ,  $s \leq t$ , el modelo y la regla monetaria.

### 3.7 Una economía pequeña y abierta

En línea con Felices y Tuesta (2006) tomamos  $i_t^*$  como un proceso exógeno dado que  $i_{t+1}^* = \rho_i^* i_t^* + \nu_{i,t}^*$  y asumimos  $\pi_{F,t}^* = 0$ . Permitamos  $n \rightarrow 0$  y  $w_H \rightarrow \omega_H$ ,  $w_F \rightarrow 1$ ,  $\alpha_H \rightarrow \omega_H \frac{C}{Y}$  y  $\alpha_F \rightarrow (1 - \omega_F) \frac{C^*}{Y^*}$ .

Entonces  $u_{c,t+1}^* = u_{c,t}^* - i_t^*$  donde  $u_{c,t}^* = -\sigma_{c,t}^* + \varepsilon_{c,t}^*$  y la representación estado espacio sigue como antes con  $z_t = [a_t, g_t, \varepsilon_{C,t}, \varepsilon_{C,t}^*, \varepsilon_{N,t}, i_t^*]$  como un vector de variables exógenas predeterminadas,  $\mathbf{x}_t = [u_{c,t}, u_{c,t}^*, \pi_{H,t}, \hat{u}_{c,t}]$ , como un vector de variables no predeterminadas, y  $\circ_t = [mc_t, c_t, y_t, rer_t, \tau_t, \hat{c}_t, \hat{y}_t, \hat{i}_t, \hat{rer}_t, \hat{\tau}_t]$ .



Con el fin de proceder con el análisis en la siguiente sección reescribimos el sistema en su forma reducida correspondiente a (67). Ignorando los procesos exógenos excepto la tasa de interés internacional,  $i_t^*$ , (por lo que  $a_t = g_t = \varepsilon_{C,t} = \varepsilon_{C,t}^* = \varepsilon_{N,t} = 0$ ) y las ecuaciones que definen una economía de precios flexibles, el menor número posible de variables estado espacio resulta ser  $u_{c,t}$  y  $\pi_{H,t}$ , más  $i_{t-1}$  necesarias para implementar una regla, en la próxima sección. Luego de cierto esfuerzo podemos expresar el sistema determinístico dadas las tasas de interés como

$$E_t u_{c,t+1} = u_{c,t} - \omega_H (i_t - E_t \pi_{H,t+1}) - (1 - \omega_H) i_t^* \quad (55)$$

$$\beta E_t \pi_{H,t+1} = \pi_{H,t} + \gamma u_{c,t} - \kappa i_t \quad (56)$$

Donde, sin hábitos ( $h = 0$ )

$$u_{c,t} = -\sigma c_t + \delta [\bar{a} i_t + (1 - \bar{a}) i_t^*] + \varepsilon_{C,t} \quad (57)$$

$$\delta = \beta(\sigma\theta - 1)(1 - b_1) \quad (58)$$

$$b_1 = \left( \frac{b}{b + (1-b)\alpha^{\frac{\theta-1}{\theta}}} \right) \quad (59)$$

$$\bar{a} = a^\chi / (a^\chi + (1-a)^\chi) \quad (60)$$

$$\alpha = \left( a + a^{1-\chi} (1-a)^\chi \right)^{\frac{\theta}{\chi-1}} \left( \frac{(1-b)a}{b(1-\beta)} \right)^\theta \quad (61)$$

$$\gamma = \lambda_H \left( \frac{1}{\omega_H} + \frac{\phi\alpha_H}{\sigma} + \frac{\phi\mu}{\omega_H} (\alpha_H(1-\omega_H) + \alpha_F) \right) \quad (62)$$

$$\kappa = \frac{\lambda_H \phi \alpha_H \delta \bar{a}}{\sigma} \quad (63)$$

Las ecuaciones (55) y (56) forman la base del análisis de la siguiente sección. La importante característica de la curva de Phillips modificada, (56) con una función de utilidad no separable en el dinero y consumo, es la forma en que las tasas de interés impactan en la inflación doméstica. De (56) y (57) la elasticidad de la inflación doméstica con respecto a  $i_t$  esta dada por



$\left(\gamma - \frac{\lambda_H \phi \alpha_H}{\sigma}\right) \bar{a} > 0$ , entonces mientras la dolarización sea solamente parcial ( $a > 0$ ), existe un efecto negativo directo en la inflación de incrementar la tasa de interés a través de un efecto indirecto por la reducción en el consumo. Este efecto directo disminuye cuando el grado de dolarización se incrementa y desaparece si la dolarización es total ( $a = 0$ ). De manera similar, a mayor grado de dolarización, menor es el impacto de la tasa de interés doméstica en la demanda agregada y por lo tanto en el producto. Por lo tanto, la capacidad del banco central para estabilizar tanto la inflación como el producto usando la tasa de interés se reduce con la dolarización. Es importante notar que sin dolarización ( $a = 1$ ),  $\alpha > 0$  y por lo tanto  $b_a < 1$ . La tasa de interés doméstica impacta en la utilidad marginal del consumo solo a través de los efectos de la no-separabilidad de las tenencias de dinero y consumo. Sin embargo con dolarización total, ( $a = 0$ ),  $\alpha = 0$  y  $b_1 = 1$ . Entonces  $\delta = 0$ ,  $u_{C,t} = -\sigma c_t$  y el modelo es “isomórfico a una economía abierta estándar con una función de utilidad separable” como fue estudiado, por ejemplo, en Clarida et al. (2002).

#### 4. Estabilidad y análisis de determinación de las reglas de tasas de interés

Las reglas de tasa de interés para una economía abierta encontradas en la literatura (ver por ejemplo Benigno y Benigno (2004)) son:

**Régimen de Tipo de Cambio Fijo:** Como mostraremos debajo esto se implementa a través de  $i_t = i_t^* + \theta_s s_t$  donde  $\theta_s > 0$  lo que es suficiente tanto para mantener el régimen como para estabilizar la economía. Para este régimen con el manejo del tipo de cambio tenemos que agregar al sistema una ecuación para el tipo de cambio.

**Régimen de Tipo de Cambio Flexible:** En general será una regla basada en la proyección de la inflación (IFB)- una regla tipo Taylor:

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1 - \rho) [\theta_\pi E_t \pi_{H,t+j} + \theta_y (y_t - \hat{y}_t)] \quad (64)$$

o de manera alternativa con la inflación del índice de precios al consumidor (IPC) (en este caso tenemos que incorporar  $\pi_t$  en la regla).



**Régimen de Tipo de Cambio con flotación sucia:** Nuevamente será una regla tipo IFB-Taylor más una meta de tipo de cambio:

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1 - \rho) [\theta_\pi E_t \pi_{H,t+j} + \theta_y (y_t - \hat{y}_t) + \theta_s (s_t - s_t^T)] \quad (65)$$

o de manera alternativa con una inflación IPC.  $s_t^T$  es el tipo de cambio meta y puede seguir un proceso exógeno.

En el resto de la sección nos enfocamos en las reglas de tasa de interés con metas inflacionarias que responden sólo a la inflación y no a la brecha de producto, o al tipo de cambio nominal o ambos. Esto hace que el análisis sea tratable pero existen otras razones para examinar dichas reglas. Primero porque la brecha de producto no es observable directamente lo que dificulta implementar una regla tipo Taylor en la práctica. Segundo, meta inflacionaria pura o una meta inflacionaria con flotación sucia es uno de los objetivos de muchos bancos centrales modernos. Finalmente, existe un interés intrínseco por ver en que magnitud una economía puede ser estabilizada con la regla más simple posible que considere como máximo dos variables nominales.

#### 4.1 Condiciones de unicidad y estabilidad

Las reglas de tasas de interés fijadas anteriormente en este documento toman la siguiente forma general

$$i_t = G \begin{bmatrix} z_t \\ x_t \end{bmatrix} \quad (66)$$

De (53), (54) y (66) obtenemos un sistema determinístico bajo control como

$$\begin{bmatrix} z_{t+1} \\ E_t x_{t+1} \end{bmatrix} = K(G) \begin{bmatrix} z_t \\ x_t \end{bmatrix} \quad (67)$$

Donde  $K(G)$  es la matriz que funciona como retroalimentación para los parámetros definiendo la matriz  $G$ . La condición para un equilibrio único y estable depende en la magnitud de los valores propios de la matriz  $K(G)$ . Si el número de los valores propios fuera del círculo unitario es igual al



número de variables no predeterminadas, el sistema tiene un equilibrio único con un punto de silla  $x_t = -Nz_t$ , donde  $N = N(G)$ . (Ver Blachard y Kahn (1980); Currie y Levine (1993)). La inestabilidad ocurre cuando el número de valores propios de  $K(G)$  que se encuentran fuera del círculo unitario es mayor al número de variables no-predeterminadas. Esto implica que la economía ha sido empujada por un choque fuera de su estado estacionario, y no puede converger de vuelta, y termina con una dinámica de inflación explosiva (hiperinflación o hiperdeflación). En contraste, la indeterminación ocurre cuando el número de valores propios de  $K(G)$  fuera del círculo unitario es menor al número de variables no predeterminadas. Esto implica que cuando un choque desplaza a la economía de su estado estacionario, existen varios caminos que lo regresan al equilibrio, i.e. existen múltiples soluciones bien comportadas de expectativas racionales en el modelo de la economía. Con reglas partiendo del futuro “forward-looking” esto puede ocurrir cuando los formuladores de política reaccionan a las expectativas de inflación de los agentes privados y éstas a su vez son llevadas por choques aleatorios no-fundamentales (i.e. no basados en preferencias o tecnología), usualmente nombrados como “manchas solares”. Si los hacedores de política fijan los coeficientes de la regla para acomodarse a esas expectativas el resto se convierte en auto-cumplida. Por lo que la regla no puede derribar el comportamiento de uno o más variables reales y/o nominales, haciendo muchas sendas compatibles con el equilibrio (ver Kerr y King, 1996; Chari et al., 1998; CGG, 2000; Carlstrom y Fuerst, 1999 y Carlstrom y Fuerst, 2000; Svensson y Woodford, 1999 y Woodford, 2000).

#### **4.2 Resultados previos para un modelo de economía pequeña y abierta**

Hasta ahora, el tema de la dolarización ha sido introducido asumiendo una función de utilidad de las familias no separable en consumo y saldos reales, donde estos últimos incorporan tenencias de dinero doméstico y extranjero. Esto nos lleva a un comportamiento de fijación de precios de las firmas que responde a los niveles actuales y futuros de tasas de interés, así como también a los valores actuales y futuros de la producción y del consumo. Para poner nuestros resultados en contexto, primero revisamos los resultados de meta inflacionaria pura obtenidos en Batini et al. (2004) previamente calculados en un modelo estándar de economía abierta con una función de utilidad separable, en cuyo caso la dolarización no tiene impactos en el modelo. Ese modelo es un caso especial considerando  $\delta = 0$ . El mismo resultado se mantiene para una economía totalmente dolarizada, el cual es nuevamente un caso especial del modelo de este documento con  $a = 0$  y  $i_t^*$  como proceso exógeno que no juega un papel en las propiedades de estabilización.



Considere tanto una economía con una función de utilidad separable en consumo o dinero o una economía totalmente dolarizada. De Batini et al. (2004)<sup>14</sup> estos resultados son un régimen de tipo de cambio flotante<sup>15</sup> sin respuesta a la brecha producto ( $\theta_y = 0$ ): (a) el sistema es determinado y estable para una regla de tasas de interés que se retroalimenta de la inflación doméstica (precios del productor) o del IPC; (b) Existe un horizonte  $J$  donde el sistema es indeterminado para toda la retroalimentación de los parámetros por la inflación doméstica o del IPC en el tiempo  $j > J$ . Un resultado similar se obtiene cuando la retroalimentación es en la inflación promedio esperada en un horizonte de tiempo, donde el valor crítico es aproximadamente  $2J$ . El valor crítico  $J$  es primariamente dependiente del parámetro de suavizamiento  $\rho$  de la regla de tasas de interés, definida anteriormente; (c) El potencial de indeterminación de las reglas IFB se empeora cuando está basado en la inflación IPC en lugar de la obtenida del precio de los productores y se convierte en sustantivamente peor cuando el sesgo local disminuye.

### 4.3 Régimen de tipo de cambio fijo

Es necesario aumentar al sistema una ecuación que define la relación a la variación de la tasa de interés nominal con la variación de los términos de intercambio e inflación:

$$s_t = s_{t-1} + \tau_t - \tau_{t-1} + \pi_{Ht} \quad (68)$$

Es importante señalar las implicancias que tiene esta ecuación en la retroalimentación del tipo de cambio nominal a través de (65) es una forma de “control integral” (i.e. una suma de todos los valores pasados) en la inflación. Es conocido que las reglas de control integral son robustas en términos de sus propiedades de estabilización.

Considerando  $i_t = i_t^* + \theta_s s_t$  definida anteriormente y tomando transformaciones  $z$  de (55), (56) y (68), es fácil demostrar que la ecuación se convierte en

$$[(z-1)(z-\rho) - (1-\rho)\theta_s z][(z-1)(\beta z - 1) - \gamma \omega_H z] = 0 \quad (69)$$

Donde  $z$  es el operador de adelantos. Podemos demostrar:

<sup>14</sup>Este trabajo previo examina un modelo de dos bloques simétrico, pero las propiedades de estabilidad de la forma diferenciada del modelo son idénticas a las de la economía pequeña y abierta analizada aquí.

<sup>15</sup>Los resultados de la flotación sucia son presentados luego.



## Proposición 1

(a) El sistema es estable y determinado para los valores de  $\theta_s > 0$

(b) El tipo de cambio nominal es fijo.

**Todas las pruebas** se encuentran demostradas en el Apéndice B

Como Benigno y Benigno (2004) enfatizan, la retroalimentación de tasa de interés a las tasas de interés no es operativa en el equilibrio cuando  $s_t = 0$  en todo momento. Tampoco es la *creencia* que la autoridad monetaria responda de esta forma para pequeños  $\theta_s$  que mantienen fijo el tipo de cambio. En este régimen la tasa de interés doméstica en la curva de Phillips en (56) se mantiene fija también, entonces ni la función de utilidad no separable ni la existencia de dolarización tienen un impacto en la ecuación característica (68) y en las propiedades de estabilidad.

### 4.4 Régimen de tipo de cambio flotante

Ahora consideramos la regla (64). Concentrándonos en las reglas que involucran solo a la inflación, que nuevamente ignora todas las variables exógenas y estocásticas, nos lleva a la ecuación característica: (64), (55) está dada

$$(z - \rho)[(z - 1)(\beta z - 1) - \gamma \omega_H z] + (1 - \rho)\theta_\pi z^{j+1}[\kappa(z - 1) + \omega_H \gamma] = 0 \quad (70)$$

Los efectos de la dolarización pueden ser evaluados a través de la variación de  $\kappa$ , que es proporcional a  $a$ , donde  $1 - a$  es el grado de dolarización.

Como fue señalado en la sección anterior, el caso sin dolarización es visto fácilmente como equivalente al de una función de utilidad separable. Es más, para el caso  $\omega_H = 1$ , es equivalente al de una economía cerrada. Esto resalta los resultados de la sección previa.

Para el caso de una economía parcialmente dolarizada,  $\kappa > 0$  y resulta que los resultados correspondientes son altamente dependientes del ratio  $\omega_H \gamma / \kappa$ . Algebraicamente, la razón para esto es que la retroalimentación del coeficiente  $\theta_\pi$  en la inflación se incrementa, una de las raíces de (70) tiende a  $z = 1 - \omega_H \gamma / \kappa$ ; esto en principio puede tomar cualquier valor menor a 1.



## Proposición 2

Si  $2 < \omega_H \gamma / \kappa$  (i.e.  $1 - \omega_H \gamma / \kappa < -1$ ), entonces cualquier retroalimentación en la inflación actual ( $j = 0$ ) lleva a la estabilidad y la determinación.

**Prueba:** Ver apéndice

Así, mientras el grado de dolarización decrece (i.e. al incrementar  $a$ ), el valor de  $\kappa$  incrementa, y  $\omega_H \gamma / \kappa$  decrece. Por lo tanto, podemos deducir que existe menor probabilidad de estabilidad y determinación a medida que la dolarización disminuye. La distinción entre valores altos y bajos de  $a$  es más aparente cuando  $\omega_H$  es pequeño.<sup>16</sup>

Sin embargo, para  $j > 0$  no existe garantía de que la condición anterior asegure una única senda para el sistema. Existe la posibilidad de que para varios valores de  $j$  existan dos rangos separados de  $\theta_\pi$  que garanticen esto. Nosotros a pesar de esto podemos proveer las siguientes condiciones de suficiencia, que son similares a las de la sección anterior.

## Proposición 3

Cuando  $j > J$

$$\text{Donde } J = 1/(1 - \rho) + (1 - \beta - \kappa)/\gamma\omega_H \quad (71)$$

La regla de retroalimentación en las expectativas de inflación es indeterminada para los valores de  $\theta_\pi$ .<sup>17</sup>

Este último es un resultado bastante fuerte, e impone un rango superior en el horizonte de la regla IFB. Además, mientras la dolarización decrece,  $\kappa$  se incrementa, entonces el horizonte de indeterminación es siempre menor. Una vez más, el sistema es más propenso a la indeterminación si la dolarización decrece.

<sup>16</sup> Recordemos que  $\omega_H = 0$  corresponde a la ausencia de sesgo doméstico por los bienes de consumo.

<sup>17</sup> Estrictamente, existen algunas condiciones de suficiencia en los parámetros fácilmente satisfechas que son requeridas adicionalmente.

### 4.5 Régimen de tipo de cambio con flotación sucia

Ahora considere la regla (65). Ignorando la retroalimentación de las desviaciones del producto, es fácil demostrar que la ecuación característica se convierte en

$$[(z - 1)(z - \rho) - (1 - \rho)\theta_s z][(z - 1)(\beta z - 1) - \gamma\omega_H z] + (1 - \rho)\theta_\pi z^{j+1}(z - 1)[\kappa(z - 1) + \omega_H \gamma] = 0 \quad (72)$$

cuando introducimos términos adicionales de retroalimentación para la inflación, los resultados de la sección previa son en cierto grado mejorados, y la combinación de ambos términos de retroalimentación llevan a un menor rango donde existe indeterminación.

### Proposición 4

Para cualquier valor de retroalimentación del tipo de cambio,  $\theta_s > 0$  y para cualquier  $j$ , existe un rango de valores de retroalimentación en la inflación esperada, con el rango comenzando en  $\theta_\pi = 0$  tal que no existe indeterminación. Los resultados mantienen los valores de los parámetros fuera del rango  $2 < \omega_H \gamma / \kappa$ , que es crítico para algunos de los resultados de la sección previa.

### 4.6 El límite de la determinación

Ahora analizamos algunos resultados numéricos basados en la siguiente calibración y estimación de Felices y Tuesta (2006):  $\beta = 0.99$ ,  $\sigma = 4$ ,  $\phi = 0.47$ ,  $\xi_H = 0.75$ ,  $\omega_H = \omega_F = 0.6$ ,  $\chi = 4.1$ ,  $\zeta = 7.66$ ,  $\eta = 3$ ,  $\mu = 1$ ,  $\rho_i = 0.96$ ,  $sd(v_i^*) = 1\%$ ,  $\theta = 2$ ,  $b = 0.83$ . Elegimos tres grados de dolarización:  $a = 1$  (dolarización nula),  $a = 0$  (dolarización total) y un valor intermedio  $a = 0.5$ .

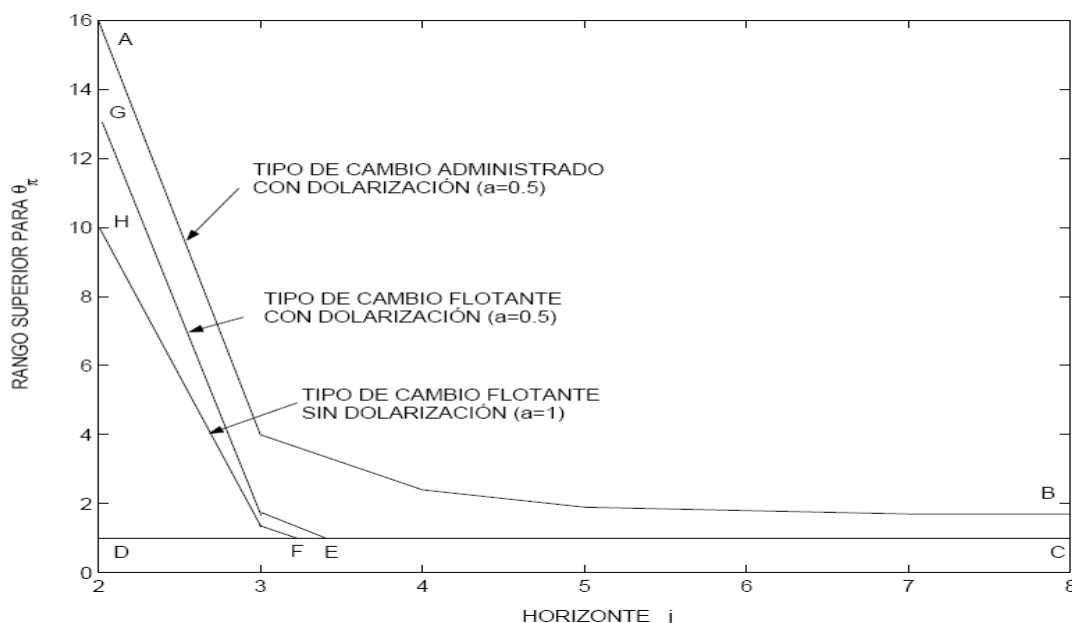
Adicionalmente elegimos  $c_y = 0.7$  y  $\rho_a = \rho_g = \rho_C = \rho_N = \rho_C^* = 0.85$ , y que las desviaciones estándar para estos otros choques sea 1%.

**Cuadro 1: El límite de la determinación al incrementarse el Horizonte Futuro j**

a	$\theta_s$	$\bar{\theta}_\pi(0)$	$\bar{\theta}_\pi(1)$	$\bar{\theta}_\pi(2)$	$\bar{\theta}_\pi(3)$	$\bar{\theta}_\pi(4)$	$\bar{\theta}_\pi(5)$	$\bar{\theta}_\pi(6)$	$\bar{\theta}_\pi(7)$	$\bar{\theta}_\pi(8)$	J
1	0.0	$\infty$	393	10	1.4	Indet	Indet	Indet	Indet	Indet	3.24
0.5	0.0	$\infty$	268	13	1.8	Indet	Indet	Indet	Indet	Indet	3.35
0	0.0	$\infty$	218	16	2.1	Indet	Indet	Indet	Indet	Indet	3.43
0.5	0.1	$\infty$	271	16	4.0	2.4	1.9	1.8	1.7	1.7	$\infty$



Gráfico 1: El límite crítico superior para  $\theta_\pi$  con  $\theta_s = 0$  y  $\theta_s = 0.1$



Si  $\theta_\pi \leq 1$  entonces por el “principio de Taylor” la regla de tasa de interés no lleva a un senda estable. Adicionalmente, los resultados analíticos anteriores indican un rango superior para  $\theta_\pi > 1$  más allá del cual la regla de tasas de interés lleva a la indeterminación. Para cada valor del horizonte futuro  $j$  de la meta de inflación esperada existe un límite  $\bar{\theta}_\pi(j)$ , y por la proposición 3 existe un límite superior para  $j$ ,  $J$  dado por (71), más allá del cual no existe valor de  $\theta_\pi$  que lleve a la determinación. El Cuadro 1 plantea valores de  $\bar{\theta}_\pi(j)$  para no-dolarización, dolarización media y total ( $a = 1, 0.5, 0$ ). Para el grado de dolarización medio,  $a = 0.5$ , la última columna provee el límite cuando, además de la retroalimentación de la inflación esperada, existe una respuesta en el tipo de cambio nominal con  $\theta_s = 0.1$ . El Gráfico 1 corresponde al Cuadro 1 considerando únicamente los valores de  $a = 1, 0.5$ . En la ausencia de manejo de tipo de cambio ( $\theta_s = 0$ ), sin dolarización la región de determinación es HFD. Con dolarización media y de acuerdo con la proposición 3 esta región de determinación se incrementa a GED. Con cierto grado de manejo del tipo de cambio y de acuerdo a la proposición 4, la región se incrementa a ABD y para esta regla existe siempre un valor de  $\theta_p i$ , aunque cercano a la unidad, que da un resultado de indeterminación.

## 5. Política óptima y reglas simples optimizadas

Como en la literatura de política monetaria óptima adoptamos una función de pérdida ad hoc de la forma

$$\Omega_0 = \frac{1}{2} E_0 \left[ (1-\beta) \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[ w_y (y_t - \hat{y}_t)^2 + w_\pi \pi_t^2 + w_i i_t^2 \right] \right] \quad (73)$$

Es más, Clarida *et al.* (1999) provee una sólida defensa de una estrategia de investigación híbrida que combina una función de pérdida con objetivos establecidos por el banco central en un modelo macro-microfundado. La inclusión de un término que penalice la volatilidad de la tasa de interés amerita cierta discusión. En la ausencia de este término adicional, si el choque y sus varianzas son suficientemente grandes esto llevará a una gran variabilidad de la tasa de interés nominal y la posibilidad de que la tasa de interés se vuelva negativa. Para eliminar esta posibilidad y mantenernos dentro del esquema LQ de este documento, seguimos a Woodford (2003), capítulo 6, y aproximamos el efecto del límite inferior de la tasa de interés introduciendo restricciones que colocan al límite superior en la suma descontada de la varianza  $\text{var}(i_t)$ . Woodford luego muestra que es equivalente a introducir el término  $w_i i_t^2$  en la función de utilidad de un solo periodo como en (73).

Los pesos  $w_y$  y  $w_\pi$  son las expresiones válidas para la versión del modelo en economía cerrada, dados por:

$$w_y = \sigma + \phi; \quad w_\pi = \frac{\zeta \xi_H}{(1 - \xi_H)(1 - \beta \xi_H)} \quad (74)$$

Para el valor de nuestros parámetros esto da  $\frac{w_\pi}{w_y} = 13.1$  en nuestro modelo trimestral y  $\frac{13.1}{16} = 0.83$  si la inflación es anual, los valores se encuentran dentro de la literatura de política monetaria óptima.

### 5.1 Dolarización y política óptima

Primero calibramos el peso  $w_i$  para cada una de nuestras reglas de política tal que  $2sd(i_t) < I$  donde  $I = \frac{1}{\beta} - 1 + \pi$  es el estado estacionario de la tasa de interés nominal. Para reglas bajo compromiso la tasa de inflación de estado estacionario es  $\pi = 0$  alrededor del cual hemos



linealizado el modelo, lo que para una distribución normal implica una probabilidad de caer en el límite inferior de la tasa de interés de 2.5%. Con  $\beta = 0.99$  esta condición es equivalente a  $\text{var}(i_t) < 0.25(\%)^2$ . Para una regla discrecional tenemos que tomar en cuenta un sesgo inflacionario que presionara  $\pi$  por encima de cero. Elegimos un sesgo inflacionario trimestral de 0.01 o 4% anual. Entonces, el rango superior de  $\text{var}(i_t)$  se convierte en  $1.0(\%)^2$ .

El Cuadro 2 muestra el efecto en  $\text{var}(i_t)$  de incrementar el peso  $w_i$  bajo compromiso.<sup>18</sup> Dado  $w_i$ , la pérdida intertemporal esperada en el tiempo  $t=0$  es  $\Omega(w_i)$ . El cual incluye un término que penaliza la variabilidad de las tasas de interés y que no contribuye a la pérdida de utilidad, como tal, pero representa la restricción del límite inferior de la tasa de interés. La utilidad actual, encontrada de sustraer el término tasa de interés, esta dada por  $\Omega(0)$ . Reportamos el *costo mínimo de las fluctuaciones* de la brecha producto e inflación, términos equivalentes obtenidos bajo una regla óptima con compromiso dado que

$$y_e = \sqrt{\frac{2\Omega(0)}{w_y}}; \quad \pi_e = \sqrt{\frac{2\Omega(0)}{w_\pi}} \quad (75)$$

Del Cuadro 2, un peso de  $w_i \geq 1.5$  requiere hacer que  $\text{var}(i_t) \leq 0.25(\%)^2$ . Para este valor de  $w_i$ , el costo de las fluctuaciones mínimo es equivalente a una reducción permanente en la brecha de producto de  $y_e = 0.42\%$  y a un aumento permanente de la inflación trimestral de  $\pi_e = 0.11\%$  o 0.44% en términos anualizados. Estos valores son de mayor magnitud en comparación al costo de bienestar reportado por Lucas (1987) que generaban un incremento permanente del consumo de 0.05%. La razón por la que son más grandes se debe a que en el cálculo de Lucas no estaban incluidos los costos de la inflación en el bienestar, la restricción de límite inferior de la tasa de interés, la no separabilidad del consumo y los balances reales, y la dolarización. Los últimos tres factores implican que la inflación y la brecha de producto no pueden ser estabilizados perfectamente.

<sup>18</sup> El procedimiento de solución en el Apéndice A requiere un peso pequeño en el instrumento. Uno puede obviar esto sin cambiar significativamente el resultado si considera a la inflación como el instrumento y fija la tasa de interés en una segunda etapa del problema de optimización tal que logre la senda óptima de inflación.

**Cuadro 2. Compromiso óptimo con  $a = 0.5$  Imponiendo el límite inferior de la tasa de interés**

Peso $w_i$	$\text{var}(i_t)$	$\Omega_0(w_i)$	$\Omega_0(0)$	$y_e$	$\pi_e$
0	0.47	0.36	0.36	0.40	0.11
1	0.27	0.51	0.38	0.41	0.11
1.5	0.25	0.58	0.39	0.42	0.11
2	0.23	0.63	0.40	0.42	0.12

**Cuadro 3. Compromiso Óptimo: Los Costos de la Dolarización.**

$a$	$\text{var}(i_t)$	$\Omega_0(w_i)$	$\Omega_0(0)$	$y_e$	$\pi_e$
0	0.37	1.69	1.41	0.79	0.22
0.25	0.34	1.44	1.19	0.73	0.20
0.5	0.25	0.58	0.39	0.42	0.11
0.75	0.20	0.27	0.12	0.23	0.06
1	0.20	0.28	0.13	0.24	0.07

**Cuadro 4. Dolarización Óptima bajo Discreción.**

$a$	$\text{var}(i_t)$	$\Omega_0(w_i)$	$\Omega_0(0)$	$y_e$	$\pi_e$
0	0.33	3.15	2.91	1.11	0.31
0.25	0.34	2.64	2.39	1.01	0.28
0.5	0.39	1.113	0.821	0.59	0.17
0.51	0.40	1.108	0.808	0.59	0.16
0.52	0.40	1.116	0.816	0.59	0.17
0.6	0.45	1.50	1.16	0.70	0.20
0.75	0.51	2.35	1.97	0.92	0.26
1	0.55	3.21	2.80	1.09	0.31

Estamos ahora en la posición de calcular los costos de la dolarización parcial. Esto debe depender de si el banco central puede comprometerse o no. En el último caso formulamos la política óptima bajo discreción que es anticipada por el sector privado. Intuitivamente bajo compromiso no debería haber beneficios de perder control sobre la política monetaria como resultado de la dolarización. El Cuadro 3 fundamenta esta intuición. Así como nos movemos de dolarización total ( $a = 0$ ) a dolarización nula ( $a = 1$ ) la pérdida de la volatilidad de la brecha de producto cae de  $y_e = 0.79\%$



a  $y_e = 0.24\%$ . Por lo que la dolarización total impone un costo equivalente a un incremento permanente de la brecha de producto de 0.55%. En términos de inflación anual el costo es equivalente a un incremento permanentemente de 0.6%.<sup>19</sup>

Pasando a una regla óptima con discreción, el Cuadro 4 demuestra un resultado importante: *existe un grado óptimo de dolarización en el rango  $a \in (0,1)$* . Para los valores elegidos de nuestro parámetro el óptimo es  $a = 0.51$ . La intuición detrás de este resultado es que la dolarización “ata de manos” al banco central de manera similar a un “banco central conservador” como en Rogoff (1985). Hemos observado en la sección 4.7 que la habilidad del banco central para estabilizar tanto el producto como la inflación usando la tasa de interés doméstica se disminuye con la dolarización. Bajo discreción (pero no bajo un compromiso) la restricción impuesta por la dolarización puede, hasta un grado óptimo de la restricción, reducir el impacto inflacionario de la discrecionalidad y reducir los costos de las fluctuaciones.

## 5.2 Las ganancias de estabilización con reglas simples

Ahora mostramos los resultados de reglas simples bajo compromiso y discreción. La fórmula general estudiada es

$$i_t = \rho i_{t-1} + \Theta_\pi E_t \pi_{t+j} + \Theta_s s_t; \quad \rho \in [0,1], \Theta_\pi, \Theta_y, \Theta_s, j \geq 0 \quad (76)$$

Considerando  $\Theta_s = j = 0$  nos da una regla tipo Taylor donde la tasa de interés responde solo a los niveles de inflación actual,  $\Theta_s = 0, j > 0$  nos da una regla con un enfoque de visión futura (forward-looking) de la inflación (IFB),  $\Theta_s > 0$  nos da un tipo de cambio administrado.

El Cuadro 5 es un espejo del Cuadro 2 buscando el peso de  $w_i$  que permitirá alcanzar la condición  $\text{var}(i_t) \leq 0.25$  para la regla de inflación actual con dolarización parcial,  $a = 0.5$ . Un peso de  $w_i = 3$  fue suficiente para este propósito. Mantenemos este peso para otras reglas examinadas siempre que  $\text{var}(i_t) \leq 0.25$ , que resulta ser el caso.

<sup>19</sup> Efectivamente existe una ligera caída de las pérdidas mientras  $a$  cae de  $a = 1$  (dolarización nula) a  $a = 0.75$ . Para entender esto se necesita mayor investigación.

**Cuadro 5. Regla Optimizada de inflación Corriente: Imponiendo un Nivel Mínimo de Tasa de Interés.**

Peso $w_i$	$\rho$	$\theta_\pi$	$\text{var}(i_t)$	$\Omega_0(w_i)$	$\Omega_0(0)$	$y_e$
0	1	50	0.30	0.45	0.45	0.45
1.5	1	33	0.29	0.67	0.45	0.45
3	1	12	0.25	0.87	0.49	0.47
4	1	7	0.23	0.98	0.52	0.48

Definamos una regla basada en la proyección de inflación con horizonte  $j$  con o sin administración del tipo de cambio por  $IFBj$ . Los resultados para las reglas optimizadas simples  $IFBj$  son resumidas en los Cuadros 6 y 7 para dolarización nula ( $a = 1$ ) y dolarización parcial ( $a = 0.5$ ), respectivamente. Existe un conjunto de resultados notables que emergen de la tabla y las figuras.

Primero, evaluamos el efecto de usar una regla arbitraria en lugar de un compromiso optimizado simple al examinar el resultado con una “regla mínima”  $i_t = 1.0001\pi_t$  que produce estabilidad en la senda. Este es el peor de los casos y podemos ver que los costos son sustanciales:  $y_e = 2.1\%$  sin dolarización, incrementándose a  $y_e = 2.231\%$  con dolarización parcial. Segundo, una regla optimizada simple de la inflación actual se desempeña bien si se obtiene el 90% de la ganancia obtenida por la regla óptima. Tercero, como hemos visto en trabajos previos, la efectividad de la estabilización de  $IFBj$  se deteriora cuando el horizonte  $j$  se extiende y lo hace fuertemente para valores por encima de  $j = 2$  trimestres. Cuarto, administrando el tipo de cambio con una respuesta de la tasa de interés al tipo de cambio mejora la efectividad de  $IFBj$  al incrementarse  $j$  y más si existe dolarización. Es más, si (por alguna razón) el banco central posee una meta inflacionaria de visión a futuro (forward-looking) con  $j = 4$ , es óptimo responder sólo al tipo de cambio que comparado con una regla óptima flotante  $IFBj$ , reduce el costo de fluctuación en  $y_e = 0.21$  con dolarización nula y  $y_e = 0.31$  con dolarización parcial.

**Cuadro 6. Reglas Óptimas y Reglas Simples Optimizadas:  $\alpha = 1.0$** 

Regla	$\rho$	$\theta_\pi$	$\theta_s$	$\Omega(w_i)$	$\Omega(0)$	$\text{var}(i_t)$	$y_e$
Regla Mínima	0	$10^{-4}$	0	9.6	9.80	$1.6 \times 10^{-4}$	2.1
IFB0 (Dejar flotar)	1	4.76	0	0.63	0.32	0.21	0.38
IFB0 (Administrar)	1	25.0	0.02	0.54	0.18	0.24	0.28
IFB1 (Dejar flotar)	1	16.9	0	0.66	0.32	0.23	0.39
IFB1 (Administrar)	1	25.0	0.04	0.55	0.18	0.23	0.28
IFB2 (Dejar flotar)	1	8.10	0	0.86	0.59	0.18	0.51
IFB2 (Administrar)	1	8.41	0.03	0.76	0.49	0.18	0.47
IFB3 (Dejar flotar)	1	2.39	0	2.69	2.53	0.11	1.06
IFB3 (Administrar)	1	2.41	0.02	2.52	2.37	0.10	1.03
IFB4 (Dejar flotar)	1	1.13	0	8.87	8.77	0.07	1.98
IFB4 (Administrar)	0.41	0	0.02	7.22	7.13	0.06	1.77
Compromiso óptimo	n.a.	n.a.	n.a.	0.28	0.13	0.20	0.24

**Cuadro 7. Reglas Óptimas y Reglas Simples Optimizadas:  $\alpha = 0.5$** 

Regla	$\rho$	$\theta_\pi$	$\theta_s$	$\Omega(w_i)$	$\Omega(0)$	$\text{var}(i_t)$	$y_e$
Regla Mínima	0	$10^{-4}$	0	11.1	11.1	$1.5 \times 10^{-4}$	2.23
IFB0 (Dejar flotar)	1	12.1	0	0.86	0.49	0.25	0.47
IFB0 (Administrar)	1	12.1	0.02	0.83	0.46	0.25	0.45
IFB1 (Dejar flotar)	1	14.4	0	0.91	0.58	0.22	0.51
IFB1 (Administrar)	1	14.4	0.06	0.87	0.54	0.22	0.49
IFB2 (Dejar flotar)	1	9.5	0	1.16	0.89	0.18	0.69
IFB2 (Administrar)	1	10.0	0.05	1.07	0.8	0.18	0.60
IFB3 (Dejar flotar)	1	2.69	0	3.12	2.96	0.11	1.05
IFB3 (Administrar)	0.96	2.67	0.02	2.64	2.48	0.11	1.05
IFB4 (Dejar flotar)	1	1.27	0	10.3	10.2	0.07	2.14
IFB4 (Administrar)	0.14	0	0.03	7.60	7.48	0.08	1.83
Compromiso óptimo	n.a.	n.a.	n.a.	0.58	0.39	0.25	0.42



## 6. Conclusiones

Los principales resultados de este trabajo son los siguientes:

1. Bajo dolarización, la habilidad del banco central para estabilizar a la vez el producto y la inflación utilizando la tasa de interés doméstica se reduce.
2. Estabilizar parcialmente el tipo de cambio para obtener una meta inflacionaria bajo dolarización es óptimo. En nuestro marco analítico, por ejemplo, incluyendo el tipo de cambio en una regla de visión a futuro optimizada simple incrementa significativamente la eficiencia de la regla (produce convergencia de la inflación hacia la meta en forma más rápida y menos costosa en términos de variabilidad de la brecha producto), y más con dolarización. Esto sugiere que al menos en economías dolarizadas el comportamiento de suavizamiento del tipo de cambio de Calvo y Reinhart (2001) no corresponde a un irracional miedo a flotar, sino a una acción de política eficiente.
3. El costo de la dolarización depende crucialmente de si el banco central puede mantener un compromiso o no. Bajo un compromiso óptimo nuestro modelo calibrado da fluctuaciones de costos con una brecha producto equivalente a  $y_e = 0.24\%$  sin dolarización elevándose a  $y_e = 0.79\%$  con dolarización total.
4. Bajo discreción los costos de pequeñas variaciones en el tipo de cambio son mucho más grandes y existe un grado óptimo de dolarización en el rango  $a \in (0,1)$ . Para los valores de nuestros parámetros el óptimo se encuentra en  $a = 0.51$  (para el cual  $y_e = 0.59$  comparado con  $y_e = 0.42$  con el compromiso óptimo). La intuición detrás de este resultado está en que la dolarización “ata de manos” al banco central de manera similar que “el banquero central conservador” de Rogoff (1985), debido que la habilidad del banco central de estabilizar tanto el producto como la inflación usando la tasa de interés doméstica se reduce con la dolarización. Bajo discreción (pero no bajo compromiso) la restricción impuesta por la dolarización puede, hasta un óptimo grado de restricción, reducir el impacto inflacionario de la discreción y reducir los costos en la volatilidad. En la práctica, sin embargo, la dolarización implica otros costos no contemplados en este esquema. Entonces, este resultado no implica que los bancos centrales deberían detener su campaña contra la dolarización.
5. Con o sin dolarización, las reglas simples optimizadas se comportan bien si pueden alcanzar el 90% de las ganancias de las reglas óptimas.



6. La efectividad de la estabilización con reglas de inflación con visión a futuro (forward-looking) se deterioran si el horizonte futuro,  $j$ , se incrementa y lo hace bruscamente para horizontes mayores a  $j = 2$  trimestres.

Estos resultados sugieren tres lecciones de política. Primero, la dolarización complica la conducción de la política monetaria; sin embargo, la política monetaria aún puede ser llevada con bajos costos en términos de la actividad real bajo dolarización si el banco central se compromete con una meta inflacionaria. Por lo tanto, introducir una meta inflacionaria en una economía parcialmente dolarizada puede reducir los costos de la estabilidad de precios. Segundo, el grado de dolarización depende endógenamente de la respuesta de política monetaria frente al tipo de cambio, es aún deseable un suavizamiento del tipo de cambio, en adición a la corrección de las desviaciones de las expectativas inflacionarias respecto a la meta. En este sentido, una regla óptima simple para una economía parcialmente dolarizada es diferente a la de una economía no dolarizada. En una economía dolarizada existen ganancias sustanciales de incluir el tipo de cambio en la regla, contrario a resultados con reglas similares para economías no dolarizadas (ver Batini et al., 2003). Abstrayendo de otras consecuencias negativas de la dolarización, nuestros resultados muestran que los países sin credibilidad pueden beneficiarse de la dolarización parcial en el sentido de que las restricciones de la política monetaria lo llevan a ser más conservador. En tercer lugar, el suavizamiento del tipo de cambio reduce la posibilidad de múltiples equilibrios bajo dolarización.

En futuras investigaciones, planeamos repetir el análisis utilizando inflación del IPC y el bienestar basado en una función de pérdida. El modelo puede fructíferamente extenderse al incorporar mercados financieros imperfectos y contemplar dolarización financiera como en Céspedes et al. (2004).



## Referencias

- Allen, F. y Gale, D.** (2007). *Understanding Financial Crises*. Oxford University Press.
- Armas, A. y F. Grippa** (2006), "Targeting inflation in a dollarised economy: the Peruvian Experience", *Financial Dollarisation: The Policy Agenda*, Fondo Monetario Internacional. Experience. In Armas, Ize, Levy Yeyati, (eds.) (2007), *Financial Dollarization: The Policy Agenda*, International Monetary Fund.
- Artis, M. y S. Gazioglu** (1986), "Currency Substitution in a Two-Asset Two-Country Model: A Simulation Approach", Discussion Paper N° 107, Centre for Economic Policy Research.
- Artis, M. y Gazioglu, S.** (1991) "Imperfect Asset Substitution in a Two-Country Model", *Economic Modelling*.
- Batini, N. y Laxton, D.** (2005). *Under What Conditions Can Inflation Targeting Be Adopted? The Experience of Emerging Markets*. In F. Mishkin y K. Schmidt-Hebbel, editors, *Monetary Policy Under Inflation Targeting*. Central Bank of Chile.
- Batini, N. y Pearlman, J.** (2002). *Too Much Too Soon: Instability y Indeterminacy With Forward-Looking Rules*. Bank of England External MPC Discussion Paper No. 8.
- Batini, N., Harrison, R., y Millard, S.** (2003). *Monetary Policy Rules for Open Economies*. *Journal of Economic Dynamics and Control*, forthcoming.
- Batini, N., Levine, P., y Pearlman, J.** (2004). *Indeterminacy with Inflation-Forecast- Based Rules in a Two-Bloc Model*. ECB Discussion Paper no 340 y FRB Discussion Paper no 797, presented at the International Research Forum on Monetary Policy in Washington, DC, November 14-15, 2003.
- Benigno, G. y Benigno, P.** (2001). *Implementing Monetary Cooperation through Inflation Targeting*. New York University, Mimeo.
- Benigno, G. y Benigno, P.** (2004). *Exchange Rate Determination under Interest Rate Rules*. Mimeo, revised version of CEPR Discussion Paper no. 2807, 2001.
- Blanchard, O. J. y Kahn, C. M.** (1980). *The Solution of Linear Difference Models under Rational Expectations*. *Econometrica*, 48(5), 1305–11.
- Calvo, G. y C. Végh.** (1992), "Currency Substitution in Developing Countries: An Introduction", *Análisis Económico* 7(1), 3 –27.
- Calvo, G. y Reinhart, C.** (2001). *Reflections on Dollarization*. MPRA Paper 8206, University Library of Munich, Germany. Calvo, G. y Vegh, C. (1992). *Currency Substitution in Developing Countries: An Introduction*. IMF Working Papers, No. 92/40.



- Calvo, G. y Reinhart, C.** (2002), "Fear of Floating", *Quarterly Journal of Economics* 117(2), 379-408.
- Carlstrom, C. T. y Fuerst, T. S.** (1999). Real indeterminacy in monetary models with nominal interest rate distortions. Federal Reserve Bank of Cleveland working paper.
- Carlstrom, C. T. y Fuerst, T. S.** (2000). Forward-looking versus backward-looking Taylor rules. Federal Reserve Bank of Cleveland working paper.
- Céspedes, L. F., Chang, R., y Velasco, A.** (2004). Balance Sheets and Exchange Rate Policy. *American Economic Review*, 94(4), 1183–1193.
- Chang, R.** (2000), "Dollarization: A Scorecard", *Economic Review* (3), 1-12, Federal Reserve Bank of Atlanta
- Chang, R. y Velasco, A.** (2003), "Dollarization: Analytical Issues". Working Papers N° 8838, National Bureau of Economic Research (NBER), Inc.
- Chari, V. V., Christiano, L. J., y Eichenbaum, M.** (1998). Expectation traps and discretion. *Journal of Economic Theory*, 81(2), 462–92.
- Clarida, R., Gali, J., y Gertler, M.** (1999). The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective. *Journal of Economic Literature*, 37(4), 1661–1707.
- Clarida, R., Gali, J., y Gertler, M.** (2002). A Simple Framework for International Monetary Policy Analysis. *Journal of Monetary Economics*, 49, 679–904.
- Currie, D. y Levine, P.** (1993). Rules, Reputation and Macroeconomic Policy Coordination. CUP.
- Duncan, R.** (2003), "Exploring the Implications of Official Dollarization on Macroeconomic Volatility", Working Papers N° 200, Banco Central de Chile.
- Evans, W. R.** (1954). *Control Systems Dynamics*. McGraw Hill.
- Felices, G. y Tuesta, V.** (2006). Monetary Policy in a Partially Dollarized Economy. Mimeo.
- Gali, J.** (2008). *Monetary Policy, Inflation and the Business Cycle*. Princeton University Press.
- Ize, A.** (2005), "Capitalizing Central Banks: A Net Worth Approach", *Staff Papers, Fondo Monetario Internacional* 52(2), 289-310.
- Kerr, W. y King, R. G.** (1996). Limits on interest rates rules in the IS model. *Economic Quarterly*, 82(2), 47–76.
- Luboš, K. y M. Melecký** (2001), "Currency Substitution in the Transition Economy : A Case of the Czech Republic 1993-2001", *Economics Research Paper Series (TWERPS) N° 613*, Universidad de Warwick.
- Lucas, R. E.** (1987). *Models of Business Cycles*. Oxford: Basil Blackwell.
- Reinhart, C. M., Rogoff, K., y Savastano, M. A.** (2003). Addicted to Dollars. NBER Working Paper No. 10015.



- Rogoff, K.** (1985). The optimal degree of commitment to an intermediate monetary target. *Quarterly Journal of Economics*, 100, 1169–1189.
- Savastano, M.** (1992), “The pattern of currency substitution in Latin America: an overview”, *Análisis Económico* 7 (1), 29-72.
- Savastano, M.** (1999). Presentation prepared for the conference “Dolarizar la Economía Peruana: Riesgos y Oportunidades”. Lima, 1999.
- Schmidt-Grohe, S. y M. Uribe** (2000), “Price Level Determinacy and Monetary Policy under a Balanced-Budget Requirement”, *Journal of Monetary Economics* 45, 211-246.
- Schmidt-Grohe, S. y Uribe, M.** (2001). Stabilization Policy and the Costs of Dollarization., *Journal of Money, Credit and Banking*, 33(2), 482-509.
- Sims, C.** (2002). Fiscal Consequences for Mexico of Adopting the Dollar. Princeton University. Unpublished paper, May.
- Sutherland (2002). International monetary policy coordination and financial market integration. Mimeo, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Svensson, L. E. O. y Woodford, M.** (1999). Implementing Optimal Policy through Inflation-Forecast Targeting. Mimeo, Princeton University. 30
- Woodford, M.** (2000). Pitfalls of forward-looking monetary policy. *American Economic Review*, 90(2), 100–104.
- Woodford, M.** (2003). *Foundations of a Theory of Monetary Policy*. Princeton University Press.



## A. Linealización

Linealizamos el modelo de dos bloques alrededor del estado estacionario de la sección 4.6 en el cual el consumo, el producto, el empleo y los precios en los dos bloques son constantes.<sup>20</sup> La inflación es cero. El producto se encuentra en su estado natural ineficiente estudiado en las secciones previas y la tasa de interés nominal está dada por (40). Ahora definimos con minúsculas variables como  $C_t$ ,  $Y_t$ , como las desviaciones proporcionales del estado estacionario base. El tipo de cambio, inflación y tasa de interés están expresados en desviaciones absolutas.<sup>21</sup> La inflación doméstica del productor y del consumidor están definidas como  $\pi_{Ht} \equiv \frac{P_{Ht} - P_{H,t-1}}{P_{H,t-1}} \approx p_{Ht} - p_{H,t-1}$  y  $\pi_t \equiv \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \approx p_t - p_{t-1}$  respectivamente. De forma similar, la inflación extranjera del productor y del consumidor. El sistema linealizado es:

$$E_t u_{c,t+1} = u_{c,t} - (i_t - E_t \pi_{t+1}) \quad (\text{A.1})$$

$$E_t u_{c,t+1}^* = u_{c,t}^* - (i_t^* - E_t \pi_{t+1}^*) \quad (\text{A.2})$$

$$\beta E_t \pi_{H,t+1} = \pi_{H,t} - \lambda_H m c_t \quad (\text{A.3})$$

$$\beta E_t \pi_{F,t+1}^* = \pi_{F,t}^* - \lambda_F^* m c_t^* \quad (\text{A.4})$$

Donde

$$m c_t = -(1 + \phi) a_t - u_{c,t} + \phi y_t + p_t - p_{H,t} + \varepsilon_{N,t} \quad (\text{A.5})$$

$$m c_t^* = -(1 + \phi) a_t^* + \sigma c_t^* + \phi y_t^* + p_t^* - p_{F,t}^* + \varepsilon_{N,t}^* \quad (\text{A.6})$$

Y  $\lambda_H = \frac{(1 - \beta \xi_H)(1 - \xi_H)}{\xi_H}$ ,  $\lambda_F^*$  similarmente.

$$S_t - S_{t-1} + \pi_{H,t}^* = \pi_{H,t} \quad (\text{A.7})$$

<sup>20</sup> Notar que si  $\mu = \mu^* = 1$ ,  $b = 1$  y si introducimos un canal de transmisión imperfecto del tipo de cambio, entonces el modelo es un caso especial del modelo de la sección 4.

<sup>21</sup> Esto es, para una típica variable de nivel  $X_t$ ,  $x_t = \frac{X_t - \bar{X}}{\bar{X}} \approx \log\left(\frac{X_t}{\bar{X}}\right)$  donde  $\bar{X}$  es el nivel base de estado estacionario. Las variables de tasa, la tasa de interés y la inflación están expresadas como desviaciones absolutas; i.e.  $i_t = I_t - I$ .



$$s_t - s_{t-1} + \pi_{F,t}^* = \pi_{F,t} \quad (\text{A.8})$$

Que puede ser escrito

$$E_t s_{t+1} - s_t + E_t \pi_{H,t+1}^* = E_t \pi_{H,t+1} \quad (\text{A.9})$$

$$E_t s_{t+1} - s_t + E_t \pi_{F,t+1}^* = E_t \pi_{F,t+1} \quad (\text{A.10})$$

Cuando linealizamos la condición UIP es

$$E_t s_{t+1} - s_t = i_t - i_t^* \quad (\text{A.11})$$

Usando

$$\begin{aligned} \pi_t &= w_H \left( \frac{P_H}{P} \right)^{1-\mu} \pi_{H,t} + (1-w_H) \left( \frac{P_F}{P} \right)^{1-\mu} \pi_{F,t} \\ &= w_H \pi_{H,t} + (1-w_H) \pi_{F,t} \end{aligned} \quad (\text{A.12})$$

$$\begin{aligned} \pi_t^* &= w_F \left( \frac{P_F^*}{P^*} \right)^{1-\mu^*} \pi_{F,t}^* + (1-w_F) \left( \frac{P_H^*}{P^*} \right)^{1-\mu^*} \pi_{H,t}^* \\ &= w_F \pi_{F,t}^* + (1-w_F) \pi_{H,t}^* \end{aligned} \quad (\text{A.13})$$

De la definición de los términos de intercambio  $\Delta \tau_t = \pi_{F,t} - \pi_{H,t} = \pi_{F,t}^* - \pi_{H,t}^*$  dado que el poder de paridad de compra se aplica para bienes diferenciados. Entonces la inflación IPC está dada por

$$\begin{aligned} E_t \pi_{t+1} &= w_H E_t \pi_{H,t+1} + (1-w_H) E_t \pi_{F,t+1} = w_H E_t \pi_{H,t+1} + (1-w_H) E_t (\pi_{F,t+1}^* + s_{t+1} - s_t) \\ &= w_H E_t \pi_{H,t+1} + (1-w_H) E_t (\pi_{F,t+1}^* + i_t - i_t^*) \end{aligned} \quad (\text{A.14})$$

Usando la condición UIP (A.11) podemos escribir la ecuación de Euler como<sup>22</sup>

$$E_t u_{c,t+1} = u_{c,t} - w_H (i_t - E_t \pi_{H,t+1}) - (1-w_H) (i_t^* - E_t \pi_{F,t+1}^*) \quad (\text{A.15})$$

<sup>22</sup> La condición de "Risk sharing" más las ecuaciones de Euler en dos bloques implican la condición de paridad descubierta (ver Galí, 2008, Capítulo 7).



$$E_t u_{c,t+1}^* = u_{c,t}^* - w_F (i_t^* - E_t \pi_{F,t+1}^*) - (1 - w_F)(i_t - E_t \pi_{H,t+1}) \quad (\text{A.16})$$

Donde con el hábito

$$u_{c,t} = -\frac{\sigma}{1-h} c_t + \frac{\sigma h}{1-h} c_{t-1} + \delta [a i_t + (1-a) i_t^*] + \varepsilon_{c,t} \quad (\text{A.17})$$

$$\delta = \beta(\sigma\theta - 1)(1 - b_1) \quad (\text{A.18})$$

$$b_1 = \frac{b}{\left(b + (1-b)\alpha^{\frac{\theta-1}{\theta}}\right)} \quad (\text{A.19})$$

$$\alpha = \left(a + a^{1-\chi}(1-a)^\chi\right)^{\frac{\theta}{\chi-1}} \left(\frac{(1-b)a}{b(1-\beta)}\right)^\theta \quad (\text{A.20})$$

$$u_{c,t}^* = -\sigma c_t^* + \delta i_t^* + \varepsilon_{c,t}^* \quad (\text{A.21})$$

La condición de distribución del riesgo (“*risk sharing*”) es

$$rer_t = u_{c,t}^* - u_{c,t} \quad (\text{A.22})$$

Y el equilibrio de producto

$$y_t = \alpha_H [c_t - \mu(p_{H,t} - p_t)] + \alpha_F [c_t^* - \mu(p_{H,t}^* - p_t^*)] + \alpha_G g_t \quad (\text{A.23})$$

$$y_t^* = \alpha_F^* [c_t^* - \mu^*(p_{F,t}^* - p_t^*)] + \alpha_H^* [c_t - \mu(p_{F,t} - p_t)] + \alpha_G^* g_t^* \quad (\text{A.24})$$

Donde

$$\alpha_H = w_H \frac{C}{Y} \left(\frac{P_H}{P}\right)^{-\mu} = (1 - (1-n)(1 - \omega_H)) \frac{C}{Y} \quad (\text{A.25})$$

$$\alpha_F = \frac{1-n}{n} (1 - w_F) \frac{C^*}{Y^*} \left(\frac{P_H^*}{P^*}\right)^{-\mu^*} = (1-n)(1 - \omega_F) \frac{C^*}{Y^*} \quad (\text{A.26})$$

$$\alpha_G = 1 - \alpha_H - \alpha_F \quad (\text{A.27})$$



Y  $\alpha_F^*$  etc definido de forma similar

Poniendo

$$p_t - p_{H,t} = (1 - w_H) \left( \frac{P_F}{P} \right)^{1-\mu} \tau_t = (1 - w_H) \tau \quad (\text{A.28})$$

$$p_t - p_{F,t} = -w_H \left( \frac{P_H}{P} \right)^{1-\mu} \tau_t = -w_H \tau \quad (\text{A.29})$$

$$p_t^* - p_{F,t}^* = (1 - w_F) \left( \frac{P_H^*}{P^*} \right)^{1-\mu^*} \tau_t^* = (1 - w_F) \tau^* \quad (\text{A.30})$$

$$p_t^* - p_{H,t}^* = -w_F \left( \frac{P_F^*}{P^*} \right)^{1-\mu^*} \tau_t^* = -w_F \tau^* \quad (\text{A.31})$$

$$\tau_t^* = -\tau_t \quad (\text{A.32})$$

Podemos escribir (A.23) y (A.24) como

$$y_t = \alpha_H c_t + \alpha_F c_t^* + \alpha_G g_t + \mu(\alpha_H(1 - w_H) + \alpha_F w_F) \tau_t \quad (\text{A.33})$$

$$y_t^* = \alpha_F^* c_t^* + \alpha_H^* c_t + \alpha_G^* g_t^* - \mu(\alpha_F(1 - w_F) + \alpha_H w_H) \tau_t \quad (\text{A.34})$$

Y (A.5) y (A.6) como

$$m c_t = -(1 + \phi) a_t - u_{c,t} + \varepsilon_{C,t} + \phi y_t + (1 - w_H) \tau + \varepsilon_{N,t} \quad (\text{A.35})$$

$$m c_t^* = -(1 + \phi) a_t^* + \sigma c_t^* + \phi y_t^* - (1 - w_F) \tau + \varepsilon_{N,t}^* \quad (\text{A.36})$$

Linealizando (15) tenemos

$$r e r_t = -(1 - w_F - w_H) \tau_t \quad (\text{A.37})$$

y los procesos exógenos son para el bloque doméstico

$$a_{t+1} = \rho_a a_t + v_{a,t+1} \quad (\text{A.38})$$



$$g_{t+1} = \rho_g g_t + v_{g,t+1} \quad (\text{A.39})$$

$$\varepsilon_{C,t+1} = \rho_C \varepsilon_{C,t} + v_{C,t+1} \quad (\text{A.40})$$

$$\varepsilon_{N,t+1} = \rho_C \varepsilon_{N,t} + v_{N,t+1} \quad (\text{A.41})$$

Con el proceso análogo para el bloque extranjero

Para la regla tipo Taylor necesitamos la brecha producto, la diferencia entre el producto en el modelo con precios y salarios rígidos obtenido antes y el producto con los precios flexibles y la inflación esperada igual a cero. Es conveniente y posible definir la economía de precios flexibles como no dolarizada. La siguiente es al colocar  $a = 0$ ,  $mc_t = mc_t^* = 0$  y todas las tasas de inflación esperada igual a cero.

$$E_t \hat{u}_{c,t+1} = \hat{u}_{c,t} - w_H \hat{i}_t - (1 - w_H) i_t^* \quad (\text{A.42})$$

$$E_t \hat{u}_{c,t+1}^* = \hat{u}_{c,t}^* - \hat{i}_t^* \quad (\text{A.43})$$

$$\hat{m}c_t = 0 = -(1 + \phi) a_t - \hat{u}_{c,t} + \varepsilon_{C,t} + \phi \hat{y}_t + (1 - w_H) \hat{\tau} + \varepsilon_{N,t} \quad (\text{A.44})$$

$$m c_t^* = 0 = -(1 + \phi) a_t^* + \sigma \hat{c}_t^* + \phi \hat{y}_t^* - (1 - w_F) \hat{\tau} + \varepsilon_{N,t}^* \quad (\text{A.45})$$

$$\hat{y}_t = \alpha_H \hat{c}_t + \alpha_F \hat{c}_t^* + \alpha_G g_t + \mu (\alpha_H (1 - w_H) + \alpha_F w_F) \hat{\tau}_t \quad (\text{A.46})$$

$$\hat{y}_t^* = \alpha_F^* \hat{c}_t^* + \alpha_H^* \hat{c}_t + \alpha_G^* g_t^* - \mu (\alpha_F (1 - w_F) + \alpha_H w_H) \hat{\tau}_t \quad (\text{A.47})$$

$$\hat{u}_{c,t} = -\sigma \hat{c}_t + \delta [a \hat{i}_t + (1 - a) \hat{i}_t^*] + \varepsilon_{C,t} \quad (\text{A.48})$$

$$\hat{u}_{c,t}^* = -\sigma \hat{c}_t^* + \delta \hat{i}_t^* + \varepsilon_{C,t}^* \quad (\text{A.49})$$

$$\hat{r}er_t = \hat{u}_{c,t}^* - \hat{u}_{c,t} = -(1 - w_F - w_H) \hat{\tau}_t \quad (\text{A.50})$$

## B. Prueba de las proposiciones

### Prueba de la Proposición 1

(a) Es fácil establecer que cada  $(z - 1)(z - \rho) - (1 - \rho)\theta_s z$  y  $(z - 1)(\beta z - 1) - \gamma \omega_H z$  de (72) tienen una raíz dentro y una fuera del círculo unitario. Por lo que, el sistema bajo una regla de tasas de interés tiene exactamente dos raíces inestables, que concuerda con las dos variables no predeterminadas  $\pi_{Ht}$ ,  $u_{c,t}$ .

(b) Considere la condición UIP linealizada (A.11) con  $i_t = i_t^* + \theta_s s_t$

$$E_t s_{t+1} = (1 + \theta_s) s_t \quad (\text{B.51})$$

Luego resolviendo hacia delante para  $s_t$  tenemos que  $s_t = 0$ . Por esta razón, el tipo de cambio nominal en desviaciones alrededor del estado estacionario es cero, así, a nivel está fijo en el estado estacionario.

**Prueba de la proposición 2:** La desigualdad en la proposición asegura que  $\theta_\pi \rightarrow \infty$ , la raíz en  $z = 1 - \omega_H \gamma / \kappa < -1$  está a la izquierda del círculo unitario. Por lo que, el gráfico de ubicación de raíces es como se muestra en el Gráfico 2.<sup>23</sup> Este diagrama da una figura general de todas las combinaciones de parámetros, pero su posición relativa con respecto al disco unitario debe ser establecida algebraicamente. Como se muestra en el Gráfico 2, solo una raíz está fuera del disco unitario para  $\theta_\pi > 1$ , por lo que el sistema es estable y determinado. Sin embargo, existen dos cosas que necesitamos revisar. Primero, que el punto de la rama de la línea positiva se encuentra en un valor de  $z > 1$ ; verificamos esto como parte de la Proposición 3. Segundo, que la ubicación de la raíz no pase a través del disco unitario en una parte compleja del plano; en particular, si lo hace, debe pasar por el mismo dos veces. Hemos mostrado que en principio puede pasar por el disco unitario solo una vez, i.e. la ubicación de la raíz no puede entrar o salir del disco unitario.

Cualquier punto del círculo unitario puede estar representado como  $z = e^{i\psi} = \cos \psi + i \sin \psi$ , donde  $\psi$  es el ángulo hecho por eje real positivo. Reemplazando esto en la ecuación característica con ( $j = 0$ ) brinda dos ecuaciones (las partes de la expresión real y la imaginaria) en las variables  $\theta_\pi, \psi$ . Ahora lo multiplicamos a través de  $e^{-i\psi} (\kappa(e^{-i\psi} - 1) + \omega_H \gamma)$ . El término contenido  $\theta_\pi$  es real, sin parte imaginaria, por lo que la solución para  $\psi$  es obtenida resolviendo

$$\text{Im}[\kappa(e^{-i\psi} - 1) + \omega_H \gamma](1 - \rho e^{-i\psi})[(e^{i\psi} - 1)(\beta e^{i\psi} - 1) - \omega_H \gamma e^{i\psi}] = 0 \quad (\text{B.52})$$

<sup>23</sup> El método de ubicación de raíces es un método estándar para el análisis de estabilidad de los sistemas dinámicos lineales encontrado en la literatura de ingeniería (ver Evans, 1954). Fue utilizado por primera vez para estudiar la indeterminación de las reglas de tasas de interés de visión a futuro (forward-looking) por Batini y Pearlman (2002). El método provee una forma elegante de posicionar en un plano complejo todas las raíces características de la ecuación ante un cambio de un parámetro. En nuestra aplicación el parámetro en cuestión es la retroalimentación del parámetro de inflación futura,  $\theta_\pi$ .



Al inspeccionar podemos observar que esto puede ser reescrito como  $A \operatorname{sen} \psi + B \operatorname{sen} 2\psi = 0$ , donde  $A, B$  son funciones de los parámetros. Usando la identidad  $\operatorname{sen} 2\psi = 2 \operatorname{sen} \psi \cos \psi$ , se obtiene que una de las soluciones es  $\operatorname{sen} \psi = 0$ , que corresponde a  $z = 1$ , mientras que la otra solución esta dada por  $A + 2B \cos \psi = 0$ . Pero existe por lo menos una solución de esto para  $0 < \psi < \pi$  i.e. la ubicación de la raíz no puede entrar o salir del disco unitario.

**Prueba de la proposición 3:** Gráficos 3, 4 y 5 demuestran que mientras  $\theta_\pi$  se incrementa, el valor siempre es alcanzado donde existe más de una raíz del sistema dentro del disco unitario. La implicancia es que existe indeterminación cuando la retroalimentación de la inflación futura es “muy alta”. Además, los Gráficos 4 y 5 sugieren que si el punto-rama de la ubicación de la raíz cerca de  $z = 1$  esta dentro del disco unitario, entonces puede existir indeterminación para todos los valores de  $\theta_\pi$ . Una condición necesaria y suficiente para este punto-rama para estar en el valor  $z < 1$  es que la ubicación de la raíz pase a través del punto  $z = 1$  desde la derecha; equivalentemente  $\frac{\partial z}{\partial \theta_\pi}$  es negativa en  $z = 1$ . Evaluamos utilizando la diferenciación de la función implícita de (70):

$$[-\omega_H \gamma + (1 - \rho)(\beta - 1) - (1 - \rho)\omega_H \gamma + (1 - \rho)(\kappa + (j + 1)\omega_H \gamma)] \frac{\partial z}{\partial \theta_\pi} \Big|_{z=1} + (1 - \rho)\omega_H \gamma = 0 \quad (\text{B.53})$$

Note que para  $j = 0$ , el caso de la Proposición 2, es fácil ver que el coeficiente de  $\frac{\partial z}{\partial \theta_\pi} \Big|_{z=1}$  es negativo, entonces  $\frac{\partial z}{\partial \theta_\pi} \Big|_{z=1} > 0$ , y la ubicación de la raíz en el punto-rama esta por lo tanto a la derecha de  $z = 1$ . También, podemos ver que este coeficiente se incrementa en  $j$ . Por lo tanto el valor crítico de la Proposición 2 se obtiene para el valor mínimo de  $j$  tal que el coeficiente es positivo.

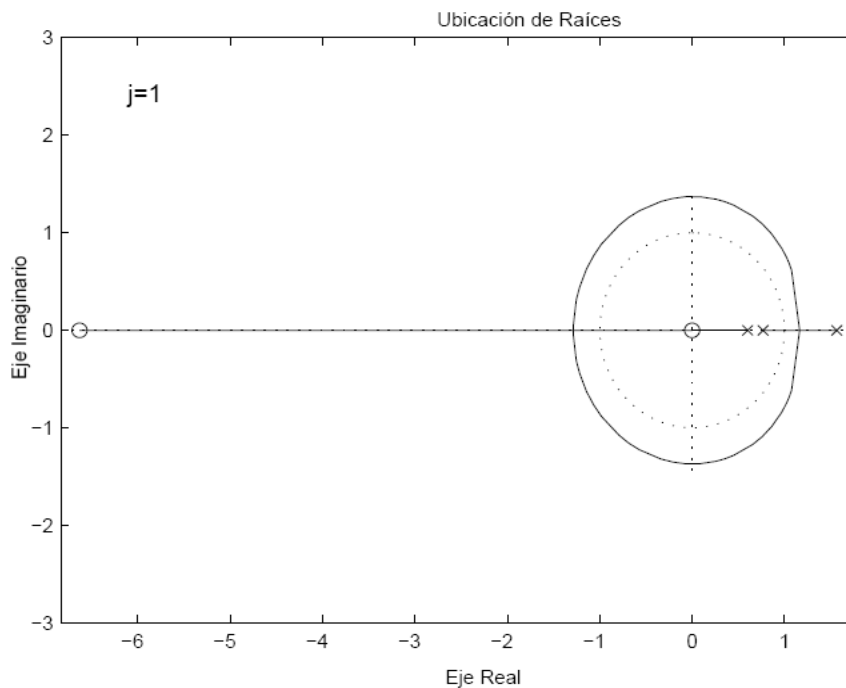
Hasta ahora hemos demostrado que si  $j$  se encuentra por encima de su valor crítico  $J$ , entonces existe un conjunto de valores de  $\theta_\pi$  mayores a 1 para los cuales hay indeterminación. Sin embargo, esto no garantiza la indeterminación para todo  $\theta_\pi > 1$  más allá del valor crítico  $J$ . Puede suceder que exista un rango de valores de  $\theta_\pi > 1$  para el cual la rama de ubicación de raíces se aleja y



vuelve a ingresar dentro del disco unitario. Condiciones relativamente suaves (todavía para ser derivadas) en los parámetros aseguran que esto no puede suceder.

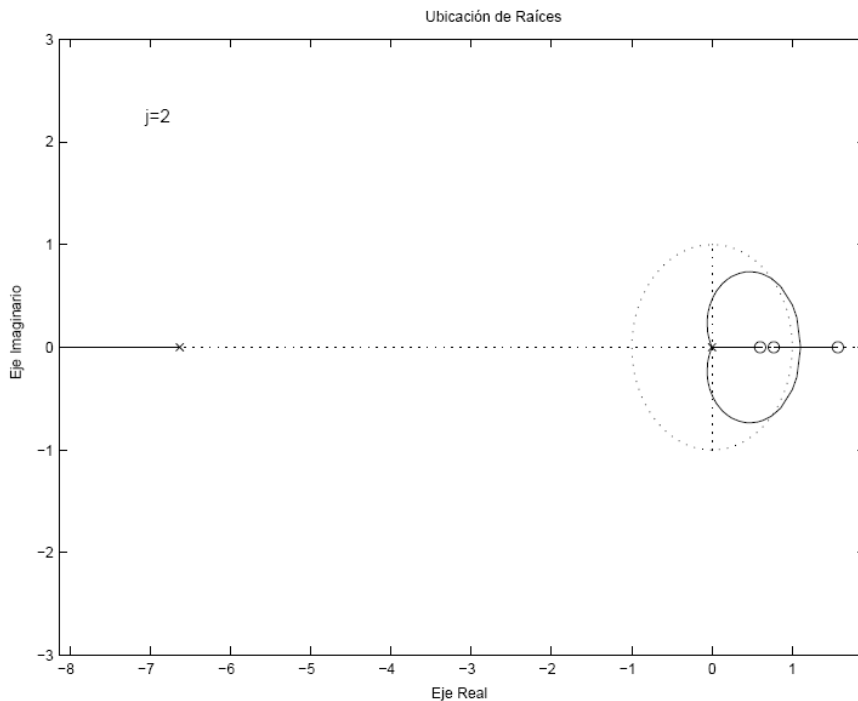
**Prueba de la proposición 4:** Esto es un corolario de la Proposición 1. Considerando la retroalimentación  $\theta_s$  en el tipo de cambio, y no sobre la inflación, hemos observado que el sistema es determinado. De ello se deduce, que una pequeña retroalimentación  $\theta_\pi$  sobre la inflación apenas cambia las raíces del sistema para cualquier  $j$ . Por lo tanto, tampoco cambia el resultado. El diagrama de ubicación de raíces en el Gráfico 6 muestra cómo una pequeña retroalimentación del tipo de cambio puede transformar la indeterminación en el Gráfico 5 para todos los valores de  $\theta_\pi$  en una regla donde existe determinación para los valores de  $\theta_\pi$  cerca de la unidad (véase el Gráfico 1 también en el texto principal).

**Gráfico 3: Posición de las raíces ante cambios de  $\theta_\pi$  : inflación esperada 1 periodo en adelante**

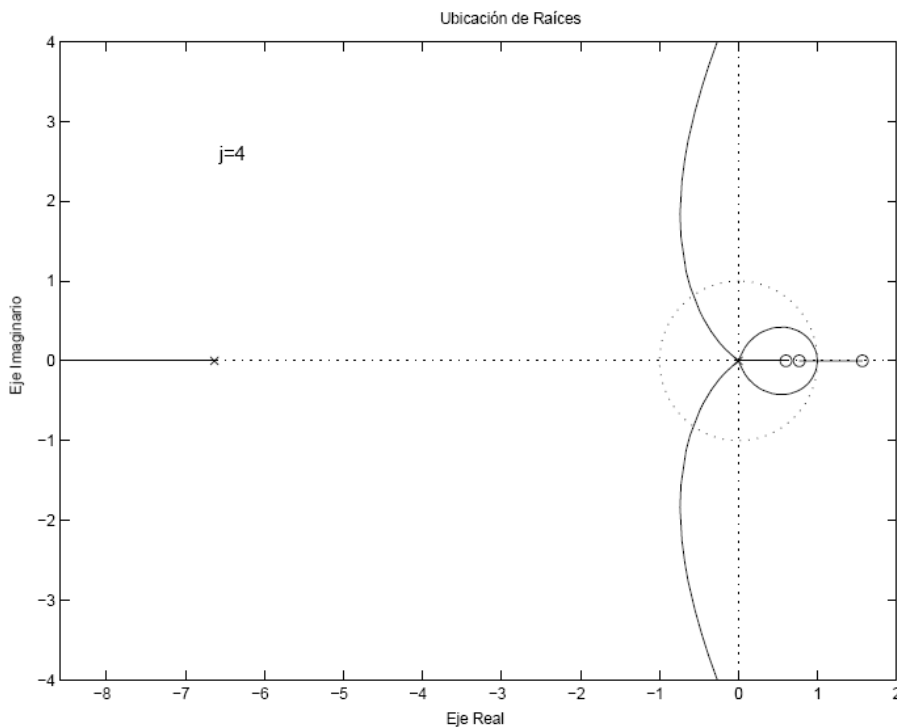




**Gráfico 4: Posición de las raíces ante cambios de  $\theta_\pi$  : inflación esperada 2 periodos en adelante**

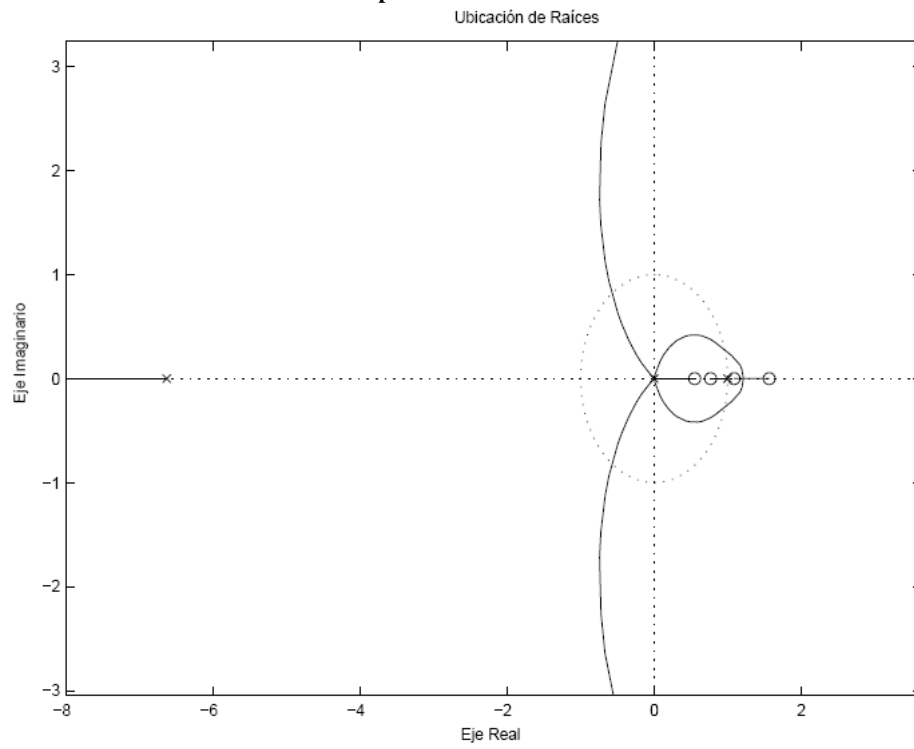


**Gráfico 5: Posición de las raíces ante cambios de  $\theta_\pi$  : inflación esperada 4 periodos en adelante**





**Gráfico 6: Posición de las raíces ante cambios de  $\theta_\pi$  : inflación esperada 4 periodos en adelante con tipo de cambio administrado**



# *Impacto del ajuste de la Remuneración Mínima Vital sobre el empleo y la informalidad<sup>1</sup>*

---

---

**Marielle del Valle<sup>2</sup>**

## **Resumen**

Este documento muestra evidencia empírica reciente de los efectos de corto plazo de ajustes en la Remuneración Mínima Vital (RMV) sobre dos variables reales del mercado laboral, empleo e informalidad. Estos efectos son obtenidos a través modelos probabilísticos de diferencias en diferencias. Los resultados señalan que si bien no existe efecto alguno en términos agregados, cuando la muestra se desagrega por rangos de ingresos, existe un impacto negativo sobre el empleo y un efecto positivo sobre los niveles de informalidad para algunos de estos rangos salariales. Si bien se demuestra la existencia de un efecto neto negativo sobre el empleo, este resultado tiene dos componentes que actúan de forma opuesta. Por un lado, existe un impacto negativo sobre el empleo formal, el cual es contrarrestado, más no compensado, por un impacto positivo sobre el empleo informal. Estos efectos implican un traslado parcial de la fuerza laboral proveniente del sector formal al informal para aquellos asalariados con ingresos relativamente cercanos al nivel de la RMV.

Clasificación **JEL**: J08, J38

Palabras clave: mercado laboral, salario mínimo, empleo, sector formal, sector informal.

---

<sup>1</sup> La autora agradece los comentarios de Daniel Barco y Gabriel Rodríguez (editor de la Revista), y de los participantes del XXVI Encuentro de Economistas del BCRP. Los puntos de vista expresados en este documento de trabajo corresponden a los de la autora y no reflejan necesariamente la posición del Banco Central de Reserva del Perú.

<sup>2</sup> Banco Central de Reserva del Perú. Jr. Antonio Miró Quesada 441, Lima 1, Perú. Teléfono +511 613-2000, anexo 3998. Correo electrónico: [marielle.delvalle@bcrp.gob.pe](mailto:marielle.delvalle@bcrp.gob.pe)



## 1. Introducción

La RMV en el Perú tiene por objetivo principal establecer límites inferiores a los niveles de ingresos de los trabajadores formales del sector privado, contribuyendo a mejorar las condiciones de vida de los mismos y a reducir los niveles de pobreza. Según la Oficina Internacional del Trabajo (OIT) más de 90 por ciento de los países cuentan con una legislación relacionada a la fijación del salario mínimo, de los cuales 80 por ciento especifica los criterios sociales y/o económicos a ser tomados en cuenta para revisar su nivel.

Respecto al efecto sobre los ingresos mensuales, los incrementos en el salario mínimo podrían tener un impacto positivo si dichos incrementos no sólo afectan los ingresos de los asalariados formales del sector privado que reciben salarios en la vecindad de la RMV, sino que pueden ser proyectados a otros segmentos del mercado laboral con distinta escala salarial. Este efecto conocido como “efecto faro” no está presente en el mercado laboral peruano tal como lo sugiere Saavedra (2004). Esto se explicaría parcialmente por el reducido tamaño del sector que se pretende favorecer (8 por ciento del total de la fuerza laboral).

Otra interpretación plausible se basaría en que el impacto de ajustes en la RMV depende de la fiscalización sobre el cumplimiento de la norma y del tamaño del sector informal. En el caso peruano, existe un considerable nivel de incumplimiento de la Ley (38 por ciento) y un alto nivel de informalidad (65 por ciento), que contribuyen a reducir aún más el efecto sobre los ingresos. Estas características específicas del mercado laboral peruano estarían impidiendo que la Ley de Salarios Mínimos cumpla con su objetivo principal de mejorar los niveles de ingresos de los más desfavorecidos.

Respecto al efecto sobre el empleo, el enfoque neoclásico establece que si se asume un perfecto cumplimiento de la Ley, la imposición de un salario mínimo puede introducir distorsiones cuando se fija en un nivel superior al de equilibrio. Específicamente, en una situación de equilibrio competitivo, los trabajadores son remunerados de acuerdo a su productividad marginal, y por tanto un aumento de la RMV por encima de ésta implicaría una contribución al producto de la empresa menor al costo de contratar mano de obra, obligándola a incrementar sus precios, o reducir sus ventas y, en este último caso, a reducir el número de trabajadores.



Por otro lado, en un mercado laboral heterogéneo con relativa dispersión en la calificación de la mano de obra, el aumento de la RMV podría generar incentivos para que las empresas se deshagan del personal menos calificado, recuperando el equilibrio de mercado pero a costa de un menor número de trabajadores. En ambos casos el efecto sobre el empleo es negativo.

En países como el Perú, se esperaría que un salario mínimo por encima del equilibrio implique un costo laboral más alto para las empresas que no solo se traduciría en mayores tasas de desempleo formal sino también en la movilidad parcial de la fuerza laboral del sector formal al informal. Por tanto, cambios en el salario mínimo peruano afectarían los niveles de empleo mediante dos canales opuestos. Por un lado aumentando los costos de producción del sector formal, lo que se traduciría en despidos y una menor tasa de empleo; y por otro lado aumentando los niveles de informalidad lo que atenuaría el efecto negativo sobre el empleo formal.

Estudios empíricos recientes han mostrado que el salario mínimo tiene efectos diversos y muchas veces contrapuestos sobre los niveles de empleo. El trabajo de Card y Krueger (2000) para el mercado laboral de los establecimientos de comida rápida en New Jersey muestra que contrario a lo que predice la teoría neoclásica, no existe un impacto negativo sobre el empleo ante el aumento del salario mínimo. Asimismo Stewart (2003) no encuentra efecto significativo para el caso de Reino Unido. Por otro lado, una revisión de estudios empíricos en Latinoamérica donde las tasas de informalidad son mayores, muestra el efecto teórico esperado. Así, Maloney y Nuñez (2001) encontraron efectos negativos sobre el empleo en Colombia, mientras que para el caso Brasil, Carneiro (2004) encuentra una reducción en el número de trabajos formales y un aumento de la fuerza laboral informal. Para el caso peruano, Jaramillo y López (2005) muestran un impacto negativo sobre la probabilidad de retener el empleo en el sector formal para aquellos con un salario menor a 2 veces la remuneración mínima vital. Dicho efecto no sólo se limita al sector privado formal, objetivo de la Ley de Salarios Mínimos, sino que se proyecta sobre el sector informal.

Este trabajo muestra evidencia empírica reciente de los efectos de corto plazo de ajustes en la RMV sobre 2 variables reales del mercado laboral peruano: empleo e informalidad. Los resultados muestran que aún cuando dichos ajustes parecen no tener un “efecto faro” sobre variables monetarias, existe un “efecto empleo” y un “efecto informalidad” debido a su impacto sobre dichas variables reales. Dichos efectos actuarían de forma opuesta sobre el nivel total de empleo. En primer lugar, el efecto empleo muestra que incrementos en la RMV tendrían un efecto negativo sobre los niveles de empleo del sector objetivo y a la vez afectarían a aquellos trabajadores con



rangos remunerativos distintos pero cercanos a la RMV. En segundo lugar, el efecto informalidad estaría presente en la medida que un alza de la RMV no se transmite completamente en reducción del empleo total. Específicamente el efecto negativo sobre el empleo formal se vería atenuado por un incremento de los niveles de informalidad debido al traslado parcial de la fuerza laboral proveniente del sector formal, pero sólo para aquellos asalariados con ingresos alrededor de la RMV. Por tanto, si bien el efecto neto es negativo, existe un cierto grado de movilidad del sector formal al informal, que muestra la presencia de cierto nivel de sustitución entre ambos segmentos del mercado laboral y que atenuaría el efecto sobre los niveles totales de empleo.

De esta forma, se estiman elasticidades empleo/RMV e informalidad/RMV de -0,74 y 0,19 respectivamente. Estos efectos son significativos para aquellos individuos con ingresos no mayor a 2 veces la RMV para el caso del empleo, y a 1,2 veces la RMV para el caso de la informalidad. Si el análisis se limita a aquellos rangos de ingresos que resultan significativos, las elasticidades calculadas resultan más altas que las obtenidas para el total de la muestra. De esta forma, la elasticidad empleo/RMV es de -0,83 para aquellos con ingresos menores a 2 veces la RMV, y la elasticidad informalidad/RMV es de 0,42 para aquellos con ingresos menores a 1,2 veces la RMV.

Dados estos resultados, las recomendaciones de política se orientan a atenuar los efectos no deseados de la Ley de Salarios Mínimos sobre el empleo y la informalidad. Así los esfuerzos estarían orientados a reducir la alta rotación de la mano de obra no calificada, aumentar su productividad y disminuir los niveles de informalidad en el mercado laboral.

El resto del trabajo se divide en 4 secciones. La siguiente sección describe la experiencia peruana en cuanto a Ley de salarios y las características del mercado laboral. La sección tres describe el modelo utilizado y la sección cuatro presenta los resultados del modelo. Finalmente el documento concluye en la última sección y presenta algunas recomendaciones de política.

## **2. Evidencia para Perú**

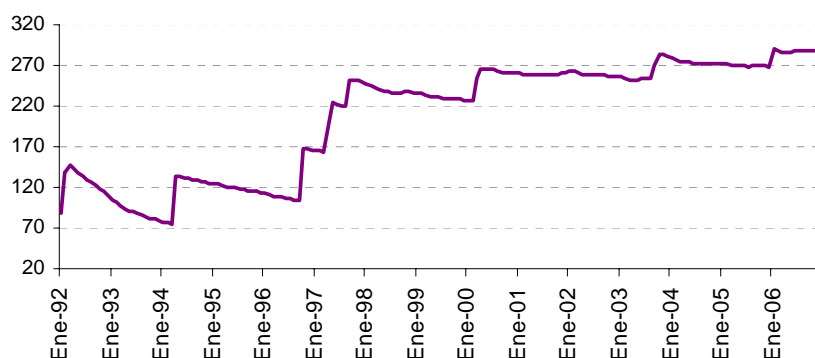
En el Perú, el término “Remuneración Mínima Vital” entró en vigencia en agosto de 1990. Anteriormente, tuvo otras denominaciones: Salario Mínimo (1962-1982), Unidad de Referencia (1982-1984), Ingreso Mínimo (1984-1985) e Ingreso Mínimo Legal (1985-1990). Desde el año 2001, el Consejo Nacional de Trabajo; conformado por organizaciones sindicales, gremios empresariales y representantes del Ministerio de Trabajo; ha sido el órgano encargado de la política



de salarios mínimos, cuya población objetivo está constituida por los asalariados formales del sector privado.

En la presente década, la RMV ha sido sometida a 4 ajustes: marzo de 2000 (S/. 410 nuevos soles), setiembre de 2003 (S/. 460 nuevos soles), enero de 2006 (S/. 500 nuevos soles) y octubre de 2007 (S/. 550 nuevos soles).<sup>3</sup> Medidos en soles constantes, estos reajustes no han generado variaciones considerables en el salario mínimo de largo plazo. Así, el Gráfico 1 muestra cómo el nivel de mediados de 2000 es similar al de inicios de 2006. Por tanto, aún cuando este trabajo mide el impacto de corto plazo de cambios en la RMV sobre el empleo y la informalidad, resulta razonable esperar que el efecto de largo plazo sea menor en la medida que los ajustes sobre la RMV se han diluido parcialmente con la inflación.

**Gráfico 1: Evolución de la Remuneración Mínima Vital  
(Nuevos soles de 1994)**



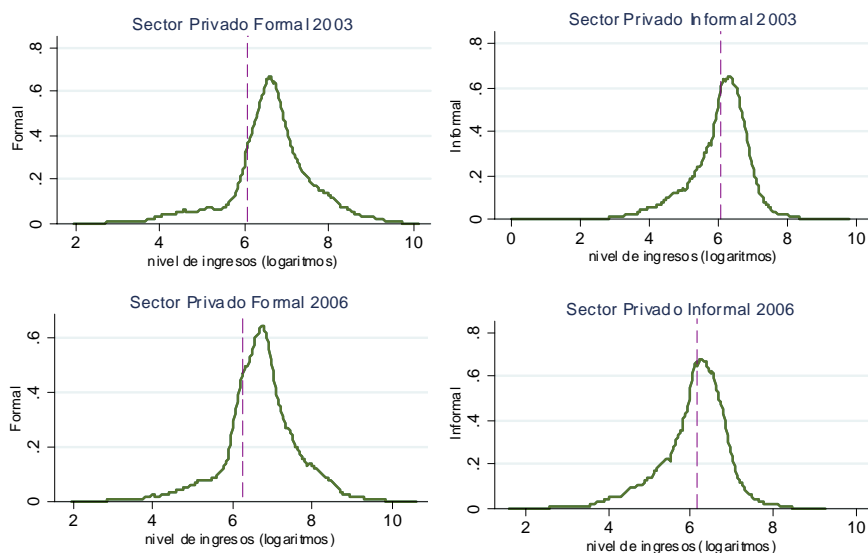
Fuente: INEI.

El mercado laboral peruano está caracterizado por un alto nivel de informalidad y salarios por debajo del mínimo en los sectores formal e informal, con un nivel de incumplimiento considerable. El Gráfico 2 muestra las densidades de los ingresos en logaritmos para los periodos anteriores a los ajustes de la RMV de 2003 y 2006 en Lima Metropolitana. Las líneas verticales discontinuas muestran los niveles en logaritmos de la RMV para cada año (6.13 y 6.21).

<sup>3</sup> Este último ajuste se llevó a cabo en 2 partes (S/. 30 nuevos soles a partir de octubre de 2007 y S/. 20 nuevos soles a partir de enero de 2008).

El área debajo de la curva que se encuentra a la izquierda de la RMV constituye una medida del nivel de incumplimiento de la Ley de salarios, observándose que a nivel de Lima Metropolitana existe un elevado nivel de incumplimiento de la Ley (38 por ciento). Esto explicaría parcialmente el limitado impacto de los ajustes sobre los niveles de ingreso, dado que una parte de la fuerza laboral no se vería afectada por cambios en el salario mínimo y, por tanto dichos ajustes no estarían asociados con el desplazamiento de la curva de distribución de los ingresos hacia la derecha. De la misma forma, se observa que la proporción de individuos ocupados considerados informales bajó de 65 a 64 por ciento luego del ajuste de la RMV de 2003, mientras que dicha proporción se mantuvo prácticamente constante en 65 por ciento luego del ajuste de enero de 2006.

**Gráfico 2: Distribución de los niveles de ingresos por sectores y años  
Lima Metropolitana**



Fuente: INEI.

En cuanto a los niveles de desempleo, el Cuadro 1 muestra una ligera subida después del ajuste del año 2003, pero no en 2006. Específicamente, en la etapa previa a los ajustes de la RMV, de cada 100 personas que integraban la fuerza laboral (PEA) en Lima Metropolitana, 86 y 87 en promedio estaban ocupados, mientras que en la etapa posterior a los ajustes el número promedio de ocupados se reduce a 85 luego del ajuste de 2003 y permanece prácticamente igual luego del ajuste de 2006.



De cada 100 personas que se encuentran ocupadas, 60 y 61 se encuentran adecuadamente empleadas<sup>4</sup> antes de los ajustes, sin ninguna variación significativa luego de los mismos.

Este análisis preliminar mostraría un efecto aparentemente nulo sobre los niveles de empleo. Específicamente una reducción del empleo en 1 punto porcentual luego del ajuste de 12,2 por ciento de la RMV en setiembre de 2003 y prácticamente ningún cambio luego del ajuste de 8,7 por ciento en enero de 2006.

**Cuadro 1: Tasas de Ocupación y Desempleo (Porcentajes)**

	2003		2006	
	Antes	Después	Antes	Después
Desocupados/PET	9,8	10,4	9,3	9,4
Ocupados/PET	61,0	59,7	60,2	60,4
Ocupados/PEA	86,2	85,1	86,7	86,5
- Adecuadamente ocupados	60,1	59,5	61,0	61,8
- Subempleados	26,1	25,6	25,7	24,7

Fuente: INEI.

Sin embargo, un análisis de comparación de medias no permite distinguir los efectos de los ajustes en la RMV de las características propias de cada individuo, del tipo de trabajo y sector en el que desempeñan, de sus niveles de ingreso y de los shocks macroeconómicos a los que el mercado laboral está afecto y que afectarían los niveles de empleo e informalidad.

Por tanto, se hace relevante un análisis formal que controle por dichas características. Dicho análisis debe tener en cuenta que el efecto estimado podría estar afectado por el nivel individual de ingresos durante el periodo previo al ajuste. Específicamente, es de esperar que el ajuste la RMV tenga un mayor efecto sobre los niveles de empleo y condición de informalidad de aquellos trabajadores cuyo salario se aproxima a la RMV.

<sup>4</sup> Se define como adecuadamente empleados a aquellos que laboran 35 o más horas a la semana y reciben ingresos por encima de la canasta mínima de consumo (líneas de pobreza para Lima Metropolitana de los años 2003 y 2005) y por aquellos que trabajan menos de 35 horas semanales y no desean trabajar más horas.



### 3. Metodología

#### 3.1 Los datos

Para la medición del impacto de la RMV sobre el empleo y la informalidad se ha utilizado la Encuesta Especializada de Empleo (EPE) del Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI). Los ajustes a ser evaluados son los de setiembre de 2003 y enero de 2006. La EPE cubre el área Metropolitana de Lima y Callao, constituida por 43 distritos en la Provincia de Lima y 6 distritos de la Provincia Constitucional del Callao. La muestra se renueva completamente en base anual por lo que sólo es posible medir los efectos de corto plazo. En cuanto a la definición de la informalidad, debido a la limitación de la información disponible, se define como tal la situación en que un individuo, siendo ocupado, no posee ningún tipo de seguro de salud.

La EPE reporta la información de tres encuestas mensuales consecutivas en la forma de trimestres móviles. La muestra anual es dividida mediante un proceso aleatorio en 6 submuestras. Estas submuestras, mediante un plan de rotación son agrupadas en rondas mensuales de encuesta por lo que cada individuo es encuestado 2 veces en el año. Para evaluar los ajustes de la RMV se construyeron 2 muestras anuales distintas, una por cada ajuste. La primera se construyó con los paneles cuyo primer mes de encuesta va de marzo a diciembre de 2003 (10 paneles) -año de marzo de 2003 a febrero de 2004- y la segunda considera los paneles cuyo primer mes va de marzo a diciembre de 2004 (10 paneles) – año de marzo de 2005 a febrero de 2006.

Para evaluar el ajuste de setiembre de 2003, el grupo afectado (o de tratamiento) está conformado por aquellos cuya segunda encuesta fue realizada entre octubre de 2003 y febrero de 2004, mientras que el grupo no afectado (o de control) está conformado por aquellos que fueron encuestados 2 veces entre marzo y setiembre de 2003. Asimismo, para evaluar el ajuste de enero de 2006, el grupo afectado (o de tratamiento) está conformado por aquellos cuya segunda encuesta fue realizada en enero o febrero de 2006, mientras que el grupo no afectado (o de control) estará conformado por aquellos que fueron encuestados 2 veces entre marzo y diciembre de 2005.



### 3.2 El modelo: Cambio en probabilidades

El análisis se realiza utilizando modelos probabilísticos de diferencias en diferencias. De esta forma, se estima el efecto marginal de los ajustes de la RMV sobre la probabilidad de retener el empleo y la probabilidad de mantenerse en el sector informal, dividiendo la muestra a nivel de individuos en 2 grupos -grupo de tratamiento (sujetos al cambio de la RMV) y grupo de control (no sujetos al cambio de la RMV)- y en 2 momentos del tiempo –antes y después del ajuste de la RMV. Para cada grupo de individuos se calcula la diferencia de los niveles de empleo antes y después del ajuste, para luego comparar dichas diferencias entre ambos grupos.

Cabe indicar que los modelos de diferencias en diferencias son usados en evaluaciones de impacto siempre y cuando sea posible garantizar su correcta especificación y de esta forma la validez de sus resultados. Esto supone que ex-ante los grupos de control y tratamiento no deben presentar diferencias significativas en todas aquellas características observables y no observables distintas al del impacto que se quiera evaluar. El Apéndice describe la metodología utilizada para dicho fin.

Asimismo, se controla por todas aquellas características individuales observables que podrían afectar los resultados y por shocks macroeconómicos sectoriales que podrían ocasionar cambios en el mercado laboral de cada sector productivo independientemente a los ajustes en la RMV. Los modelos se describen a continuación:

$$E_i = \beta_1 + \beta_2 * T + \beta_3 * treatment_i + \beta_4 * treatment_i * T_i + \beta_5 * X_{i1} + \beta_6 * L_{i1} + \beta_7 * Y_i + \sum_k \beta_{8k} * T_i * treatment_i * D_{ik} + \sum_k \beta_{9k} * DD_k + \sum_l \beta_{10l} * S_{li} + \varepsilon_i \quad (1)$$

$$I_i = \alpha_1 + \alpha_2 * T + \alpha_3 * treatment_i + \alpha_4 * treatment_i * T_i + \alpha_5 * X_{i1} + \alpha_6 * L_{i1} + \alpha_7 * Y_i + \sum_k \alpha_{8k} * T_i * treatment_i * D_{ik} + \sum_k \alpha_{9k} * DD_k + \sum_l \alpha_{10l} * S_{li} + \mu_i \quad (2)$$

La variable dependiente  $E$  toma el valor de 1 cuando el individuo observado está empleado y 0 en otro caso. La variable dependiente  $I$  toma el valor de 1 cuando el individuo observado es informal y 0 en otro caso. La variable  $T$  representa el momento de la observación. Dado que cada individuo es observado en 2 momentos del tiempo  $T$  toma los valores 0 antes del ajuste y 1 después del mismo. La variable  $treatment$  es dicotómica con valor igual a 1 para los que pertenecen al grupo que es



afectado por el ajuste (grupo de tratamiento) y 0 para aquellos no afectados (grupo de control). El efecto base es recogido mediante la inclusión de la variable dicotómica interactiva  $treatment*T$ .

La variable  $T*treatment*D_k$  representa un conjunto de variables dicotómicas dinámicas donde  $D_k$  incluye una variable dicotómica para cada rango de ingreso antes del ajuste de la RMV. Los rangos de ingresos se definen como proporciones de la RMV en el periodo inicial (0,3-0,6; 0,6-0,9; 0,9-1,2; 1,2-1,5; 1,5-2; 2-2,5; etc.). Así, esta variable dicotómica dinámica tomará el valor de 1 en el segundo momento (segunda encuesta) de aquellos individuos afectados al ajuste que pertenezcan a un rango determinado. Asimismo  $DD_k$  incluye todas aquellas variables dicotómicas de la interacción entre las variables  $treatment$ ,  $T$  y los rangos de ingresos  $D_k$ .

El vector  $X_i$  incluye un grupo de variables que describe las características personales no laborales del individuo y permite controlar por diferencias en sexo, edad, nivel educativo, nivel de ingreso en su primera observación y condición de jefe del hogar.  $L_i$  es un vector formado por variables que describen la condición laboral de cada individuo durante la primera observación y permite controlar por diferencias en el tamaño de la empresa en la que laboran y en su estabilidad laboral.

El vector  $S$  contiene 3 variables dicotómicas para controlar por la estacionalidad que podría existir y las distorsiones ocasionadas por la proximidad de las dos observaciones para un mismo individuo. Estas variables indican si el individuo ha sido observado en el primer y segundo trimestre, en el segundo y tercer trimestre o en el tercero y cuarto trimestre respectivamente.

Por último, la variable  $Y$ , identifica la variación del PBI sectorial del trimestre inmediatamente posterior al ajuste con respecto al anterior. Así, para cada individuo  $i$ ,  $Y$  representa la variación trimestral de la actividad del sector en el que labora. Esta variable permiten controlar por shocks económicos específicos a cada sector que podrían tener efectos en el mercado laboral y por efectos estacionales potenciales. Así por ejemplo, el efecto del ajuste de la RMV de setiembre de 2003 sobre los niveles de empleo podrían estar subestimados debido a que el trimestre posterior al ajuste (IV trimestre) es el de mayor actividad económica, mientras que el de enero de 2006 podría estar sobrestimado pues el trimestre posterior al ajuste (I trimestre) es el de menor actividad económica.

Una vez garantizada la correcta especificación del modelo, se estiman los efectos marginales sobre la probabilidad de retener el empleo y mantenerse en el sector informal para cada rango de ingreso, tomando como efecto base aquel sobre los individuos cuyo ingreso representaba entre 0,3 y 0,6 de la RMV antes del ajuste. Por ejemplo, el primer modelo de diferencias en diferencias evaluado en la



media, predice que el efecto del ajuste en la RMV sobre la probabilidad de retener el empleo para aquellos individuos cuyo ingreso estaba dentro del rango 0,3-0,6 veces la RMV antes del ajuste, vendría dado por la suma de los coeficientes estimados  $\hat{\beta}_4 + \hat{\beta}_{8,2}$ .

Este cálculo puede ser observado en detalle en el Cuadro 2, el cual muestra que los coeficientes relevantes para medir los efectos sobre las mencionadas probabilidades son aquellos que acompañan las variable  $treatment*T$  (efecto base) y las variables  $treatment*T*D_k$  (efecto marginal por rango de ingreso) y por tanto el cambio en la probabilidad a estimar viene dado por la suma de los coeficientes estimados  $\hat{\beta}_4 + \hat{\beta}_{8k}$ , donde  $\hat{\beta}_4$  es el efecto base y  $\hat{\beta}_{8k}$  es un vector que contiene los efectos marginales para cada rango de ingreso.

**Cuadro 2: Efecto en la Probabilidad de retener el Empleo**

	Antes del Ajuste	Después del Ajuste	Diferencia
Grupo Tratamiento	$\beta_1 + \beta_3 + \beta_5 * \overline{X}_1 + \beta_6 * \overline{L}_1 + \beta_7 * Y_j + \beta_{9,2} + \beta_{10l}$	$\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4 + \beta_5 * \overline{X}_1 + \beta_6 * \overline{L}_1 + \beta_7 * Y_j + \beta_{8,2} + \beta_{9,2} + \beta_{10l}$	$\beta_2 + \beta_4 + \beta_{8,2}$
Grupo Control	$\beta_1 + \beta_5 * \overline{X}_1 + \beta_6 * \overline{L}_1 + \beta_7 * Y_j + \beta_{9,2} + \beta_{10l}$	$\beta_1 + \beta_2 + \beta_5 * \overline{X}_1 + \beta_6 * \overline{L}_1 + \beta_7 * Y_j + \beta_{9,2} + \beta_{10l}$	$\beta_2$
Diferencia	$\beta_3$	$\beta_3 + \beta_4 + \beta_{8,2}$	$\beta_4 + \beta_{8,2}$

### 3.3 Predicciones: Elasticidades

Si bien el modelo permite estimar los efectos marginales de los ajustes de la RMV sobre la probabilidad de retener el empleo y mantenerse en el sector informal, no es posible hacer conclusiones acerca del impacto sobre los niveles y tasas de empleo e informalidad. Sin embargo, la correcta especificación del modelo permite predecir cual es la probabilidad para cada individuo de retener el empleo y, para los trabajadores informales, de mantenerse en el sector informal. Así, se predijeron 4 probabilidades promedio para cada modelo y para cada rango de ingreso:

- Probabilidad de estar empleado (o ser informal) previo al ajuste para individuos sujetos al ajuste;
- Probabilidad de estar empleado (o ser informal) luego del ajuste para individuos sujetos al ajuste;



- Probabilidad de estar empleado (o ser informal) previo al ajuste para individuos no sujetos al ajuste;
- Probabilidad de estar empleado (o ser informal) luego del ajuste para individuos no sujetos al ajuste.

Los promedios poblacionales de estas probabilidades representan aproximaciones de las tasas de empleo e informalidad. De esta forma, tomando los promedios y generando diferencias en diferencias, se obtiene el cambio en las tasas de empleo e informalidad asociado al ajuste de la RMV, para cada rango de ingreso y por sectores del mercado laboral. Solo se toman en cuenta los cambios en las tasas de aquellos rangos de ingresos para los cuales el modelo dinámico probabilístico resultó significativo.<sup>5</sup>

A partir de estos cálculos se obtuvieron 4 indicadores para medir el efecto del ajuste de la RMV sobre el empleo y la informalidad:

- Semi-elasticidad Empleo/RMV: cambio en puntos porcentuales de la tasa de empleo ante un cambio de 1 por ciento en la RMV;
- Elasticidad Empleo/RMV: cambio porcentual en el nivel de empleo ante un cambio de 1 por ciento en la RMV;
- Semi-elasticidad Informal/RMV: cambio en puntos porcentuales de la tasa de informalidad ante un cambio de 1 por ciento en la RMV;
- Elasticidad Informal/RMV: cambio porcentual en el nivel de informalidad ante un cambio de por ciento en la RMV.

## **4. Resultados**

### **4.1 Efectos sobre el empleo**

#### **Cambios en la probabilidad de retener el empleo**

Dado un alto nivel de cumplimiento de la Ley de la RMV y un mercado laboral competitivo, se esperaría que un ajuste de la misma esté asociado a una reducción de los niveles de empleo de aquellos trabajadores cuyo ingreso estaba en la vecindad de la RMV antes del ajuste. Así, en la medida que el nuevo salario sea superior a su productividad marginal, los costos de las firmas se

---

<sup>5</sup> Hasta 2,0 veces la RMV en el caso del efecto sobre el empleo y hasta 1,2 veces la RMV en el caso del efecto sobre la informalidad.



elevantarían por encima del valor de su producto, obligándolas a reducir costos a través de la reducción de empleos y/o contratando personal más calificado.

Si el modelo descrito se evalúa para toda la muestra, es decir sin especificar los rangos de ingresos, no se encuentra un efecto significativo de ninguno de los dos ajustes de la RMV evaluados, sobre la probabilidad de retener el empleo. En otras palabras, el modelo no reporta efectos significativos a nivel global. Sin embargo, cuando se calcula el efecto por rangos de ingresos, el modelo predice un impacto negativo sobre dicha probabilidad para ambos ajustes, tal como muestra el Cuadro 3.

**Cuadro 3: Efectos sobre la Probabilidad de retener el Empleo**

	2003	2006
ran ] 0,3 – 0,6 ]*RMV1	-0,193***	-0,144***
ran ] 0,6 – 0,9 ]*RMV1	-0,193***	-0,154***
ran ] 0,9 – 1,2 ]*RMV1	-0,210***	-0,199***
ran ] 1,2 – 1,5 ]*RMV1	-0,229***	-0,187***
ran ] 1,5 – 2,0 ]*RMV1	-0,180***	-0,135**
ran ] 2,0 – 2,5 ]*RMV1	-0,153	-0,105
ran ] 2,5 – 3,0 ]*RMV1	-0,207	-0,159
ran ] 3,0 – 4,0 ]*RMV1	-0,132	-0,133
ran ] 4,0 – 5,0 ]*RMV1	-0,154	-0,117

\* significativo al 10%; \*\* significativo al 5%; \*\*\* significativo al 1%

Así por ejemplo, para aquellos asalariados cuyo ingreso está entre 0,9 y 1,2 veces la RMV, un ajuste en la RMV de 12,2 por ciento reduce la probabilidad de retener el empleo en 21,0 puntos porcentuales. Estos efectos resultan significativos para aquellos asalariados con ingresos menores a 2,0 veces la RMV, y como es de esperarse, no existe efecto sobre los asalariados con ingresos superiores. Adicionalmente, se observa que las magnitudes de los efectos sobre las probabilidades difieren entre años debido a que los reajustes de la RMV difieren entre sí. Así, los cambios en las probabilidades en el año 2003 son mayores que los de 2006, debido a que el primer reajuste significó un aumento de 12,2 por ciento en la RMV, mientras que el segundo fue de sólo 8,7 por ciento.

De estos resultados se desprende que cambios en la Ley de Salarios Mínimos no sólo reducen la probabilidad de retener el empleo del grupo que se pretende favorecer –los asalariados formales del sector privado que ganaban un salario igual a la RMV antes del ajuste– sino que dicha probabilidad también se reduce para aquellos con salarios por debajo y por encima de la misma hasta 2 veces la RMV.

### Elasticidades empleo

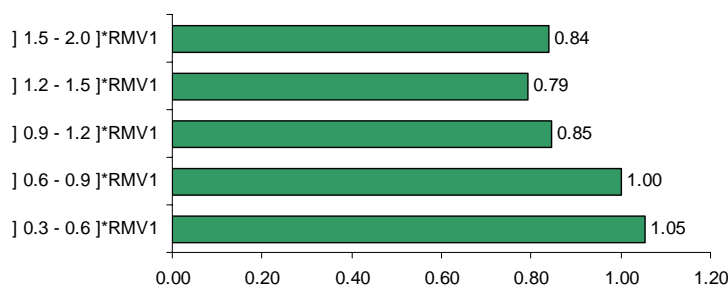
El Cuadro 4 muestra las elasticidades y semi-elasticidades empleo/RMV estimadas por el modelo. La elasticidad empleo/RMV global resultante es de -0,74—en promedio una variación de 1 por ciento en la RMV se asocia a una reducción de los niveles de empleo en 0,74 por ciento. El impacto es mayor cuando se considera la submuestra de individuos con salarios anterior al ajuste menores a 2 veces la RMV (-0,83).

**Cuadro 4: Efectos de la RMV sobre el Empleo: Elasticidades y Semi-Elasticidades**

<u>Total</u>		<u>Rangos de Interés</u>	
Elasticidad Tasa Empleo/RMV	Elasticidad Empleo/RMV	Elasticidad Tasa Empleo/RMV	Elasticidad Empleo/RMV
-0,71	-0,74	-0,80	-0,83

La respuesta de los niveles de empleo ante cambios de la RMV difiere según nivel económico. Específicamente se observa una elasticidad más alta para aquellos individuos con bajos niveles de ingresos (hasta 1,2 veces la RMV antes del ajuste). Asimismo, el impacto se reduce para los trabajadores con ingresos mayores a la RMV y resulta poco significativo para aquellos con ingresos mayores a 2,0 veces la RMV.

**Gráfico 3: Elasticidad Empleo/RMV en Valores Absolutos por Rango de Ingresos y Sectores (%)**



Fuente: EPE.

El modelo muestra peculiaridades del mercado laboral peruano, pues los cambios en la RMV no sólo afectan a aquellos que ganan el salario mínimo. Por el contrario, los cambios en la RMV afectan de manera significativa el empleo de aquellos asalariados en rangos de ingresos distintos al salario mínimo. Estos resultados mostrarían que existe un efecto empleo que se refleja en repercusiones no esperadas de la RMV sobre rangos de ingresos más amplios, el cual se originaría por el lado de la demanda, pues serían los empleadores los que modificarían sus decisiones de demanda de mano de obra ante cambios en la RMV.



## 4.2 Efectos sobre la informalidad

### Cambios en la probabilidad de mantenerse en el sector informal

De la misma forma, es de esperarse que un ajuste de la RMV esté asociado a un incremento de la informalidad de aquellos trabajadores cuyo ingreso estaba muy cercano a la RMV antes del ajuste. Así, un alza en la RMV reduciría los incentivos de los empleadores a formalizar a sus trabajadores, dado que ello implicaría pagarles un mayor salario, o de los trabajadores independientes a formalizarse, dado que ello ocasionaría costos laborales adicionales que reducirían sus ingresos netos.

Al igual que en el modelo de probabilidad de retener el empleo, se evaluó el efecto para toda la muestra, sin especificar los rangos de ingresos. Este efecto resultó nulo y no significativo para ambos ajustes, por lo que se concluye que no existen efectos significativos a nivel global. Sin embargo, una vez que se calcula el efecto por rango de ingresos, los resultados predicen el impacto esperado que se replica para ambos ajustes. El Cuadro 5 muestra el efecto sobre la probabilidad de mantenerse en el sector informal para cada rango de ingreso.

**Cuadro 5: Efectos sobre la Probabilidad de mantenerse en el sector informal**

	Sector Privado	
	2003	2006
ran ] 0,3 – 0,6 ]*RMV1	0,099***	0,091**
ran ] 0,6 – 0,9 ]*RMV1	0,103***	0,025
ran ] 0,9 – 1,2 ]*RMV1	0,053**	0,049*
ran ] 1,2 – 1,5 ]*RMV1	0,011	-0,023
ran ] 1,5 – 2,0 ]*RMV1	0,010	0,004
ran ] 2,0 – 2,5 ]*RMV1	0,004	-0,004
ran ] 2,5 – 3,0 ]*RMV1	-0,032	0,064
ran ] 3,0 – 4,0 ]*RMV1	-0,016	0,026
ran ] 4,0 – 5,0 ]*RMV1	-0,037	0,032

\*significativo al 10%; \*\* significativo al 5%; \*\*\* significativo al 1%

### Elasticidades informalidad

El Cuadro 6 muestra la respuesta del nivel de informalidad ante un cambio de 1 por ciento en la RMV. Este efecto es de 0,19 por ciento en la informalidad del mercado laboral (0,13 puntos porcentuales en la tasa de informalidad). Sin embargo, dado que dicho impacto sólo es significativo para aquellos con salario menor a 1,2 veces la RMV, y que la informalidad se concentra en el



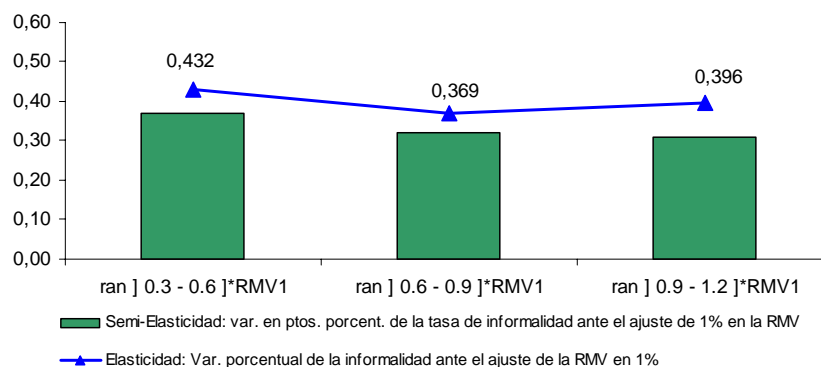
segmento de menores ingresos (40 por ciento del total de trabajadores informales reciben ingresos menores a 1,2 veces la RMV),<sup>6</sup> cabe esperar que la elasticidad informalidad/RMV sea mayor cuando se calcula sólo para dicho subgrupo. De esta forma, el impacto estimado se duplica para estos rangos de ingresos (elasticidad promedio de 0,42), mostrando un grado considerable de sustitución de trabajo formal por trabajo informal para aquellos individuos con ingresos bajos.

**Cuadro 6: Efectos de la RMV sobre la Informalidad: Elasticidades y Semi-Elasticidades**

<u>Total</u>		<u>Rangos de Interés</u>	
Elasticidad Tasa Informalidad/RMV	Elasticidad Informalidad/RMV	Elasticidad Tasa Informalidad/RMV	Elasticidad Informalidad/RMV
0,13	0,19	0,35	0,42

El Gráfico 4 muestra las elasticidades y semi-elasticidades informalidad/RMV estimadas para cada rango de ingreso relevante. En general estos efectos no difieren de manera considerable entre rangos y son mayores que la elasticidad informalidad/RMV global calculada para todos los rangos de ingresos. De esta forma, el efecto informalidad sería relevante para aquellos que estando empleados antes del ajuste, reciben un salario muy parecido o por debajo de la RMV, ya que una fracción de aquellos trabajadores que dejan el sector formal permanecerían ocupados luego del mismo optando por la actividad informal.

**Gráfico 4: Efectos de la RMV sobre la informalidad por Rangos de Ingresos: Elasticidades**



Fuente: EPE.

Este efecto informalidad tendría sus orígenes principalmente en el lado de la demanda y en menor medida en el de la oferta. Por el lado de demanda, serían las empresas pequeñas y medianas las que optarían por emplear informalmente para mantener salarios por debajo de la RMV. Por el lado de la

<sup>6</sup> EPE 2005-2006.



oferta, serían los asalariados formales que siendo despedidos debido al ajuste de la RMV, buscarían nuevas alternativas de empleo en el sector informal.

## 5. Conclusiones y recomendaciones

Cambios en la RMV tienen efectos reales negativos sobre el empleo, sobre todo en aquella fracción de la fuerza laboral que se pretende favorecer. Sin embargo, se demuestra la existencia de un “efecto empleo” en la medida que el impacto sobre el empleo no se limita al grupo de asalariados con ingresos iguales a la RMV, sino se extiende a rangos de ingresos inferiores y superiores a la RMV, afectando los niveles de empleo para el segmento de la fuerza laboral que recibe ingresos mensuales menor o igual a 2 veces la RMV.

En el caso del efecto sobre el nivel de informalidad se observa que éste aumenta para niveles de ingreso inferior y hasta 1,2 veces la RMV, lo que puede ser explicado por los incentivos de los empleadores a evitar mayores costos laborales y de los trabajadores a evitar reducciones en sus ingresos netos, optando por la informalidad. Asimismo, este impacto sobre los niveles de informalidad sugiere la existencia de un “efecto informalidad” debido a la movilidad de la fuerza laboral de bajos ingresos del sector formal al informal, lo que atenuaría el efecto negativo sobre el nivel de empleo.

Dados estos efectos reales se han considerado las siguientes recomendaciones:

Evitar cambios discretos importantes en la RMV para no generar efectos considerables sobre el empleo y la informalidad. Al respecto se debe considerar el periodo en que se lleva a cabo el ajuste como una variable de elección. Dado que los ajustes de la RMV han mostrado tener efectos negativos de corto plazo reduciendo el empleo y aumentando la informalidad, los ajustes deben ser llevados a cabo en periodos estacionalmente altos en términos de actividad económica. Así, un ajuste en la RMV antes de periodos con relativamente alta actividad económica estará más orientado a aumentar los niveles de ingresos de aquellos con salario alrededor de la RMV y permitirá atenuar los efectos sobre el empleo y la informalidad.

Establecer cambios en la Ley laboral orientados a reducir la alta rotación de la mano de obra menos calificada. Los efectos mostrados en este informe son de corto plazo y dado que la RMV se ha mantenido relativamente constante en niveles reales, se esperaría que en el largo plazo dichos



efectos sean menores. Por lo tanto, una política orientada a reducir la rotación de la mano de obra menos calificada, reduciría los efectos negativos de corto plazo de la RMV sobre el empleo.

Generar programas de capacitación que eleven la productividad de los trabajadores y reduzcan la proporción de la fuerza laboral que recibe ingresos mensuales menores a la RMV y que resulta ser negativamente afectada por la política de salarios mínimos. Al respecto la nueva Ley de Mediana y Pequeña Empresa (MYPE) incluye disposiciones para la creación de estos programas, pero aún no se conocen detalles acerca de su implementación.

Promover políticas orientadas a la reducción de la informalidad en el mercado laboral, de manera que desincentive el efecto informalidad, reduciendo la movilidad de trabajadores del sector formal al informal, el cual resulta ser el más afectado ante los ajustes de la RMV.

## Referencias

- Card, D y A. Krueger** (2000). “Minimum wages and employment: A case of study of the fast-food industry in New Jersey and Pennsylvania: Reply”, *The American Economic Review*, Vol. 90 No.5, 1397-1420
- Carneiro, G** (2004). “Are minimum wages to blame for informality in the labor market?”, *Empirica* 31, 295-306.
- Jaramillo, M. y K. López** (2006). “¿Cómo se ajusta el mercado de trabajo ante cambios en el salario mínimo en el Perú? Una evaluación de la experiencia de la última década?”, *Grupo de Análisis para el Desarrollo-GRADE*. Documento de Trabajo No 50.
- Maloney, W. y J. Nuñez** (2001). “Measuring the impact of minimum wages: Evidence from Latin America”, *The World Bank – Policy Research Working Paper* 2597.
- Neumark, D., M. Schweitzer y W. Washer** (1998). “The effects of minimum wages on the distribution of family incomes: A non-parametric analysis”, *NBER Working Paper* 6536.
- Neumark, D., M. Schweitzer y W. Washer** (2000). “The effects of minimum wages throughout the wage distribution”, *NBER Working Paper* 7519.
- Saavedra, J.** (2004). “Efectos del incremento de la Remuneración Mínima Vital en el 2003 sobre los trabajadores dependientes de Lima Metropolitana”, Manuscrito.
- Stewart, M** (2002). “Estimating the Impact of the Minimum Wage Using Geographical Wage Variation”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 64, 583-605.



## Apéndice: Especificación del modelo

En una evaluación de impacto convencional, los grupos de tratamiento y control son seleccionados de manera aleatoria. Requiere que todas las características observables (como demografía y status económico) y no observables (como motivación por participar en un determinado programa) anterior al tratamiento y ajenas al programa o cambio que se quiere evaluar, sean iguales entre ambos grupos. Solamente de esta manera la diferencia en los resultados de los grupos puede ser atribuida a dicho programa o cambio. Si este es el caso el procedimiento convencional es evaluar el impacto mediante un modelo de diferencias en diferencias como el que se ha planteado en la Sección 3, con un periodo inicial que se toma como línea de base y un periodo post-tratamiento.

Cuando los grupos de control y tratamiento no están definidos, es posible utilizar una técnica de “matching” que asegure que los individuos en ambos grupos son iguales en características observables y no observables antes del tratamiento. Esta técnica es óptima cuando los grupos no han sido seleccionado de manera aleatoria, y por tanto el “matching” garantiza que por cada individuo tratado hay otro igual en características previas al tratamiento en el grupo de control (o contrafactual).

Para este trabajo, dadas las características de construcción de los paneles de la EPE, la selección aleatoria está garantizada y por tanto los individuos son iguales en características anteriores al tratamiento, que en este caso es un shock remunerativo. Así, la EPE seleccionó de manera aleatoria quienes serían entrevistados antes del ajuste en la RMV 2 veces y quienes serían sometidos a su segunda encuesta después del ajuste. No se da el caso de la evaluación de programas, donde un individuo deseoso de participar en el mismo consiga estar en el grupo de tratamiento aun cuando no le correspondía, por lo que se espera que este individuo difiera en características, alterando las estimaciones.

Con el fin de confirmar la correcta asignación de los grupos de tratamiento (afectos) y control (no afectos), y asegurar que dichos grupos son iguales en características observables en la etapa previa al ajuste, se construyeron pruebas de igualdad de medias.<sup>7</sup> Estas pruebas fueron realizadas para todas las características que la EPE nos permite observar, llegando a la conclusión que entre ambos grupos no hay diferencias significativas en:

- La proporción de hombres y mujeres
- La proporción de individuos que son jefes de hogar

---

<sup>7</sup> Las diferencias en medias fueron evaluadas al 5 por ciento de significancia.



- La proporción de individuos que trabajan en empresas con mas de 50 trabajadores
- La proporción de trabajadores con permanencia de más de 6 meses en el trabajo
- La proporción de individuos en cada sector económico
- La proporción de individuos en cada rango de ingreso
- La edad promedio
- El nivel de educación promedio
- El ingreso promedio

Por tanto, es válido estimar los efectos objeto de este informe y atribuirlos al cambio en la RMV, sin utilizar técnicas de matching, mediante un modelo probabilístico de diferencias en diferencias donde se controle por todas aquellas características que la información de la EPE proporcione.

# *Probando la condición de Marshall-Lerner y el efecto Curva-J: Evidencia empírica para el caso peruano<sup>1</sup>*

---

Rafael Bustamante<sup>2</sup>

Fedor Morales<sup>3</sup>

## **Resumen**

La condición de Marshall-Lerner establece que las depreciaciones reales incrementan las exportaciones netas. Sin embargo, existe evidencia empírica de que una depreciación real puede conducir al deterioro de las cuentas externas en el corto plazo, situación que al revertirse en el tiempo forma una Curva J. En este trabajo se analiza la evidencia empírica de la Condición de Marshall-Lerner y la Curva-J en la economía peruana durante el período 1991-2008 usando datos trimestrales. Las variables consideradas son: Balanza comercial, el tipo de cambio real bilateral, el producto bruto interno y; las importaciones mundiales, como variable aproximada del ingreso del resto del mundo. Siguiendo a Breitung (2000) y Juselius (2006), la metodología utilizada es la de VAR Cointegrados (CVAR), que se emplea con la finalidad de conocer si existe alguna relación de largo plazo entre las series en estudio y al mismo tiempo estudiar los mecanismos de transmisión entre dichas series. Se encuentra que se satisface la condición de Marshall-Lerner y se rechaza la existencia de la Curva-J para la economía peruana. Finalmente, se encuentra que los determinantes a largo plazo de la balanza comercial peruana son: el tipo de cambio real y las importaciones mundiales, excluyéndose de dicha relación el producto bruto interno.

Clasificación **JEL:** F11, F14

**Palabras Clave:** VAR Cointegrados, Condición Marshall-Lerner, Curva-J, Balanza Comercial, Tipo de Cambio Real, Política Económica.

---

<sup>1</sup> Este trabajo fue presentado en el XXV Encuentro de Economistas del Banco Central de Reserva del Perú, de diciembre de 2007. Los autores agradecen los comentarios vertidos por Gabriel Rodríguez (Editor de la Revista de Estudios Económicos), Raúl Jiménez, Miguel Pisfil Capuñay, Luis Gonzáles Cubas. Los comentarios y conclusiones de la presente investigación son entera responsabilidad de los autores.

<sup>2</sup> Economista Investigador de la UNMSM. Actualmente se encuentra realizando investigaciones para el Consorcio de Investigación Económica y Social (CIES). Correo electrónico: [r.bustamante.ro@gmail.com](mailto:r.bustamante.ro@gmail.com)

<sup>3</sup> Universidad Nacional Mayor de San Marcos, Instituto de Matemática Pura e Aplicada (IMPA). Correo electrónico: [fedormorales@gmail.com](mailto:fedormorales@gmail.com)



## 1. Introducción

En el Perú, la balanza comercial ha jugado un papel protagónico en el desempeño económico. Particularmente, es a partir del año 2002 en que empieza a registrar superávits, alcanzando en el 2006, un record histórico de 8,934 millones de US\$. Para el año 2007, el superávit registrado fue 8,356 millones de US\$, y al primer trimestre del 2008, dicho superávit asciende a 1,478 millones de US\$. Este dinamismo que ha impregnado el comercio internacional en términos de diversificación de producción de mercados de destino y de generación de empleo, mantiene al comercio exterior como uno de los principales motores de la economía. Se puede añadir a la importancia de la balanza comercial, su representatividad de las cuentas externas, toda vez que para muchas economías en desarrollo el sector de servicios y el mercado de capitales se encuentran escasamente desarrollados.

Dado este contexto cabe preguntarse acerca del comportamiento de tales cuentas en relación con uno de sus principales determinantes, el tipo de cambio real. En general se suele argumentar que las depreciaciones reales son expansivas en tanto favorecen la competitividad internacional e incrementan las exportaciones netas. Esta dinámica descansa en la *Condición de Marshall-Lerner*, la cual expresa que la balanza comercial es elástica (mayor a uno) con respecto al tipo de cambio real. No obstante, evidencia empírica ha mostrado que una depreciación del tipo de cambio real puede conducir al deterioro de las cuentas externas, fenómeno que se ha identificado con un comportamiento en forma de J de tales saldos.

Estudiar los múltiples fenómenos de retroalimentación entre la balanza comercial, el tipo de cambio real y el ingreso es de gran importancia para las economías en desarrollo como el Perú. En esencia, el escaso desarrollo de nuestro del mercado de capitales interno, la tendencia decreciente en los términos de intercambio, lo que nos obliga a exportar cada vez más para obtener una misma cantidad de importaciones, son entre otros, factores que incentivan el estudio de la dinámica del comercio internacional para una economía como la peruana. Así, en general; la evolución de la balanza en cuenta corriente depende básicamente de la balanza comercial.

La discusión entre los mecanismos de ajuste frente a desequilibrios internacionales es usualmente difícil porque no es un debate precisamente entre dos posiciones coherentes. La mirada estándar del problema generalmente es cuestionada por una serie de posiciones adversas. Lo que propone la corriente tradicional en resumen es: en primer lugar, los desequilibrios en la balanza comercial son generalmente causados por divergencias entre la absorción interna y el producto. En segundo lugar,



estas divergencias en la absorción se presentan básicamente por desequilibrios del gasto público, los cuales implican perturbaciones en la balanza comercial vía crecimiento en el precio relativo de bienes domésticos y factores de producción, es decir, apreciación del tipo de cambio real. Por último, para corregir dichos desequilibrios se requiere un movimiento contractivo en la política fiscal y una depreciación nominal de la moneda doméstica<sup>4</sup>.

El efecto de tipo de cambio real sobre el nivel de producción ha sido sujeto de distintas consideraciones, si bien existe una amplia literatura que sustenta su efecto expansivo debido a que una depreciación mejora la balanza comercial. Existen otros efectos, asociados por ejemplo al canal comercial (Curva-J, en el corto plazo), que puede disminuir e incluso contraer la actividad económica<sup>5</sup>. Es decir, dada ciertas características propias de cada economía, se puede encontrar potenciales efectos favorables o nocivos asociados a los mecanismos por los cuales actúa en la economía, que deben sopesarse<sup>6</sup>.

Muchas veces se suele argumentar que las devaluaciones son expansivas, en tanto favorecen la competitividad internacional e incrementan las exportaciones netas y por ende el producto, conforme al análisis de elasticidades realizado por Marshall-Lerner. En esta línea, una devaluación disminuye los precios relativos de nuestras exportaciones, lo cual mejora la competitividad de nuestros productos, por lo que se le considera como positiva para la economía. Por otro lado, las importaciones se encarecen comparativamente, lo que se traduciría en una disminución del volumen importado.

La evidencia empírica nos muestra que una depreciación del tipo de cambio tiene dos efectos sobre la balanza comercial. El primero es el efecto precio; el cual implica que las importaciones se vuelvan más caras valoradas en moneda doméstica y que las exportaciones se vuelvan más baratas para los compradores foráneos, al menos en el corto plazo. El segundo es el efecto volumen asociado con la disminución de las importaciones y el incremento en las exportaciones. Dado que el volumen de los flujos comerciales podría no cambiar en el corto plazo -por las restricciones temporales que entrañan la ampliación de la capacidad instalada de la economía y los nuevos canales de distribución- el efecto precio tiende en el corto plazo a dominar sobre el efecto volumen,

---

<sup>4</sup> Posiciones alternativas a este enfoque niegan que la política fiscal afecte la balanza comercial, que la tasa de cambio real tenga algo que hacer con respecto a los desequilibrios en la balanza comercial, o que movimientos en la tasa de cambio nominal afecten la tasa de cambio real.

<sup>5</sup> Dornbusch y Krugman (1976) señalan que una devaluación en presencia de Curva-J puede tener efectos perversos sobre la balanza comercial, esta puede tener efectos deflacionarios para la economía e incluso, producir más inflación en el corto plazo (Ahmad y Yang, 2004).

<sup>6</sup> Saldaña y Velásquez (1994).



por consiguiente, una depreciación de la moneda doméstica deteriora la balanza comercial en el corto plazo. Pero en el largo plazo, si la condición Marshall-Lerner se mantiene, es decir, si la suma de la elasticidad precio de la demanda de exportaciones más la elasticidad precio de la demanda de importaciones es suficientemente grande (sumen más que uno), el efecto volumen domina sobre el efecto precio y la balanza comercial mejora ante una depreciación. Cuando se grafica el efecto total, tomando en el eje de las abscisas el tiempo y en el eje de las ordenadas la balanza comercial, la senda temporal de la balanza comercial describirá una curva en forma de J<sup>7</sup>.

En tal sentido el propósito de la presente investigación es mostrar la evidencia empírica de la condición Marshall-Lerner y el efecto Curva-J para la economía peruana. Para ello se analiza las relaciones existentes entre la balanza comercial, el tipo de cambio real, el ingreso doméstico y el ingreso del resto del mundo. Un matiz importante a este respecto es que la teoría económica no se encuentra en capacidad de establecer unanimidad en lo que se refiere a los mecanismos de transmisión y la secuencia temporal de los efectos entre una y otra variable. Por tanto, para la estimación econométrica de las relaciones existentes entre las variables mencionadas se utilizan esquemas multivariados de series de tiempo, tal como el modelo VECM (Vector Error Correction Model), en el cual, todas las variables tienen la particularidad de ser endógenas. La muestra empleada en el presente análisis será tomada con una frecuencia trimestral para el período 1991:1 a 2008:1.

Este documento está organizado de la siguiente manera: en la sección segunda se muestra la literatura relacionada sobre el tema, así como, un breve marco teórico. En la sección tercera se expondrá la metodología econométrica, en la sección cuatro se mostrará los principales resultados de la estimación y las implicaciones de política económica. Para finalizar, se enunciarán las principales conclusiones.

---

<sup>7</sup> En literatura reciente basada en modelos dinámicos de equilibrio general se ha encontrado que la balanza comercial está negativamente correlacionada con valores corrientes y futuros de los términos de intercambio, los cuales son medidos por el tipo de cambio real, pero positivamente correlacionados con movimientos pasados. Este fenómeno se le ha denominado la Curva-S debido a la forma asimétrica de la función de correlación intertemporal para la balanza comercial y la tasa de cambio real. (Backus et al., 1994).



## 2. Marco teórico

Con respecto a la literatura relacionada, éstas en general no han podido corroborar la hipótesis de la condición Marshall-Lerner y más aún, el efecto Curva-J. Los análisis clásicos realizados por: Houthankker y Magee (1969), Khan (1974), Goldstein y Khan (1978), Wilson y Takaes (1979), Warner y Kreinin (1983), Krugman y Baldwin (1987), en general han concluido en contra de la condición Marshall-Lerner. Sin embargo, dichos análisis se han basado en estimaciones mediante la técnica de Mínimos Cuadrados Ordinarios (OLS), técnica que presenta problemas de regresiones espurias cuando la muestra contiene series no estacionarias<sup>8</sup>. Conforme las técnicas econométricas se han ido desarrollando, se ha insistido en realizar nuevas estimaciones de los problemas antiguamente concebidos y la condición Marshall-Lerner no ha sido la excepción. Bahmani-Oskooee y Niroomand (1998) y Coparale y Chui (1999) han utilizado procedimientos de cointegración. Rose y Yellen (1989) concluyeron que el fenómeno Curva-J no se mantenía para los países pertenecientes al G-7. Rose (1990) realizó el mismo ejercicio con una muestra de países en desarrollo y nuevamente rechazó la presencia del fenómeno Curva-J. Bahmani-Oskooee y Alse (1994) examinaron la relación entre el ratio importaciones-exportaciones y el tipo de cambio real para muchos países usando un modelo de corrección de errores. Estos investigadores encontraron que para los países que estimaron la Curva-J, había poca evidencia de una relación de largo plazo entre el ratio importaciones-exportaciones y el tipo de cambio real<sup>9</sup>. Onafowora (2003), constituye un ejemplo del caso contrario. En efecto, utilizando métodos de cointegración y datos del comercio bilateral hacia los Estados Unidos y Japón, este autor encuentra evidencia a favor de la existencia de Curva-J en los algunos países del este asiático<sup>10</sup>.

Para el caso latinoamericano, se destacan las contribuciones de Rincón (1999), Rendón y Ramírez (2005), Robledo (2008) para el caso colombiano y Moura y Da Silva (2005) para el caso brasileño. Estos autores, utilizando métodos de cointegración y, en el último caso, modelos de cambio de régimen (Markov Switching Models) rechazan la existencia de una Curva-J para los países mencionados.

El teorema o condición de Marshall-Lerner demuestra que para llevar a cabo la devaluación de una divisa y que ésta tenga un impacto positivo en la balanza comercial, la suma de las elasticidades precios de las importaciones y las exportaciones ha de ser, en valor absoluto, superior a 1. El efecto

---

<sup>8</sup> Además, para verificar la evidencia en contra de la Curva-J no involucró en el modelo el ingreso foráneo, puesto que el objetivo del autor era verificar los tres enfoques para la determinación de la cuenta corriente y no específicamente la condición Marshall-Lerner y el efecto Curva-J.

<sup>9</sup> Ramírez y Rendón (2005).

<sup>10</sup> Indonesia, Malasia y Tailandia.



neto en la balanza comercial dependerá de las elasticidades de los precios, si los bienes exportados son elásticos su demanda experimentará un aumento proporcionalmente mayor a la disminución de los precios, y el total de los ingresos por exportaciones aumentarán en la balanza comercial, y si los bienes importados también son elásticos el importe total por importaciones decrecerá. Ambas variaciones mejoraran el saldo de la balanza comercial. Empíricamente, se ha demostrado que los bienes tienden a ser inelásticos a corto plazo, ya que tarda cierto tiempo cambiar los patrones de consumo, por tanto la condición de Marshall-Lerner no se cumpliría y una devaluación empeoraría inicialmente la balanza comercial. A largo plazo los consumidores se ajustarían a los nuevos precios y el saldo de la balanza comercial debería mejorar.

Por tanto, una depreciación del tipo de cambio real tendrá efecto positivo sobre las exportaciones netas si la diferencia de las elasticidades-precio de la demanda de exportaciones y de importaciones es mayor que la unidad, esta es precisamente la condición de Marshall-Lerner<sup>11</sup>. De hecho, en la práctica una depreciación genera primero un efecto negativo y luego uno positivo si se cumple la condición de Marshall-Lerner (Curva-J).

## 2.1 El modelo

Generalmente en la literatura macroeconómica moderna, los determinantes de la balanza comercial de una economía pequeña, tal como la peruana, se derivan de modelos en los cuales se asumen dos países con agente representativo<sup>12</sup>. En dichos modelos se obtienen las funciones de demanda de importaciones y demanda de exportaciones, y por ende, la balanza comercial, por medio de un proceso de optimización dinámica, en el cual, el agente representativo deriva su utilidad intertemporal del consumo de dos clases de bienes, uno producido domésticamente -no transable-  $cnt_t$  y otro bien importado -transable-  $ct_t$ , sujeto a una restricción presupuestaria también de carácter intertemporal.

El problema que enfrenta el agente representativo del país doméstico –asumiendo una economía pequeña-, es el siguiente:

$$\max_{\{ct_t, cnt_t\}} \int_0^{+\infty} e^{-\beta t} u(ct_t, cnt_t) dt \quad (1)$$

<sup>11</sup> Para una prueba general de éstas condiciones véase Obstfeld y Rogoff (1996).

<sup>12</sup> Ramírez y Rendon, op. cit.



donde  $0 < \beta < 1$  representa una tasa constante de descuento, dado que todos los argumentos de la función de utilidad están medidos en términos reales. La restricción presupuestaria, está dada por:

$$g_t = d_t + x_t \left( \frac{p^x}{p^f} \right)_t + g_t \left( \frac{p}{p^f} \right)_t - ct_t \left( \frac{p^m}{p^f} \right)_t - cnt_t \quad (2)$$

La ecuación (2) nos indica que la restricción presupuestaria está determinada por la variación del presupuesto, cuyos movimientos se deben a la diferencia entre un presupuesto inicial  $g_t$ , una dotación de bienes producidos internamente  $d_t$  y las exportaciones domésticas  $X_t$ , menos los gastos de consumo interno en bienes no transables  $cnt_t$  y transables  $ct_t$ . Además, observamos que tanto las exportaciones como las importaciones son deflactadas por el nivel de precios foráneo; el ratio entre el precio de las exportaciones y el nivel de precios foráneo  $(p^x / p^f)_t$  y el ratio entre el precio de las importaciones y el nivel de precio foráneo  $(p^m / p^f)_t$  miden respectivamente, el poder adquisitivo de las exportaciones e importaciones domésticas en términos de moneda foránea, donde:

$$p_t^f = \delta p_t^{n,f} + (1 - \delta) p_t^{m,f} \quad (3)$$

Así,  $\delta$  y  $1 - \delta$  son respectivamente, la ponderación de los bienes de consumo no transables y transables al interior del índice de precios foráneo, tenemos  $0 < \delta < 1$ . Además,  $p_t^{n,f}$  es el nivel de precios de bienes no transables en el país foráneo y  $p_t^{m,f}$  es el nivel de precios de las importaciones foráneas –exportaciones domésticas–.

Asumiendo una función de utilidad del tipo CES<sup>13</sup>, como la siguiente:

$$u(ct_t, cnt_t) = -\frac{1}{\rho} \ln(\theta cnt_t^{-\rho} + (1 - \theta) ct_t^{-\rho}) \quad (4)$$

tenemos específicamente el siguiente problema de optimización dinámica<sup>14</sup>:

<sup>13</sup> Donde  $\theta$  es el parámetro de distribución, tenemos  $0 < \theta < 1$ . Además,  $\rho$  es el parámetro de sustitución con  $-1 < \rho \neq 0$ .

<sup>14</sup> El problema que trabaja Misas, Ramírez y Silva (2001) es desarrollado bajo una función de utilidad Cobb-Douglas.



$$\max_{\{c_t, cnt_t\}} \int_0^{+\infty} e^{-\beta t} \left\{ -\frac{1}{\rho} \ln(\theta cnt_t^{-\rho} + (1-\theta)ct_t^{-\rho}) \right\} dt$$

$$st.$$

$$\dot{g} = d_t + x_t \left( \frac{p^x}{p^f} \right)_t + g_t \left( \frac{p}{p^f} \right)_t - ct_t \left( \frac{p^m}{p^f} \right)_t - cnt_t$$
(5)

el cual, puede ser resuelto aplicando el *Principio del Máximo de Pontryagin* (Pontryagin et al., 1962). Las variables de control son: la demanda por bienes no transables y la demanda de importaciones; además, la variable de estado es el presupuesto y la variable de coestado es el multiplicador dinámico de Lagrange asociado al problema (5).

Resolviendo el problema anterior<sup>15</sup>, obtenemos una ecuación estimable (21), la cual podemos describir de la siguiente manera:

$$BC_t = \beta_0 + \beta_1 R_t + \beta_2 Y_t + \beta_3 Y_t^f + \beta_4 t + \varepsilon_t$$
(6)

donde:  $R_t$  es el tipo de cambio real,  $Y_t$  es el producto doméstico,  $Y_t^f$  es el producto foráneo, la tendencia captura efectos de los términos de intercambio (por ejemplo, para productores de productos primarios), mejoras inmedibles de calidad, nuevos canales de distribución o tendencias de liberalización.

La teoría económica considera que una devaluación real de la moneda doméstica tiende a empeorar el estado inicial de la balanza comercial debido a que el efecto precio tiende a dominar sobre el efecto volumen en el corto plazo, luego de este proceso, el comportamiento se revierte y unos meses más tarde el efecto volumen domina sobre el efecto precio y como resultado la balanza comercial empieza a presentar mejores resultados.

El efecto precio domina en primera instancia el proceso, puesto que el primer impacto de una depreciación sobre la balanza comercial consiste en un aumento del valor de las importaciones expresadas en producto interno; que fueron formalizadas previamente a la depreciación. Dado que las exportaciones expresadas en producto interno no varían y las importaciones expresadas en

<sup>15</sup> Véase el Anexo A para la resolución breve de este problema.



producto interno aumentan, el resultado en el corto plazo es el empeoramiento de la balanza comercial<sup>16</sup>.

El efecto volumen reacciona más lentamente ante las devaluaciones de la moneda doméstica por varias causas: en primera instancia por el lado de la producción, ampliar la capacidad instalada de la economía doméstica para acondicionarse a las nuevas estructuras de demanda requiere cierto lapso de tiempo. Las empresas exportadoras requieren contratar nuevos empleados y ampliar las instalaciones, mientras que las empresas importadoras deben encontrar productores domésticos que estén en capacidad de sustituir los pedidos procedentes del extranjero. En segunda instancia, por el lado del consumo, el aumento de la demanda foránea de productos domésticos requiere de nuevos canales de distribución que necesitan tiempo para ser establecidos en el mercado internacional.

En conclusión, los efectos negativos sobre la balanza comercial que se presentan en el corto plazo por causa del efecto precio, se compensan en el mediano plazo a medida que la capacidad instalada de la economía doméstica se acopla al cambio estructural, finalmente, en el largo plazo, se observa una mejora en el estado de la balanza comercial en comparación al estado inicial de esta (antes de la devaluación real), dicho efecto tiende a desvanecerse en el tiempo a medida que el proceso de ajuste se completa.

### 3. Análisis de los resultados

#### 3.1 Los datos

La metodología usada consiste en la aplicación de los VAR Cointegrados<sup>17</sup> con la finalidad de conocer si existe alguna relación de largo plazo entre las series en estudio y a la vez estudiar los mecanismos de transmisión de dichas series.

El sistema de variables a utilizar será<sup>18</sup>: Balanza comercial (BC), expresado como el ratio de exportaciones sobre importaciones<sup>19</sup>; el índice del tipo de cambio real bilateral (TCRB94), como variable proxy del tipo de cambio real multilateral; el producto bruto interno (PBIMA) y; las

---

<sup>16</sup> Un resultado empírico que corrobora dicho acontecimiento es el hecho que los contratos de exportación e importación son realizados con varios meses de antelación, luego la balanza comercial expresada en producto interno puede deteriorarse luego de una depreciación real.

<sup>17</sup> Para más detalles sobre esta metodología consúltese Breitung (2000) y Juselius (2006).

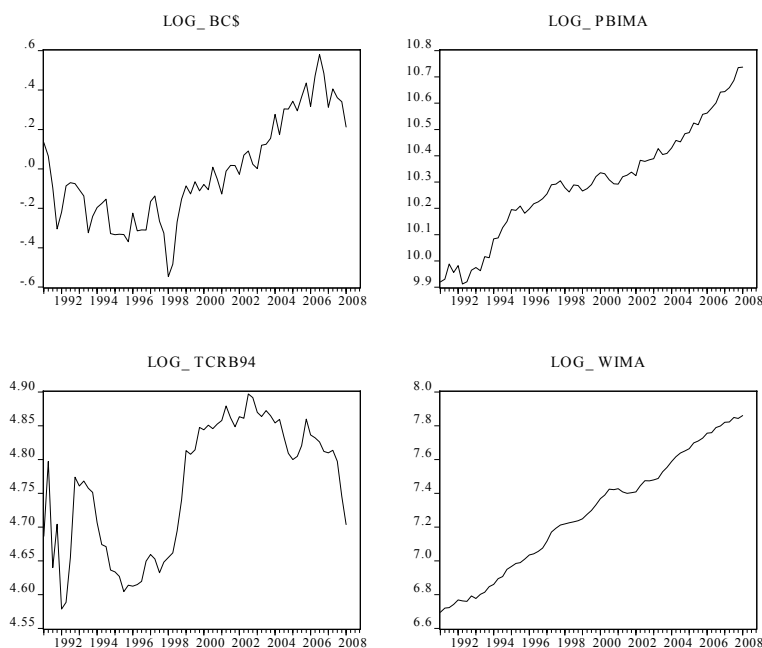
<sup>18</sup> Los datos fueron obtenidos del Banco Central de Reserva del Perú y del IMF International Financial Statistics.

<sup>19</sup> Este ratio, posee ventajas como indicador de la Balanza Comercial. Por ejemplo: (i) pueden tomarse logaritmos y obtener así tasas de crecimiento, (ii) Este indicador permanece constante a los cambios en las unidades de medida. Por tanto, representa la Balanza Comercial real o nominal.

importaciones mundiales (WIMA), como variable proxy del ingreso del resto del mundo (Moura y Da Silva, 2005). El tamaño de muestra para el análisis del ejercicio econométrico comprende datos trimestrales correspondientes al período 1991:01 a 2008:01<sup>20</sup>.

Dado el modelo teórico adoptado y la necesidad de estimar elasticidades, las series se encuentran en logaritmos, transformación que corrige problemas de varianza. La primera aproximación que se tiene con las series en cuestión es el análisis gráfico (Ver Gráfico 1) en el cual aparentemente se observan series no estacionarias, por lo cual es necesario aplicar el test de raíz unitaria para confirmar los resultados.

**Gráfico 1: Gráfica de las series en estudio.**



Fuente: BCRP e IMF – Internacional Financial Statistics.

En el Cuadro 1, se resume los resultados de la prueba de raíz unitaria propuesta por Elliot, Rothenberg y Stock (1996)<sup>21</sup>. En ningún caso se rechaza la hipótesis nula de presencia de raíz

<sup>20</sup> El índice del tipo de cambio real bilateral fue sometido a un cambio de base (de 2001 a 1994), mientras que el PBI y las importaciones mundiales (WI), son variables desestacionalizadas utilizando el método de promedios móviles (MA), por esto, dichas variables, poseen el sufijo MA.

<sup>21</sup> Es conocido que las pruebas tradicionales de raíces unitarias tienen poco poder para rechazar la hipótesis nula de no estacionariedad. Esta prueba conocida como DF-GLS (ERS) es similar a la prueba ADF, sin embargo, posee el mejor rendimiento global en términos de tamaño muestral y potencia, dominando sobre la prueba ADF. Adicionalmente, estos autores demuestran que dicha prueba tiene la misma potencia asintótica como las pruebas de punto óptimo.



unitaria para las variables en niveles. Sin embargo, se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria de las variables en primeras diferencias, por tanto, las series en cuestión son integradas de orden uno<sup>22</sup>. Luego de comprobar el orden de integración de las series en cuestión, la tarea es especificar el número de rezagos apropiados para la estimación, al igual que los componentes determinísticos que participan en la estimación, puesto que el test de cointegración depende en gran medida de la especificación del modelo.

**Cuadro 1: Prueba de Raíz Unitaria DF-GLS, (ERS).**

Variable	Modelo	Rezagos	DF-GLS Stat.
log_bc	C	0	-1.392075
log_pbima	C,T	0	-1.803451
log_tcrb94	C,T	1	-1.664124
log_wima	C	2	0.751556

C=Constante, T=Tendencia lineal.

El número de rezagos se eligió de acuerdo al Criterio de Información Bayesiano (BIC).

\* Significancia al 5%.

### 3.2 Análisis de cointegración

Una relación de equilibrio se alcanza automáticamente cuando las series empleadas son estacionarias, puesto que, cualquier combinación lineal de las mismas siempre resultará otra serie estacionaria. Sin embargo, el equilibrio que nos interesa es aquel generado por series no estacionarias. Utilizando la metodología de Johansen (1988, 1995) se observan diferentes resultados dependiendo si se incluye una constante y tendencia en la ecuación de cointegración, así como el número de rezagos utilizados en el modelo. El número de rezagos a utilizar se determinó con el estadístico LR, en este caso se incluyó cinco rezagos.

Basado en lo anterior, la prueba de la traza y del máximo valor propio; son consistentes y detectan la presencia de un vector de cointegración entre las variables analizadas (Ver Cuadro 2), es decir, existe una relación de largo plazo estacionaria entre variables no estacionarias. La selección del

<sup>22</sup> Adicionalmente a las series se les sometió a las pruebas de quiebre estructural de Zivot y Andrews, no se encontró evidencia de quiebre estructural dentro del período muestral.



modelo para el análisis de cointegración, se basó en el hecho de que algunas de las variables consideradas en dicho vector presentan tendencia en sus niveles, por esta razón es necesario considerar una relación cointegrante que permita captar dicha característica, además, la especificación del modelo plantea la posibilidad de una tendencia que influye sobre la balanza comercial.

**Cuadro 2: Prueba de cointegración de Johansen.**

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	Max-Eigen Statistic
$r = 0$	0.485058	80.46863**	41.81313**
$r \leq 1$	0.276020	38.65549	20.34849
$r \leq 2$	0.160223	18.30701	11.00101
$r \leq 3$	0.109496	7.305999	7.305999

Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

\*\* Significancia al 1%.

Una vez se tiene la cointegración, es necesario realizar pruebas de exogeneidad débil y pruebas de exclusión sobre el vector encontrado, para determinar si las variables involucradas en el estudio hacen parte fundamental de la relación de largo plazo de equilibrio<sup>23</sup>. El modelo seleccionado bajo las anteriores premisas es el que posee intercepción y tendencia lineal en el vector cointegrante.

En el Cuadro 3, se resume los resultados de las pruebas de exogeneidad débil y exclusión de parámetros. En el panel (a), encontramos que sólo para el caso de la balanza comercial y el tipo de cambio real bilateral se rechaza la hipótesis nula de exogeneidad débil. Lo anterior indica que, son éstas variables las que se ajustan en el corto plazo para equilibrar la relación en el largo plazo. Por tanto, para dichas variables, existe un vector de corrección de errores. En el panel (b), se muestran los resultados de las pruebas de exclusión para la identificación del vector de cointegración. La conclusión principal de dicho panel es que, la hipótesis nula de exclusión del PBI en el vector de

<sup>23</sup> Un modelo es descartado, en su orden, por: (i) Signos no esperados en el vector de cointegración, (ii) Modelación inadecuada (Pruebas de exclusión), (iii) Rechazo en la exogeneidad débil en lo referente a la variable balanza comercial, (iv) comportamiento inadecuado de los residuales del modelo (autocorrelación y no normalidad a nivel multivariado) y (v) factores de ajuste inadecuados (signo contrario al esperado). Ver Misas, Ramírez y Silva (2001).



cointegración no puede ser rechazada. Así, podemos concluir que a largo plazo, sólo el tipo de cambio real y las importaciones mundiales son los determinantes de la balanza comercial.

**Cuadro 3: Restricciones sobre la matriz  $\Pi$ .**

(a) Prueba de exogeneidad débil.

Coefficiente (Variable)	Chi-Cuadrado Stat.
$\alpha_1=0$ (log_bc)	6.34224*
$\alpha_2=0$ (log_pbima)	2.71040
$\alpha_3=0$ (log_tcr94)	6.02788*
$\alpha_4=0$ (log_wima)	0.15145
$\alpha_2=0, \alpha_4=0$	2.72623

(b) Prueba de exclusión de parámetros.

Coefficiente (Variable)	Chi-Cuadrado Stat.
$\beta_1=0$ (log_bc)	4.31137*
$\beta_2=0$ (log_pbima)	1.26113
$\beta_3=0$ (log_tcr94)	5.50892*
$\beta_4=0$ (log_wima)	2.85134
$\beta_1=\beta_3=0$	20.02829**
$\beta_2=\beta_4=0$	2.85457
$\alpha_2=\alpha_4=\beta_2=\beta_4=0, \beta_1=1$	10.01779*
$\alpha_2=\alpha_4=\beta_4=0, \beta_1=1$	9.52731*
$\alpha_2=\alpha_4=\beta_2=0, \beta_1=1$	4.57971

\*\* , \* Significancia al 1% y 5% respectivamente.

El vector de cointegración normalizado se muestra en el Cuadro 4, dicho vector presenta el signo adecuado para el tipo de cambio real, es decir, una depreciación del tipo de cambio real tiene un impacto positivo sobre la balanza comercial, dicha ecuación de cointegración es la siguiente:

$$\ln bc_t = 17.08305 + \underset{(t=2.86150)}{1.838382} \ln tcrb94_t - \underset{(t=-2.18069)}{3.953108} \ln wima_t + \underset{(t=2.48748)}{0.082685} t + \varepsilon_t \quad (7)$$

**Cuadro 4: Vector de cointegración,  $\alpha_2=\alpha_4=\beta_2=0, \beta_1=1$ .**

log_bc	log_pbima	log_tcrb94	log_wima	trend
1.000000	0.000000	-1.838382	3.953108	-0.082685



	(0.00000)	(0.00000)	(0.64245)	(1.81278)	(0.03324)
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)					
D(log_bc)	-0.168749	(0.05602)			
D(log_pbima)	0.000000	(0.00000)			
D(log_tcrb94)	0.041750	(0.01302)			
D(log_wima)	0.000000	(0.00000)			

Notemos que, la elasticidad de la balanza comercial con respecto a la tasa de cambio real es mayor que uno, lo cual significa que la condición Marshall-Lerner se mantiene para la economía peruana en el largo plazo<sup>24</sup>. Sin embargo, la interpretación de estos coeficientes es incompleta sin el análisis del coeficiente de ajuste asociado, ya que éste determina la dinámica de corto plazo. En efecto, en esta misma tabla podemos observar el coeficiente de ajuste asociado a la ecuación de la balanza comercial, el hecho que éste sea negativo ( $\alpha_1 = -0.168749$ ) y significativo confirma la existencia de una relación estable de largo plazo, esto es, la dinámica de corto plazo de la balanza comercial garantiza que las desviaciones respecto a esta relación de equilibrio se corrijan.

Esta evidencia empírica sugiere que una depreciación del tipo de cambio real mejora la balanza comercial en el largo plazo. Cabe señalar que, el efecto del tipo de cambio real puede estar subestimado toda vez que se está comparando un dato agregado (balanza comercial) versus uno bilateral (tipo de cambio real) ya que para un mismo período, una moneda se puede estar apreciando/depreciando en términos reales respecto a otras monedas de nuestros socios comerciales<sup>25</sup>. Estos resultados son similares a los encontrados por Moura y Da Silva (2005) y Akbostanci (2002) para el caso brasileño y turco respectivamente<sup>26</sup>.

En el Cuadro 5, Cuadro 6 y Cuadro 7 se muestran los resultados de las pruebas de autocorrelación residual, heteroscedascidad y normalidad de los residuos del modelo estimado respectivamente.

<sup>24</sup> Ver comentario en la sección 3.3.

<sup>25</sup> Moura y Da Silva (2005) y Akbostanci (2002), construyen para sus respectivas investigaciones variables proxy del tipo de cambio real en base a la información de sus principales socios comerciales. Sin embargo, la escasa información estadística desagregada disponible para el Perú no hizo posible la construcción de una variable similar para este documento.

<sup>26</sup> Con respecto al signo de las importaciones mundiales, una posible explicación a este resultado sería la sustitución que tienen nuestras exportaciones en el mercado internacional. En efecto, como el resto del mundo está importando más, las exportaciones necesarias para satisfacer esta mayor demanda sustituyen nuestras exportaciones, deteriorando así nuestra balanza comercial.



Estas tablas nos muestran que nuestro modelo no se pueden rechazar la hipótesis nula de no autocorrelación, no heteroscedasticidad y normalidad de los residuos.

**Cuadro 5: Prueba de Correlación Serial.**

VEC Residual Serial Correlation LM Tests

H0: no serial correlation at lag order h

Sample: 1991Q1 2008Q4

Included observations: 63

Lags	LM-Stat	Prob
1	20.35622	0.2046
2	18.77103	0.2807
3	16.08152	0.4473
4	16.07684	0.4476
5	18.14476	0.3155
6	19.51745	0.2427

Probs from chi-square with 16 df.

**Cuadro 6: Prueba de Heteroscedasticidad.**

VEC Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms  
(only levels and squares)

Joint test:		
Chi-sq	Df.	Prob.
393.2019	420	0.8217

**Cuadro 7: Prueba de Normalidad de los residuos.**

	D(log_bc)	D(log_pbima)	D(log_tcrb94)	D(log_wima)



Jarque-Bera	1.142772	1.967299	2.115191	1.181171
Prob.	0.564742	0.373944	0.347290	0.554003

### 3.3 Función de Impulso-Respuesta y descomposición de la varianza

La función de impulso-respuesta mide el efecto del choque en un punto en el tiempo sobre el valor esperado de las variables del sistema dinámico a través del tiempo. Un VAR puede ser representado como un vector de innovaciones, los coeficientes de dicha representación son denominados *multiplicadores de impacto* y éstos pueden ser usados para medir la interacción entre las variables del sistema. Tradicionalmente, la función de impulso-respuesta utiliza el impulso-respuesta ortogonalizado cuando los choques subyacentes al VAR están ortogonalizados utilizando la descomposición de Cholesky. El problema con este enfoque es la no unicidad de la función de impulso-respuesta y no es invariante respecto del ordenamiento de las variables en el VAR<sup>27</sup>.

Koop et al. (1996) y Pesaran y Shin (1998) sugieren el uso de la *función generalizada* de impulso-respuesta como método alternativo en que dicha función puede ser única e invariante respecto del ordenamiento de las variables.

Asimismo, Lutkepohl (1993) muestra que la interpretación de los coeficientes del vector de cointegración como elasticidades de largo plazo es completamente inadecuada, ya que en esta interpretación se ignora la dinámica del sistema. Propone llevar a cabo sobre el sistema, un análisis de impulso respuesta y asociar, la respuesta de largo plazo al concepto de elasticidad. De forma análoga, estas funciones permiten identificar la dirección y el grado de respuesta de la balanza comercial ante cambios en la tasa de cambio real y en los ingresos domésticos y extranjeros. La respuesta de la balanza comercial ante cambios en las variables antes mencionadas, es decir, como responde a balanza comercial a un impulso positivo sobre las demás variables analizadas.

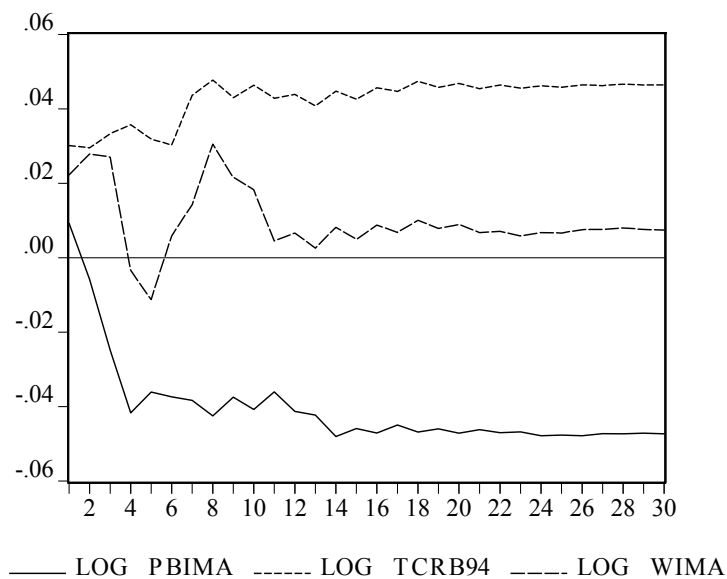
En la Gráfico 2, se muestran los resultados de la función generalizada de impulso-respuesta. En dicha figura, podemos observar que a corto plazo, el PBIMA tiene un impacto negativo sobre la balanza comercial, estabilizándose este impacto a partir del quinto trimestre. Con respecto a

<sup>27</sup> Este problema puede ser tratado por la imposición de restricciones a priori tal que la matriz de covarianzas sea diagonal. Estas restricciones estructurales puede tener justificación teórica en algunos casos, sin embargo, no siempre es posible justificar un conjunto particular de restricciones.



TCR94, este posee un impacto positivo a lo largo del tiempo, estabilizándose casi de inmediato, este resultado, descarta la posibilidad de la existencia de una Curva-J para el caso peruano.

**Gráfico 2: Función Generalizada de Impulso-Respuesta.**



En el Cuadro 8, se muestra la descomposición de la varianza de la balanza comercial. En dicha tabla podemos apreciar que, hasta el quinto trimestre, el 49 por ciento de la varianza es atribuible a sus propios choques aleatorios, mientras que el porcentaje restante es atribuido al resto de las variables. En este sentido, las perturbaciones del tipo de cambio real (TCR94) explican el 27 por ciento de la varianza; seguido por las importaciones mundiales (WIMA), que explican el 12 por ciento; mientras que el producto bruto interno (PBIMA) sólo explica el 11 por ciento de la misma. Conforme aumenta el horizonte de proyección, el tipo de cambio real explica hasta el 55 por ciento de la varianza; mientras que el 21 por ciento es atribuido al producto; el 17 por ciento a sus propios choques aleatorios y, el 6 por ciento a las importaciones mundiales<sup>28</sup>.

<sup>28</sup> Este incremento de la contribución del producto en la varianza de la balanza comercial, se centra en el hecho que el empleo de horizontes temporales reducidos (mensuales o trimestrales) produce un efecto de dispersión en la información, que en última instancia puede subestimar (sobrestimar) el poder explicativo de la trayectoria de una variable (bc) por parte de otra (pbi), lo anterior fue analizado en detalle por Fama (1990).

**Cuadro 8: Descomposición de la varianza.**

Period	LOG_BC\$	LOG_PBIMA	LOG_TCRB94	LOG_WIMA
1	74.67638	8.09977	10.33029	6.893561
5	49.11743	11.4357	27.23932	12.20755
10	32.7035	15.15645	39.56775	12.57231
15	26.18479	17.75522	46.95467	9.105321
20	21.76556	19.67858	51.20285	7.35301
25	19.07817	21.03372	53.75733	6.130774
30	17.25211	21.90626	55.46264	5.378985

Cabe señalar que, la dinámica que exhibe la balanza comercial respecto del producto es únicamente de corto plazo, debido a que esta última variable no está incluida en el vector de cointegración, pero sí en el vector de corrección de errores estimado; lo anterior, permite la existencia de una función de impulso-respuesta y una descomposición de la varianza distintas de cero de la balanza comercial con respecto al producto.

#### 4. Conclusiones

La evidencia bajo esta metodología econométrica ha mostrado que el fenómeno Curva-J no está presente en la economía peruana (situación que caracteriza las economías en desarrollo) y además, se observa el cumplimiento de la condición de Marshall-Lerner. Esto indica que los agentes partícipes del comercio internacional peruano son altamente sensibles a las variaciones en el tipo de cambio real. Un factor explicativo de dichos acontecimientos, se centran en la estructura productiva del comercio exterior peruano que se basa en esencia en productos con bajo contenido de valor agregado, es decir, los productos de exportación peruanos no incorporan un componente tecnológico significativo, esto trae como consecuencia, la incapacidad de competir en el mercado internacional con calidad y productividad, y la única salida a la competencia internacional es mediante la depreciación del tipo de cambio real. Esto también se podría ver en cuanto al uso de la capacidad instalada en el momento de darse una depreciación, es decir, si una se encuentra en niveles bajos en el uso de su capacidad instalada el efecto positivo de una depreciación del tipo de cambio real sobre la balanza comercial va a ser inmediata, de estar al borde de su PBI potencial es necesario hacer el reajuste señalado y por tanto se estaría más propenso a encontrar la Curva-J en el comportamiento de la balanza comercial inmediatamente después de ocurrida la depreciación.



La evidencia encontrada tiene también importantes implicancias de política económica. En esencia, una política fiscal restrictiva claramente emprendida por el gobierno, es un factor determinante para alcanzar un tipo de cambio real competitivo y así, una mayor participación de los productos domésticos en el mercado internacional, además la reducción de la absorción interna conlleva un efecto directo que mejora la balanza comercial. Otro aspecto a tener en cuenta son los efectos de bienestar que contienen implícitas las devaluaciones reales que benefician en esencia el sector transable de la economía, y por ende, los agentes dueños del capital, puesto que dicho sector se caracteriza por contener un componente relativamente intensivo en este factor productivo. La consecuencia de dicha política sería una reducción de los salarios dado un estancamiento relativo del sector no transable, pero este efecto será reducido dadas las características de la canasta exportadora de la economía peruana.

Un futuro análisis sería estudiar la relación que describe mejor la situación de una economía pequeña como la peruana, en donde las elasticidades foráneas tienden a infinito, esto quiere decir que el país doméstico es tomador de precios en el mercado internacional. Bajo la anterior situación, la condición relevante es que la elasticidad de la oferta de exportaciones sea mayor que el valor absoluto de la elasticidad de la demanda de importaciones. La gran dificultad de esta relación radica en calcular la elasticidad de la oferta doméstica de exportaciones.



## Referencias

- Alves D., Fava V. y Silbert S.,** (2000) *Current Account Balance and the Real Exchange Rate: The Brazilian Case in the Last Two Decades.*
- Ahmad, Jaleel y Jing Yang,** (2004) *Estimation of the J-Curve in China.* Economic Series No. 67, East-West Center Working Paper.
- Akbostanci, Elif,** (2002) *Dynamic of the Trade Balance: The Turkish J-Curve.* ERC Working Papers in Economics 01/05. Economic Research Center.
- Bahmani-Oskooee M.,** (1985) *Devaluation and the J-Curve: Some Evidence from LDC's.* The Review of Economics and Statistics, Vol. 67 (3).
- Bahmani-Oskooee M.,** (1998) *Cointegration Approach to Estimate the Long-Run Trade Elasticities in LDC's.* International Economic Journal, Vol. 12 (3).
- Bahmani-Oskooee M. y Farhang Niroomand,** (1998) *Long-run Price Elasticities and the Marshall-Lerner Condition Revised,* Economics Letters, Vol. 61 (1).
- Banco Central de Reserva del Perú: Notas de Estudio No. 16, Balanza Comercial.
- Baumgarten de Bolle,** (2002) *Fiscal Policy, Borrowing Constraints, and Real Exchange Rates in Colombia and Ecuador.* IMF Working Paper.
- Breitung, Jörg** (2000) *Structural Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models, Habilitation Thesis,* Humboldt University Berlin.
- Caporale G. y Chui M.,** (1999) *Estimating Income and Price Elasticities of Trade in a Cointegration Framework.* Review of International Economics, Vol. 7 (2).
- Dornbush, R. y Paul Krugman,** (1976) *Flexible Exchange rates in the Short-Run.* Brooking Papers in Activity, Economic Studies Program, The Brooking Institution, Vol. 7 (3).
- Fama, Eugene,** (1990) *Stock returns, expected returns, and real activity.* Journal of Finance, Vol. 45 (4).
- Graham Elliott, Thomas J. Rothenberg y James H. Stock** (1996) *Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root.* Econometrica, Vol. 64 (4), pp. 813-836.
- Hendry, D. F. y A. Doornik,** (1994) *Modelling Linear Dynamic Econometric Systems.* Scottish Journal of Political Economy, Vol. 45.
- Houthankker, Hendrik y Stephen Magee,** (1969) *Income and Price Elasticities in World Trade.* Review of Economics and Statistics, Vol. 51 (2).
- Johansen S.,** (1988) *Statistical Analysis of Cointegrating Vectors.* Journal of Economic Dynamics and Control, Vol. 12 (2, 3).
- Johansen S.,** (1995) *Likelihood Based Inference in Cointegration Vector Autorregressive Models.* Oxford University Press.
- Juselius, Katarina,** (2006) *The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applications.* Oxford University Press.
- Khan, Mohsin,** (1974) *Import and Export Demand in Developing Countries.* IMF Staff Papers, Vol. 21 (3), pp. 678-693.



- Koop G., Pesaran M. H., y Potter S. M.** (1996) *Impulse response analysis in nonlinear multivariate models*. Journal of Econometrics, Vol. 74 (1).
- Krugman, Paul y Richard Baldwin,** (1987) *The Persistence of the U.S Trade Deficit*. Brookings Paper on Economic Activity, Vol. 18 (1), pp. 1-56.
- Lindert P. y Charles Kindleberger,** (1982) *International Economics*, Irwin, Series in Economics, Homewood, IL.
- Lütkepohl, H.,** (1993) *Introduction to Multiple Time Series Analysis*, 2<sup>nd</sup> Edition. Spriger-Verlag.
- Misas, Martha, María Ramírez y Luisa Silva,** (2001) *Exportaciones no tradicionales en Colombia y sus determinantes*. Borradores de Economía, No. 178. Subgerencia de Estudios Económicos del Banco de la República de Colombia.
- Moura, G. y Sergio Da Silva,** (2005) *Is there a Brazilian J-Curve?* Economics Bulletin, Vol. 6 (10), pp. 1-17.
- Onafowora, Olugbenga,** (2003) *Exchange rate and trade balance in east asia: is there a J-curve?* Economics Bulletin, Vol. 5 (18), pages 1-13.
- Obstfeld M., Kenneth Rogoff,** (1996) *Foundations of International Macroeconomics*. The MIT Press.
- Pesaran M. H. y Y. Shin,** (1998) *Generalized impulse response analysis in linear multivariate models*. Economic Letters, Vol. 58 (1).
- Pontryagin, L.S., V.G. Boltyanskiy, R.V. Gramkredize y E.F. Mischenko,** (1962) *The mathematical theory of optimal process*. Intercience, New York.
- Rendón Obando, Hernando y Andrés Ramírez Hassan,** (2005) *Condición Marshall-Lerner: una aproximación al caso colombiano, 1980-2001*. Ecos de Economía No. 20, pp. 29-58.
- Robledo C., Jacobo,** (2008) *Tasa de cambio y Balanza Comercial en Colombia: Condición de Marshall-Lerner y efecto Curva-J*. Facultad de Economía de la Universidad del Rosario, Colombia.
- Reinhart C.,** (1995) *Devaluation, Relative Prices, and International Trade Evidence from Developing Countries*. IMF Staff Paper, Vol. 42 (2).
- Rincón, Hernán,** (1999) *Testing the Short-and-Long-Run Exchange Rate Effects on Trade Balance: The Case of Colombia*. Borradores de Economía, No. 120.
- Saldaña, Luís y Mario Velásquez,** (2007) *El Impacto del Tipo de Cambio en las decisiones de Inversión de las empresas peruanas entre 1994-1995*. Documento de Trabajo 254, Departamento de Economía, PUCP.

**Anexo****A. Resolución del problema de optimización dinámica.**

La *función de Hamilton* es, para el problema (5) es la siguiente:

$$H = e^{-\beta t} u(ct_t, cnt_t) + \lambda_t \left\{ d_t + x_t \left( \frac{p^x}{p^f} \right)_t + g_t \left( \frac{p}{p^f} \right)_t - ct_t \left( \frac{p^m}{p^f} \right)_t - cnt_t \right\} \quad (8)$$

Las condiciones de primer orden son:

$$\frac{\partial H}{\partial cnt} = e^{-\beta t} \left( -\frac{1}{\rho} \right) \frac{\theta(-\rho)cnt^{-\rho-1}}{\theta cnt^{-\rho} + (1-\theta)ct^{-\rho}} - \lambda_t = 0 \quad (9)$$

$$\frac{\partial H}{\partial ct} = e^{-\beta t} \left( -\frac{1}{\rho} \right) \frac{(1-\theta)(-\rho)ct^{-\rho-1}}{\theta cnt^{-\rho} + (1-\theta)ct^{-\rho}} - \lambda_t \left( \frac{p^m}{p^f} \right)_t = 0 \quad (10)$$

$$\frac{\partial H}{\partial \lambda} = \mathcal{L} = d_t + x_t \left( \frac{p^x}{p^f} \right)_t + g_t \left( \frac{p}{p^f} \right)_t - ct_t \left( \frac{p^m}{p^f} \right)_t - cnt_t \quad (11)$$

$$-\frac{\partial H}{\partial g} = \mathcal{L}_g = -\lambda_t \left( \frac{p^m}{p^f} \right)_t \quad (12)$$

$$\lim_{t \rightarrow +\infty} \lambda_t g_t = 0 \quad (13)$$

La ecuación (13), es la *condición de transversalidad* e implica que al final de la existencia de esta economía, el precio sombra que asignan los agentes al presupuesto es igual a cero  $\lambda_t = 0$  ó el presupuesto es igual a cero  $g_{\min} = g = 0$ .

Luego de manipular las ecuaciones (9) y (10), se obtiene la relación existente entre la demanda de bienes no transables y la demanda de importaciones:

$$ct_t = \left\{ \frac{1-\theta}{\theta} \left( \frac{p^f}{p^m} \right)_t \right\}^{\sigma} cnt_t \quad (14)$$



Donde  $\sigma$  es la elasticidad de sustitución y  $\sigma = 1 / (1 + \rho)$ . En estado estacionario<sup>29</sup>, el crecimiento tanto del variable estado, la variable coestado y las variables control es cero, y asumiendo la condición *market clearing*, tenemos la función de demanda de importaciones del país doméstico:

$$ct_t \left( \frac{p^m}{p^f} \right)_t = g_t \left( \frac{p}{p^f} \right)_t + x_t \left( \frac{p^x}{p^f} \right)_t \quad (15)$$

Aplicando logaritmo a la ecuación (15), tenemos:

$$\ln ct_t = \ln \left\{ g_t \left( \frac{p}{p^f} \right)_t + x_t \left( \frac{p^x}{p^f} \right)_t \right\} + \ln \left( \frac{p^f}{p^m} \right)_t \quad (16)$$

por simetría en el análisis, la función de demanda de exportaciones domésticas, es decir, las importaciones del país foráneo, vienen dadas por:

$$\ln ct_t^f = \ln \left\{ g_t^f \left( \frac{p^f}{p^f} \right)_t + x_t^f \left( \frac{p^{x,f}}{p^f} \right)_t \right\} + \ln \left( \frac{p^f}{p^{m,f}} \right)_t \quad (17)$$

Donde las variables con superíndice denotan el país foráneo. Además, dado el supuesto de dos países, la condición de equilibrio general transforma la ecuación (17) en la siguiente<sup>30</sup>:

$$\ln ct_t^f = \ln \left\{ g_t^f + ct_t \left( \frac{p^m}{p^f} \right)_t \right\} + \ln \left( \frac{p^f}{p^x} \right)_t \quad (18)$$

Si se define la balanza comercial como el ratio entre exportaciones e importaciones del país doméstico, obtenemos:

$$\ln \frac{x_t}{ct_t} = \ln \left\{ g_t^f + ct_t \left( \frac{p^m}{p^f} \right)_t \right\} - \ln \left\{ g_t \left( \frac{p}{p^f} \right)_t + x_t \left( \frac{p^x}{p^f} \right)_t \right\} + \ln \left( \frac{p^f}{p^x} \right)_t - \ln \left( \frac{p^f}{p^m} \right)_t \quad (19)$$

<sup>29</sup> Para una exposición más detallada véase Reinhart (1995) y Misas, Ramírez y Silva (2001).

<sup>30</sup> La condición de equilibrio general implica  $x_t = ct_t^f$  y  $x_t^f = ct_t$ .



Finalmente<sup>31</sup>,

$$\ln bc_t = \ln \frac{x_t}{ct_t} = \ln \left\{ g_t^f + ct_t \left( \frac{p^m}{p^f} \right)_t \right\} - \ln \left\{ g_t \left( \frac{p}{p^f} \right)_t + x_t \left( \frac{p^x}{p^f} \right)_t \right\} + \ln \left( \frac{p^m}{p^x} \right)_t \quad (20)$$

Definiendo,

$$\begin{aligned} BC_t &= \ln bc_t \\ Y_t^f &= \ln \left\{ g_t^f + ct_t (p^m / p^f)_t \right\} \\ Y_t &= \ln \left\{ g_t (p / p^f)_t + x_t (p^x / p^f)_t \right\} \\ R_t &= \ln (p^m / p^x)_t \end{aligned}$$

La ecuación estimable se reduce a la forma:

$$BC_t = v + \beta_1 R_t + \beta_2 Y_t + \beta_3 Y_t^f + \varepsilon_t \quad (21)$$

---

<sup>31</sup> El resultado de la balanza comercial es desarrollado desde la perspectiva de la demanda asumiendo elasticidad infinita de la oferta en el país doméstico y foráneo.