

EFFECTO PASSTHROUGH DE LA DEPRECIACIÓN SOBRE INFLACIÓN Y TÉRMINOS DE INTERCAMBIO INTERNOS EN BOLIVIA*

Ernesto Cupé C.**

* La versión final de este trabajo fue presentada en febrero de 2002.

** Analista de la Unidad de Análisis de Políticas Sociales y Económicas, UDAPE. Las opiniones expresadas en este artículo no necesariamente coinciden con las de la institución. Rigen los descargos de estilo.

EFECTO PASSTHROUGH DE LA DEPRECIACIÓN SOBRE INFLACIÓN Y TÉRMINOS DE INTERCAMBIO INTERNOS EN BOLIVIA

Ernesto Cupé C.

Resumen:

En este artículo se aplica un enfoque novedoso para estudiar el efecto que tiene la depreciación del tipo de cambio nominal sobre precios en la economía boliviana. A partir de revisión bibliográfica exhaustiva sobre el tema, se empieza mostrando cómo el efecto passthrough ha ido disminuyendo sostenidamente luego del período hiperinflacionario de mediados de la década de los 80s. Posteriormente, a través de técnicas econométricas propias del análisis de series de tiempo, se muestra que en los últimos años el coeficiente passthrough diferenciado por componentes principales es altamente heterogéneo; también, se determina el coeficiente passthrough agregado para la economía en los últimos años, con algunas consideraciones para períodos, como el actual, con rigidez en precios de los principales derivados de hidrocarburos. Finalmente, luego de mostrar a través de evidencia empírica cómo los precios relativos internos se han modificado en los últimos años, se muestra que los sectores con mayor deterioro de sus términos de intercambio internos son los sectores menos transables de la economía y se cuantifica la participación del efecto passthrough en dicho deterioro

1. INTRODUCCION

Bolivia ha pasado por experiencias extremas en términos de inflación. En la década de los ochenta la alta inflación de los primeros años se convirtió rápidamente en hiperinflación y en 1985 había alcanzado una impresionante tasa anual de 8170.5%. En los últimos años, por el contrario, las tasas inflacionarias del país se encuentran entre las más bajas de la región y también de la historia inflacionaria del país. En 1999 la inflación anual fue de 3.13% constituyéndose en el registro inflacionario más bajo del país en los últimos treinta años, el año 2000 la variación de precios fue de 3.41% y el año 2001 la inflación alcanzó a 0.92%, la menor en las últimas cuatro décadas. Por otra parte, la depreciación del tipo de cambio se está acelerando en los últimos años. La trayectoria de la depreciación en estos años pasa de 3.47% el año 1997, a 5.21% en 1998, 6.19% en 1999, 6.67% el año 2000 y alcanza a 6.72% el año 2001.

En este artículo se estudia el efecto que tiene la depreciación del tipo de cambio sobre el nivel de precios. El artículo tiene dos partes principales, en la primera se cuantifica la magnitud del efecto passthrough sobre grupos de productos afines en su formación de precios y, a partir de ello, la magnitud del efecto passthrough sobre el nivel general de precios; en la segunda, se trata el tema de los cambios en los términos de intercambio internos y los coeficientes passthrough diferenciados son aplicados para explicar parte de dichos cambios.

Respecto al primer tema, algunas teorías sostienen que una depreciación del tipo de cambio nominal se traduce en mayor competitividad de los productos nacionales en el mercado internacional, lo que a su vez se reflejaría en mayores exportaciones y, por tanto, en mayor crecimiento; a su vez, las importaciones se encarecen, lo que, considerando la rigidez en la sustitución de importaciones que caracteriza al país, restringe la capacidad de oferta de la economía. En este trade-off, el manejo del tipo de cambio posibilitaría mejoras en

la competitividad de los productos nacionales en el mercado internacional en la medida que afecta al tipo de cambio real; la magnitud de este efecto entonces está en función también de la variación de precios internos, si la inflación doméstica es de igual magnitud que la depreciación del tipo de cambio nominal, el tipo de cambio real no tendrá ninguna variación y tampoco la competitividad de nuestros productos; a su vez, si la inflación es menor que la depreciación del tipo de cambio nominal, el tipo de cambio real se depreciará generando condiciones de mayor competitividad.

Al cambio del nivel de precios debido exclusivamente a una modificación de tipo de cambio nominal se denomina efecto *transmisión* o efecto *passthrough* del tipo de cambio a precios. Con mayor precisión, a la magnitud del cambio porcentual en precios, como respuesta a un cambio de uno por ciento en el tipo de cambio, se conoce como *coeficiente passthrough* del tipo de cambio a precios.

Conocer la magnitud del efecto passthrough para una economía permite cuantificar de una manera muy simple los efectos inflacionarios que ha tenido o tendrá internamente el manejo del tipo de cambio. Contrastando con la simplicidad de su aplicación, la determinación del coeficiente passthrough, sin embargo, no es una tarea simple.

De acuerdo a una investigación bibliográfica realizada por el autor, no se conocen de trabajos publicados sobre el coeficiente passthrough en Bolivia antes de 1985; recién a partir de este año, como consecuencia de la preocupación generalizada por la estabilización de la economía luego del proceso hiperinflacionario, se han publicado algunos trabajos sobre este tema. Naturalmente, los resultados difieren según el período estudiado; sin embargo, prácticamente todos confirman que el valor del coeficiente passthrough para la economía boliviana tiene una tendencia descendente; las variables consideradas en los modelos utilizados para determinar el coeficiente passthrough en general son prácticamente las mismas. Esta característica común a trabajos previos sobre el tema se extiende a que las técnicas empleadas en prácticamente todos los casos son técnicas econométricas; una excepción constituye el trabajo de Huarachi (1987), donde se obtiene el passthrough en el marco de un modelo matemático multisectorial de la economía.

En todos los estudios anteriores, la variación del nivel de precios se ha medido a través de variación en el Índice de Precios al Consumidor (IPC); sin embargo, como es evidente, la variación de precios por efecto de la depreciación es altamente heterogénea al interior de la Canasta Básica, por lo que el IPC resulta ser un indicador extremadamente agregado en el estudio del efecto passthrough.

En el presente trabajo se presenta un enfoque novedoso en el estudio del passthrough al incorporar formalmente en el análisis la evidencia empírica respecto a la existencia de sectores con grados diferentes de dolarización. Como consecuencia de este enfoque, varios coeficientes passthrough sectoriales deben ser determinados y luego agregados en un coeficiente passthrough general.

Al llevar a cabo este estudio sectorializado, destaca el grupo de productos constituido por los derivados de hidrocarburos y el transporte. Su evolución no se da en forma continua sino escalonada, los precios y tarifas (descontando estacionalidad en el transporte) se mantienen fijos entre cada actualización del precio de la gasolina (y la consiguiente actualización de tarifas del transporte).

Al estimar econométricamente el coeficiente passthrough para un grupo de productos, debe reconocerse que la inflación es un fenómeno muy complejo como para ser representado por un modelo estructural simple; por ello, se recurre a estimar el passthrough sectorial a partir de una forma reducida expresada como un modelo VAR, incluyendo los casos con relaciones de cointegración entre los niveles de las variables.

En cuanto al segundo tema central, cambios en términos de intercambio internos por efecto passthrough, debe mencionarse que la descomposición de la inflación a partir de los componentes principales permite capturar la evolución de precios en cada uno de ellos y, debido a diferencias entre sus trayectorias, las modificaciones que se van dando en los precios relativos intersectoriales. Los precios relativos (o términos de intercambio) internos han cambiado notoriamente en los últimos años y el efecto passthrough explica una parte significativa de ese cambio. Este resultado es particularmente importante en cuanto permite identificar a los sectores menos favorecidos por la depreciación y, además, cuantificar el deterioro de sus términos de intercambio con los demás sectores de la economía.

2. TRABAJOS ANTERIORES SOBRE EL PASSTHROUGH

En septiembre de 1985, la escalada inflacionaria por la que atravesaba Bolivia alcanzó su punto más alto, la inflación a doce meses llegó a 23.447% (veintitres mil cuatrocientos cuarenta y siete por ciento). De acuerdo a Morales y Sachs (1990), en este año el efecto passthrough alcanzó a la unidad (passthrough completo).

En uno de los estudios macroeconómicos y cuantitativos más completos de su época, G. Huarachi (1987) aplica un modelo matemático para estudiar la relación devaluación-inflación en Bolivia. El modelo, formulado por el consultor E. Buffie de la Universidad de Harvard, considera la interacción entre precios y cantidades bajo condiciones de equilibrio en el sector no transable de la economía y la solución depende de la determinación previa de la oferta a través de funciones de producción de los sectores domésticos. En este estudio, la variación de precios no es obtenida a partir del Índice de Precios al Consumidor (IPC), sino a partir de un índice de precios cuya canasta incluye bienes del sector público exportador, bienes del sector privado exportador, bienes importados y bienes no transables. Como resultado del trabajo, para el año 1986 el autor obtiene un valor de 0.84 para el coeficiente passthrough.

Posteriormente, Morales J. A. (1989) estudia el período 1986.08-1989.03. La estimación del coeficiente passthrough es obtenida a partir de un modelo estructural de tres ecuaciones, el cual es estimado económicamente por el método de Regresiones Aparentemente no Relacionadas. En la ecuación relativa a la inflación (la cual no incluye variables rezagadas) se incorpora una restricción imponiendo que la suma de los coeficientes correspondientes a las variaciones del tipo de cambio, precio de carburantes y remuneraciones en el sector privado sea igual a la unidad. En todos los casos, las variaciones porcentuales son calculadas como la diferencia del logaritmo de la variable en niveles. El modelo estimado es:

$$\pi_t = -0.0001 + 0.736 e_t + 0.367 \pi_{carb t} + 0.227 w_t \quad [2.1a]$$

(0.002) (0.136) (0.048) (0.120)

$$e_t = 0.278 \pi_{t-1} + 0.193 \pi_{t-2} \quad [2.1b]$$

(0.099) (0.091)

$$\pi_{carb t} = 1.532 e_{t-2} \quad [2.1c]$$

(0.702)

donde π_t es la inflación, e_t la devaluación, $\pi_{carb t}$ variación porcentual de los precios de carburantes, y w_t es la variación porcentual de un índice mensual de remuneraciones en el sector privado. De acuerdo a los resultados de este trabajo, el coeficiente passthrough en el período estudiado es igual a 0.736; la transmisión completa del efecto se da en el curso de un sólo mes.

Más adelante, K. Domínguez y D. Rodrik (1990) estudiaron el tema para el período 1986.03-1990.03. Mediante un modelo econométrico uniecuacional, que expresa la inflación en función de la misma inflación con un rezago y las depreciaciones contemporánea y con un rezago, realizan tres regresiones dependiendo si la depreciación es calculada a partir del tipo de cambio oficial, del tipo de cambio paralelo o del tipo de cambio base. Además, el estudio considera tres subperíodos de estudio; en el primero, (1986.03-1987.03, 12 observaciones), obtienen las siguientes relaciones estadísticamente significativas entre inflación y tipo de cambio:

$$\pi_t = 0.017 - 0.188 \pi_{t-1} - 0.493 \delta_t^{(o)} + 0.594 \delta_{t-1}^{(o)} \quad [2.2a]$$

(0.08) (0.243) (0.350) (0.311)

$$\pi_t = 0.08 - 0.468 \pi_{t-1} - 0.440 \delta_t^{(p)} + 0.803 \delta_{t-1}^{(p)} \quad [2.2b]$$

(0.005) (0.254) (0.180) (0.311)

donde π_t es la inflación mensual en el período t , $\delta_t^{(i)}$ la tasa de depreciación del tipo de cambio i , $i = o$ (oficial), p (paralelo), b (base).

A partir de [2.2a y b], los autores encuentran que en este período el coeficiente del efecto passthrough *con un mes de rezago*¹ es 0.6 para la tasa de depreciación oficial y 0.8 para la paralela. Se observa que no se ha considerado el efecto passthrough de la depreciación contemporánea, cuyo signo en ambos casos resultó negativo; respecto al signo, los autores hacen notar que “por razones que permanecen sin aclararse, el coeficiente passthrough contemporáneo para el tipo de cambio paralelo es negativo (y estadísticamente significativo)”².

Para el segundo subperíodo, 1987.04-1988.08, el modelo formulado por K. Domínguez y D. Rodrik no encuentran ninguna relación entre inflación y tipo de cambio (coeficiente passthrough igual a cero), lo que les induce a pensar que “el nexo entre el tipo de cambio y la inflación hubiese sido roto”³.

Finalmente, para el tercer subperíodo, 1988.09-1990.03, K. Domínguez y D. Rodrik obtienen las siguientes relaciones estadísticamente significativas:

$$\pi_t = -0.003 - 0.114 \pi_{t-1} - 0.641 \delta_t^{(o)} + 0.272 \delta_{t-1}^{(o)} \quad [2.3a]$$

(0.007) (0.254) (0.329) (0.323)

$$\pi_t = -0.001 - 0.102 \pi_{t-1} - 0.563 \delta_t^{(p)} + 0.279 \delta_{t-1}^{(p)} \quad [2.3b]$$

(0.007) (0.167) (0.253) (0.353)

Los autores destacan que el efecto passthrough *contemporáneo* es de cerca de 0.6 en ambos casos. En este caso, el efecto inflacionario de la depreciación sobre el tipo de cambio es inmediato y se transmite en un sólo período.

Un enfoque diferente es utilizado por J. Comboni y J. De la Viña (1992) para estimar el coeficiente passthrough para el período 1989.02-1991.12. En su artículo, proponen el siguiente modelo estructural:

$$\pi_t = \phi_0 + \phi_1 \hat{e}_t + \phi_2 p_t + u_{1t} \quad [2.4a]$$

¹ Es decir, la inflación generada por la depreciación del mes anterior.

² Domínguez, K, Rodrik, D. (1990).

³ Idem.

$$\Delta \hat{e}_t = \beta (\hat{e}_t^* - \hat{e}_{t-1}) \quad [2.4b]$$

$$\hat{e}_t^* = \tau_0 + \tau_1 (\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^*) + \varepsilon_t \quad [2.4c]$$

Notemos que este modelo asume que el efecto passthrough se transmite en el lapso de un mes.

El modelo [2.4a,b y c] también puede ser escrito como

$$\pi_t = \phi_0 + \phi_1 \hat{e}_t + \phi_2 p_t + u_{1t} \quad [2.5a]$$

$$\hat{e}_t = \delta_0 + \delta_1 (\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^*) + (1 - \beta) \hat{e}_{t-1} + u_{2t} \quad [2.5b]$$

donde $\delta_i = \beta \tau_i$, $i=0, 1$ y $u_{2t} = \beta \varepsilon_t$; el cual es estimado con datos semanales por el método de Máxima Verosimilitud con Información Completa (FIML). El resultado de la estimación para la ecuación relativa a la inflación es la siguiente⁴:

$$\pi_t = 0.0658 + 0.2659e_{t-1} + 0.1433e_{t-2} + 0.7255e_{t-3} - 0.4825e_{t-4} + \dots \quad [2.6a]$$

(1.0464) (1.8431) (0.9833) (5.2535) (-3.3511)

Así, considerando que los parámetros estimados corresponden a un modelo estructural, el efecto passthrough para el período estudiado es:

$$0.2659 + 0.1433 + 0.7255 - 0.4825 = 0.6522 \quad [2.6b]$$

Adicionalmente, J. Comboni y J. De la Viña estiman un modelo VAR y un modelo de Corrección de Error, por separado. En el primer caso, las variables endógenas son la inflación y la depreciación, se incluyen los precios de los hidrocarburos como variable exógena y una variable dummy por período electoral; el modelo VAR es estimado en dos versiones, en una se asume que la dinámica del modelo incorpora efectos con hasta un mes de rezago y en la segunda los efectos se darían hasta con dos meses de rezago. Si bien se reportan los resultados de ambas estimaciones, no se usa ninguna de las versiones del modelo VAR para medir el efecto passthrough y tampoco se hace una lectura del modelo en ese sentido. En el segundo caso, J. Comboni y J. De la Viña establecen la existencia de una relación de cointegración entre inflación doméstica π , inflación extranjera π^* y depreciación e ⁵, la cual estaría dada por

$$e = 0.55\pi - 1.53\pi^* \quad [2.7]$$

Escribiendo la relación [2.7] como

$$\pi = 1.82e + 2.78\pi^* \quad [2.8]$$

⁴ Como la dinámica del modelo considera hasta un mes de rezago, la especificación de rezagos en el modelo semanal [2.5a y b] incluye hasta cuatro rezagos.

⁵ Resulta interesante notar que en el período estudiado por Comboni y De la Viña, estas variables son integradas de orden 1, I(1).

de donde⁶ el coeficiente passthrough asociado a la relación de largo plazo [2.7] sería igual a:

$$\frac{\partial \pi}{\partial e} = 1.82 \quad [2.9]$$

Posteriormente, como parte de un estudio sobre política cambiaria, J. Comboni (1994) estudia el efecto inflacionario de la depreciación del tipo de cambio para el período 1992.05–1994.06. El autor propone el siguiente modelo estructural uniecuacional:

$$\pi_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^6 \alpha_i e_{t-i} + \alpha_7 D_{pet} + \alpha_8 D_1 + \alpha_9 D_3 + \varepsilon_t \quad [2.10a]$$

donde e es la depreciación, D_{pet} una variable dummy que captura las variaciones en el precio del petróleo, D_1 , D_3 son variables dummy que capturan las diferencias originadas por la heterogeneidad existente entre las fuentes de información estadística⁷. La inflación se determina a partir de un IPC decadal. La estimación de [2.10a] resulta en:

$$\begin{array}{cccccc} \pi_t = & -0.232 e_{t-1} & + 0.518 e_{t-2} & + 0.718 e_{t-3} & - 0.244 e_{t-4} & + 0.040 e_{t-5} & + 0.673 e_{t-6} & + \dots \\ & (-0.470) & (0.970) & (-1.300) & (0.450) & (0.070) & (1.400) & \end{array} \quad [2.10b]$$

Por tratarse de un modelo estructural, la lectura de [2.10b] permite establecer directamente la dinámica del ajuste en precios luego de una depreciación en 1% del tipo de cambio; en el primer y cuarto subperíodo los precios caerían en 0.232% y 0.244%, respectivamente; mientras que en los demás subperíodos, los precios se incrementarían, con significativas subidas en el segundo, tercero y cuarto subperíodo. Así, el agitado ajuste se daría en dos meses y el impacto inflacionario total sería igual a:

$$-0.232\% + 0.518\% - 0.718\% + 0.244\% + 0.040\% + 0.673\% = 0.525\%. \quad [2.10c]$$

Finalmente, Orellana, W. y Requena, J. (1999) estiman el coeficiente passthrough para el período 1989.01 y 1999.06. Luego de algunas consideraciones, los autores formulan la existencia de una relación cuadrática entre depreciación y tipo de cambio de la forma:

$$\pi = \delta + \alpha e + \lambda e^2, \quad \lambda > 0 \quad [2.11]$$

lo que significa que el “coeficiente” passthrough no es constante, depende del nivel del tipo de cambio y está dado por

⁶ Esta expresión es obtenida por el autor para mostrar explícitamente el coeficiente passthrough implícito en [2.7].

⁷ Para un mismo producto, en el curso de un mes se obtienen tres precios, uno cada diez días, y de tres informantes diferentes; esto hace que la serie no sea homogénea en su fuente de información.

$$\frac{\partial \pi}{\partial e} = \alpha + 2\lambda e, \quad \lambda > 0 \quad [2.12]$$

Los autores estiman los parámetros de [2.12] a partir de un modelo VAR. Como variables endógenas del modelo se consideran la inflación, depreciación al cuadrado y variación de la emisión; la inflación internacional participa en el modelo como variable exógena, también se incluyen algunas variables dummy.

La siguiente es una parte de la ecuación relativa a la inflación en el modelo estimado, donde se muestran los términos correspondientes a la relación entre depreciación al cuadrado e inflación:

$$\pi_t = 0.0012 + 0.3406\pi_{t-1} - 0.0241\pi_{t-2} - 0.0634\pi_{t-3} + 0.0322\pi_{t-4} + 0.0027\pi_{t-5} + 16.6341e_{t-1}^2 - 4.8126e_{t-2}^2 + 3.6498e_{t-3}^2 + 5.6096e_{t-4}^2 - 4.1515e_{t-5}^2 + \dots \quad [2.13a]$$

En este punto, los autores hacen un corte metodológico y recurren a una propiedad propia de sistemas dinámicos determinísticos estables (aunque el modelo es estocástico estacionario) al asumir que en el “largo plazo” se cumple:

$$\pi = \pi_t = \pi_{t-1} = \pi_{t-2} = \pi_{t-3} = \pi_{t-4} = \pi_{t-5} \quad [2.13b]$$

$$e^2 = e_t^2 = e_{t-1}^2 = e_{t-2}^2 = e_{t-3}^2 = e_{t-4}^2 = e_{t-5}^2, \quad [2.13c]$$

Entonces, a partir de [2.13] se obtiene la siguiente relación de estabilidad, o “relación de largo plazo” como mencionan los autores, entre depreciación e inflación,

$$\pi = 0.0012 + (0.3406 - 0.0241 - 0.0634 + 0.0322 + 0.0027)\pi + (16.6341 - 4.8126 + 3.6498 + 5.6096 - 4.1515)e^2 + \dots \quad [2.13d]$$

es decir,

$$\pi = 0.0012 + 0.288\pi + 16.9294e^2 + \dots$$

$$\pi = 0.0017 + 23.7772e^2 + \dots \quad [2.13e]$$

A partir de [2.13e], se obtiene

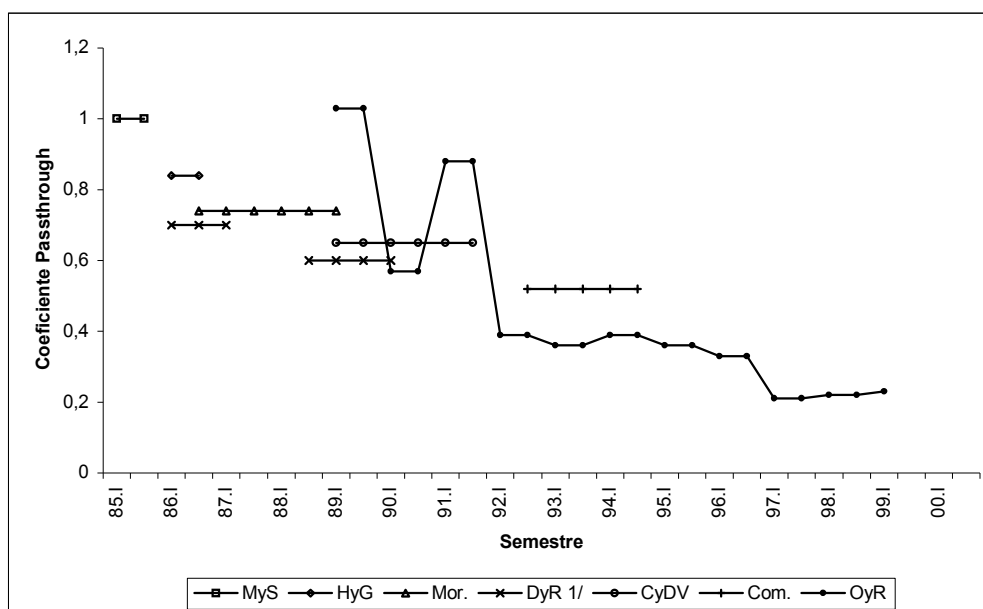
$$\frac{\partial \pi}{\partial e} = 2 * 23.7772e = 47.5545e \quad [2.13f]$$

relación que determinaría el “coeficiente” passthrough cuando el nivel de depreciación del tipo de cambio nominal es igual a e .

Se observa que el “coeficiente” passthrough [2.13f] no es constante y es una función lineal de la tasa de depreciación. Así, una tasa de depreciación, por ejemplo mensual, de 1% tendría un efecto inflacionario de 0.475545% correspondiente a un “coeficiente” passthrough de 0.475545; una tasa de depreciación de 0.5% tendría un efecto inflacionario de 0.12% asociado a un coeficiente passthrough de $0.24 = 0.475545 \times 0.5$; en cambio, una tasa de depreciación de 2% tendría un efecto inflacionario de 1.90% asociado a un coeficiente passthrough de $0.95 = 0.475545 \times 2$. Consistentemente con la base de datos empleada, el “coeficiente” passthrough [2.13f] debería aplicarse a variaciones mensuales del tipo de cambio.

En el Cuadro 2.1, se presenta gráficamente un resumen de los coeficientes passthrough estimados para Bolivia, además de sus respectivos períodos muestrales. Destaca el comportamiento del “coeficiente” passthrough anualizado estimado a partir de los resultados de Requena y Orellana (1999), entre 1989 y 1992 el “coeficiente” passthrough es relativamente alto e inestable, mientras que entre 1993 y 1999 el “coeficiente” sería menor a 0.4.

Cuadro 2.1 **Coefficientes Passthrough Estimados para Bolivia**
(Período 1985 – 1999)



MyS: Morales, J. A. y Sachs, J. (1990).

HyG: Huarachi, G. y Gumiel, F. (1987)

Mor.: Morales, J. A. (1989)

DyR : Domínguez, K. y Rodrik, D. (1990) 1/

CyDV: Comboni, J. y De la Viña, J. (1992)

Com.: Comboni, J. (1994)

OyR: Orellana, W. y Requena, J. (1999) 2/

1/ En el período 1986.I-1987.I se toma el promedio de los passthrough para los tipos de cambio oficial y paralelo, los cuales por otra parte no son muy diferentes. En este mismo subperíodo, el passthrough considera solamente el efecto inflacionario rezagado y no el contemporáneo; en cambio, para el período 1988.II-1990.I, el coeficiente passthrough está asociado exclusivamente al efecto contemporáneo.

2/ Estimación de passthrough anualizado realizada por el autor, en base a resultados obtenidos por Requena y Orellana.

3. MARCO METODOLÓGICO

La metodología adoptada en este estudio se define en función de algunas hipótesis básicas. Se considera que el efecto de la depreciación del tipo de cambio sobre el precio de un producto depende del producto; es decir, el efecto passthrough no es homogéneo sobre todos los productos; a su vez, el efecto passthrough sería relativamente homogéneo sobre ciertos grupos de productos y, sin embargo, las diferencias del efecto passthrough Inter-grupos serían significativas. Esto nos lleva a descartar el IPC por ser un indicador de precios muy agregado y a elaborar IPCs sectoriales a partir de clasificar los productos, artículos o servicios en grupos afines en su formación de precios.

El estudio del passthrough requiere de relativa precisión en los resultados y la dinámica del passthrough parece, en primera instancia, ser muy compleja; entonces, inicialmente no es posible formular un modelo dinámico estructural. En estas condiciones, se tiene ventajas metodológicas si se recurre a los modelos dinámicos de Vectores Autorregresivos, modelos VAR.

Se considera que el grupo de productos sobre los que se mide el IPC está constituido por cinco subgrupos denominados *componentes principales* de la canasta básica⁸; estos son: Productos Agrícolas, Productos No Transables, Productos Industriales Transables, Servicios y el grupo de Derivados de Hidrocarburos y Transporte.

En función de dichos componentes, el IPC, que es un índice tipo Laspeyres, puede expresarse como:

$$IPC_t = \sum_i IPC_t^{(i)} * \omega^{(i)} \quad [3.1]$$

donde IPC_t es el IPC general en el período t , $IPC_t^{(i)}$ es el IPC en el período t del componente principal i y $\omega^{(i)}$ es su correspondiente ponderación en la canasta básica.

A partir de [3.1] se obtiene la siguiente relación entre la inflación general, en el período $t-1$ y el período t , y la respectiva inflación por componentes principales:

$$\pi_t = \sum_i \pi_t^{(i)} * \bar{\omega}_t^{(i)} \quad [3.2a]$$

donde π_t y $\pi_t^{(i)}$ son la inflación general y la del componente principal i en el período t , respectivamente, y $\bar{\omega}_t^{(i)} = \frac{IPC_{t-1}^{(i)}}{IPC_{t-1}} * \omega^{(i)}$ es el coeficiente de agregación correspondiente a $\pi_t^{(i)}$.

La relación [3.2a] también puede expresarse como:

$$\pi_t = \sum_i Incid \pi_t^{(i)} \quad [3.2b]$$

⁸ Para más detalles, ver Cupé (1999).

donde $\text{Incid}\pi_t^{(i)} = \pi_t^{(i)} * \overline{\omega}_t^{(i)}$ es la *incidencia* de la inflación $\pi_t^{(i)}$ en la inflación general π_t .

Derivando [3.2a] con respecto a la depreciación e se obtiene la expresión que relaciona el coeficiente passthrough total con los coeficientes passthrough por componente principal,

$$\frac{\partial \pi}{\partial e} = \sum_i \frac{\partial \pi^{(i)}}{\partial e} * \overline{\omega}_t^{(i)} \quad [3.3]$$

donde $\frac{\partial \pi}{\partial e}$ es el coeficiente passthrough general, y los $\frac{\partial \pi^{(i)}}{\partial e}$ (i = productos agrícolas, no transables, industriales transables, servicios, derivados de hidrocarburos y transporte), son los coeficientes passthrough para los componentes principales.

Se trata, entonces, de medir el coeficiente passthrough para cada componente principal del IPC y luego calcular el coeficiente passthrough general mediante [3.3].

Las siguientes cinco secciones tratan de la determinación del passthrough por componente principal.

4. ESTIMACIÓN DEL COEFICIENTES PASSTHROUGH GENERAL Y PARCIAL

4.1. TIPO DE CAMBIO Y PRECIOS DE SERVICIOS

Antes de 1995, una parte importante de los servicios básicos eran prestados por empresas públicas, las tarifas muchas veces se determinaban con criterios no económicos y en algunos casos incluían subsidios. A partir de la capitalización de las empresas públicas las tarifas se indexaron al dólar en la mayor parte de los casos, reflejando las nuevas condiciones del mercado.

Las tarifas de los servicios no básicos, en general, se determinan en función de la oferta y la demanda, con mark-up como variable de ajuste, y con el tipo de cambio como una variable referencial importante.

Debido a que el costo de capital necesario para generar la mayoría de los servicios está altamente dolarizado, los precios en este componente están también altamente indexados al dólar; en algunos casos la indexación es completa (passthrough igual a la unidad), tal como ocurre con las tarifas de los servicios básicos.

Además de precios de los servicios y el tipo de cambio nominal, inicialmente se han considerado variables asociadas a costos, a la demanda como la cantidad de dinero a través de la emisión y precios internacionales a fin de considerar presión inflacionaria vía costos debido a que algunos insumos son importados. Por tanto, los precios p_s en los servicios admiten una representación a través de un modelo de la siguiente forma funcional:

$$p_s = f(p_s \text{ rezagados}, \text{tipo decambio}, \text{costos}, \text{demanda por servicios}) \quad [4.1]$$

Se considera la forma reducida del modelo [4.1] expresada como un modelo VAR, donde las variables endógenas son la inflación en servicios, la depreciación del tipo de cambio nominal, y la variación de la demanda que es tomada en cuenta vía variación de la emisión.

Debe hacerse notar que la emisión es una variable altamente volátil en el corto plazo con estacionalidad en el último mes de cada año, este comportamiento dificulta su tratamiento estadístico. Por ello, esta variable es suavizada a través de promedios móviles de orden doce centrados⁹.

Los precios internacionales que se consideran en este artículo, se han construido a partir de los Índices de Valor Unitario para bienes de consumo importados. Dichos índices son elaborados y publicados por el Departamento de Comercio Exterior del Instituto Nacional de Estadística, tienen frecuencia trimestral. Como el modelo considera series mensuales y esta variable es muy importante, tanto en el modelo para servicios como para el modelo de productos industriales transables que se trata más adelante, ha sido necesario mensualizar los índices de valor unitario; para ello, se ha recurrido al *Método de Splines*¹⁰.

Considerando que el país es un tomador de precios en el mercado internacional, los precios internacionales y sus variaciones se consideran variables exógenas en el modelo. A su vez, la sensibilidad, vía costos, de los precios a cambios en el precio de los carburantes es capturada a través de la variación de precios de la gasolina, que es incorporada en el modelo como variable exógena.

A continuación, se presenta el modelo finalmente adoptado como resultado del análisis econométrico previo. En la Sección A2.1 del Anexo Estadístico, se tienen los resultados del Test de Cointegración de Johansen aplicado a los niveles de las variables que intervienen en el modelo para Servicios. De acuerdo a este test existe una ecuación de cointegración, por lo que el modelo inicial de Vectores Autorregresivos debe ser estimado como un Modelo Vectorial de Corrección de Error (VECM) de la forma

$$\Delta Z_t = \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Z_{t-k+1} + \Pi Z_{t-k} + \Psi D_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \approx N(0, \Omega) \quad [4.2]$$

donde el vector de variable endógenas

$$Z_t = \begin{bmatrix} Z_{1t} \\ Z_{2t} \end{bmatrix},$$

está constituido por las siguientes variables $I(1)$ ¹¹

$$Z_1 = \log(IPCS), \quad Z_2 = \log(ITCF),$$

donde $IPCS$ es el índice de precios de servicios e $ITCF$ el tipo de cambio a fin de período, el símbolo Δ es el operador diferencia, las Γ_i , $i = 1, \dots, k-1$, son matrices de coeficientes; además, por el Teorema de Representación de Granger, la matriz Π puede expresarse como $\Pi = \alpha\beta'$, con α y β vectores con coeficientes de velocidad de ajuste al equilibrio y coeficientes de largo plazo, respectivamente; Ψ es una matriz de coeficientes asociado al vector de variables exógenas y dummy D_t .

⁹ Esta es una técnica común en estos casos. Sobre la validez estadística de este suavizamiento ver, por ejemplo, Espasa y Cancelo (1993).

¹⁰ Sobre los fundamentos y aplicaciones de este método, puede consultarse De Boer (1978).

¹¹ En las secciones A1.1 y A1.2 se presentan los resultados de los tests de raíces unitarias ADF y de Phillips-Perron correspondientes.

El vector D_t está dado por

$$D_t = \begin{bmatrix} InfG \\ InfG_{-1} \\ DLIemiNT98 \\ DumEneFe \end{bmatrix}$$

donde $InfG$ es la variación de precios de la Gasolina, $DLIemiNT98$ es una variable dummy que..., la variable dummy $DumEneFe$ El número de rezagos es $k = 2$ y ha sido determinado de acuerdo al Criterio de Akaike.

Los términos en diferencia del segundo miembro en [4.2] representan el componente de corto plazo del modelo. El término en niveles que les sigue representa la relación de largo plazo; cada parámetro de velocidad de ajuste multiplicado a su respectiva ecuación de cointegración, modela la corrección del error o desviación del modelo de corto con respecto al de largo plazo.

En la Sección A3 del Anexo Estadístico, se reportan los resultados de la estimación del modelo VECM para servicios.

La ecuación de cointegración establece la siguiente relación entre el nivel de precios de servicios, $IPCS$ y el tipo de cambio nominal $ITCF$,

$$Log(IPCS(-1)) = 2.756860 + 0.53 * Log(ITCF(-1)) \quad [4.3]$$

Teniendo en cuenta la existencia de Causalidad en sentido de Granger del tipo de cambio hacia precios de servicios, Sección A3 de Anexo Estadístico, la relación [4.3] puede expresarse en términos de la variación porcentual del nivel de precios en servicios, como respuesta a un cambio de uno por ciento en el tipo de cambio:

$$\frac{\partial Log(IPCS)}{\partial Log(ITCF)} = 0.53$$

Es decir, por cada 1% de depreciación del tipo de cambio se genera una inflación de 0.53% en servicios. Por tanto, el coeficiente passthrough para servicios CP_s es:

$$CP_s = 0.53 \quad [4.4]$$

La ponderación del componente servicios, incluyendo servicios básicos y no básicos, en la canasta básica es de 0.185; en el período estudiado su inflación anual promedio es de 8.58%.

4.2. TIPO DE CAMBIO Y PRECIOS DE PRODUCTOS NO TRANSABLES

En el componente de productos no transables se incluyen los alimentos elaborados y los productos industriales no transables. No se incluyen en este grupo los productos agrícolas. La ponderación de este componente en la canasta básica es de 0.363; la inflación anual promedio en el período muestral es de 4.45%.

Los precios en este componente se forman en función de su estructura de costos y de un mark-up adicional. La estructura de costos está afectada por el tipo de cambio y el mark-up es sensible a la demanda. Por tanto, los precios p_{NT} de los productos no transables admiten una representación a través de un modelo de la forma funcional

$$p_{NT} = f(\text{tipo de cambio, costos internos, mark-up}) \quad [4.5]$$

En su forma reducida, el modelo puede expresarse como un modelo VAR donde las variables endógenas incluyen la variación del nivel de precios de los productos no transables, la variación del tipo de cambio y la variación del nivel de precios de los servicios básicos, como variable *proxi* de los costos internos.

Inicialmente también se incluyó una variable monetaria, la emisión en variaciones, como una variable *proxi* de la demanda por estos productos; sin embargo, debido a la falta de evidencia estadística esta variable fue retirada.

La variación de precios de la gasolina, se incorpora en el modelo como variable exógena.

En la Sección A2.2 del Anexo Estadístico, se tienen los resultados del Test de Cointegración de Johansen aplicado a los niveles de las variables que intervienen en el modelo para productos no transables. El Test de Johansen establece la inexistencia de alguna relación de cointegración. Entonces, en este caso, el modelo inicial de Vectores Autoregresivos se mantiene y debe ser estimado como un modelo VAR de la forma:

$$Y_t = \Phi_1 Y_{t-1} + \Phi_2 Y_{t-2} + \dots + \Phi_k Y_{t-k} + \Psi D_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \approx i.i.d.N(0, \Omega) \quad [4.6]$$

donde k es el número de rezagos; el vector de variable endógenas

$$Y_t = \begin{bmatrix} Y_{1t} \\ Y_{2t} \\ Y_{3t} \end{bmatrix},$$

está constituido por las siguientes variables $I(0)$ ¹²

$$Y_{1t} = DLITCF_t, \quad Y_{2t} = DDLIEMIS_t, \quad Y_{3t} = DLIPCNT_t,$$

donde $DLITCF_t$ es la primera diferencia del logaritmo del tipo de cambio, $DDLIEMIS_t$ la segunda diferencia del logaritmo de la emisión suavizada y $DLIPCNT_t$ la primera diferencia del logaritmo del índice de precios de los no transables; el vector D_t es un vector de variables dummies dado por

$$D_t = \begin{bmatrix} DUMNT_t \\ DUMDIC_t \end{bmatrix}$$

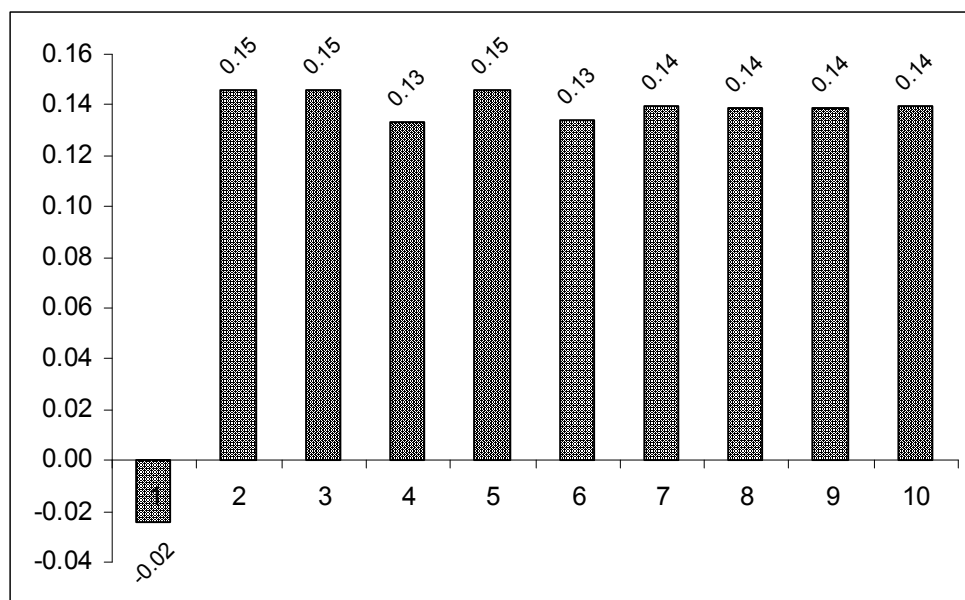
donde $DUMNT_t$ está asociada a y $DUMDIC_t$ captura la estacionalidad asociada al mes de diciembre de cada año. $k = 2$ es el número de rezagos, determinado según el criterio de Akaike.

En la Sección A4 del Anexo Estadístico, se reportan los resultados de la estimación del modelo VAR. En particular, se observa un grado de ajuste relativamente bueno, R^2 ajustado igual a 0.79.

En el siguiente cuadro se presenta gráficamente la *función Impulso-Respuesta acumulada* de la inflación en los productos no transables con respecto a la depreciación.

¹² En la Sección A1.2 del Anexo Estadístico, se tienen los resultados de los correspondientes test de Raíz Unitaria ADF y de Phillips-Perron.

**Cuadro 4.1 Passthrough hacia los productos No Transables:
Función Impulso-Respuesta Acumulada**



Se observa, entonces, que luego de una depreciación de 1%, la respuesta en precios de los no transables se da principalmente en el segundo y tercer período¹³, período luego del cual el efecto passthrough prácticamente ha sido asimilado por los precios y es igual a 0.14. Así, el coeficiente passthrough para los productos no transables está dado por:

$$CP_{NT} = 0.14 \quad [4.7]$$

4.3. TIPO DE CAMBIO Y PRECIOS DE PRODUCTOS INDUSTRIALES TRANSABLES

Los productos industriales transables constituyen un grupo conformado por productos importados que se ofrecen en el mercado interno y por productos producidos en el país por grandes y pequeñas industrias con formación de precios referida a la evolución de precios en el mercado internacional. La ponderación de los productos industriales transables en la canasta básica es de 0.258.

Los precios de los productos importados se forman en dos etapas; en la primera se considera el precio CIF y está dada en función de su precio internacional y el tipo de cambio¹⁴, en la segunda etapa se incorporan costos de realización internos como comercialización y transporte, más un mark-up sensible a la demanda. Los demás productos industriales transables también dependen de los precios internacionales, se espera que en menor grado que los importados, del tipo de cambio, costos de realización, tipo de cambio y un mark-up.

¹³ La leve respuesta negativa del primer período puede considerarse como estadísticamente cero.

¹⁴ Por simplicidad, los impuestos arancelarios se consideran constantes.

Por tanto, los precios p_{IT} en los productos industriales transables admiten una representación a través de un modelo de la forma funcional

$$p_{IT} = f(\text{precios internacionales, tipo de cambio, costos internos, mark-up, demanda}) \quad [4.8]$$

La forma reducida de un modelo de la forma [4.8] es expresada a través de un modelo VAR, donde las variables endógenas son la inflación en el componente de productos industriales transables, la depreciación del tipo de cambio, las variaciones de los precios internacionales y los costos de realización internos.

Antes de pasar al modelo VAR, conviene hacer algunas consideraciones sobre el rol de los precios internacionales. Debido a que en algunos trabajos publicados se ha observado esta práctica, es necesario hacer notar que en un estudio que busca determinar el coeficiente passthrough, conceptualmente no es consistente incorporar en el modelo un indicador de precios internacionales elaborado a partir de la fórmula

$$1 + \pi^* = \sum_i \frac{1 + \pi}{1 + e_i} \cdot \theta_i \quad [4.9]$$

donde π^* es la inflación internacional, π la inflación interna del país i , e_i la variación porcentual del tipo de cambio bilateral con el país i , y θ_i es la ponderación en el comercio entre el país de estudio y su i -ésimo socio comercial. La relación [4.9] es la expresión variacional de la *Ley de un sólo precio* aplicada a los socios comerciales de un país:

$$P = TC \cdot P^* \quad [4.10]$$

donde P^* es el nivel de precios internacional, P es el nivel de precios en moneda nacional y TC el tipo de cambio. Es claro que a partir de [4.10] se obtiene

$$\frac{\partial \log P}{\partial \log TC} = 1 \quad [4.11]$$

Es decir, la *Ley de un sólo precio* implica un coeficiente passthrough igual a la unidad. Por tanto, si se acepta la Teoría de la *Paridad del Poder de Compra* (PPC) para los demás países, correspondería hacerlo también para el país que se estudia y, bajo este supuesto, ya no es necesario estimar el coeficiente passthrough, pues es igual a uno.

Prosiguiendo con las variables incorporadas en la etapa de estimación del modelo, debe señalarse que ante la ausencia de un mejor indicador de los costos de realización internos se ha elaborado un índice de costos internos *proxi* a partir de un promedio ponderado de los índices de precios de los productos industriales no transables, los servicios básicos y un índice de salarios nominales del sector privado¹⁵. Puesto que no todos los productos transables son exclusivamente importados, esta variable inicialmente fue considerada endógena en el modelo, al igual que inicialmente, las variaciones en demanda se incorporaron en el modelo a través de las variaciones de la emisión suavizada y el tipo de cambio.

¹⁵ La fuente de este indicador es UDAPE, se ha mensualizado la serie trimestral original por el Método de *Splines*. Sobre esta técnica, ver De Boer (1978).

La variación de precios de los derivados de hidrocarburos, a través de la variación de precios en la gasolina, se incorpora en el modelo como variable exógena; asimismo, tratándose de una economía pequeña como la nuestra, los precios internacionales fueron incorporados en el modelo como variables exógenas.

A partir de la evidencia estadística, se adoptó el modelo que a continuación se presenta. Luego de estudiar la presencia de relaciones de cointegración entre las variables mencionadas anteriormente, se determinó la inexistencia de alguna relación de este tipo. En la Sección A2.3 del Anexo Estadístico, se presentan los resultados del Test de Cointegración de Johansen aplicado en uno de los varios casos considerados a niveles (en logaritmos) de las variables consideradas en este caso.

En la Sección A... del Anexo Estadístico, se presenta el modelo VAR estimado finalmente para determinar el efecto inflacionario del tipo de cambio nominal sobre precios de los industriales transables; dicho modelo tienen la siguiente forma:

$$Y_t = \Phi_1 Y_{t-1} + \Phi_2 Y_{t-2} + \dots + \Phi_k Y_{t-k} + \Psi D_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \approx i.i.d.N(0, \Omega) \quad [4.12]$$

donde k es el número de rezagos; el vector de variable endógenas

$$Y_t = \begin{bmatrix} Y_{1t} \\ Y_{2t} \end{bmatrix},$$

está constituido por las siguientes variables $I(0)$ ¹⁶

$$Y_{1t} = DLITCF_t, \quad Y_{2t} = DLIPCTS_t,$$

donde $DLITCF_t$ es la primera diferencia del logaritmo del tipo de cambio nominal de fin de período, $DLIPCTS_t$ a su vez es la primera diferencia del logaritmo del índice de precios de los productos transables suavizado¹⁷. El vector D_t de variables exógenas dado por

$$D_t = \begin{bmatrix} DDLIEMIS_t \\ DDLIEMIS_{t-1} \\ DLIPISTAR_t \\ INFG_t \end{bmatrix}$$

donde $DLIPISTAR_t$ es la primera diferencia del logaritmo del índice de precios internacionales de bienes de consumo, $DDLIEMIS_t$ es la segunda diferencia¹⁸ del logaritmo del índice de la emisión suavizada e $INFG_t$ es la variación porcentual de precios de la gasolina. El número de rezagos, determinado según el criterio de Akaike es $k = 2$.

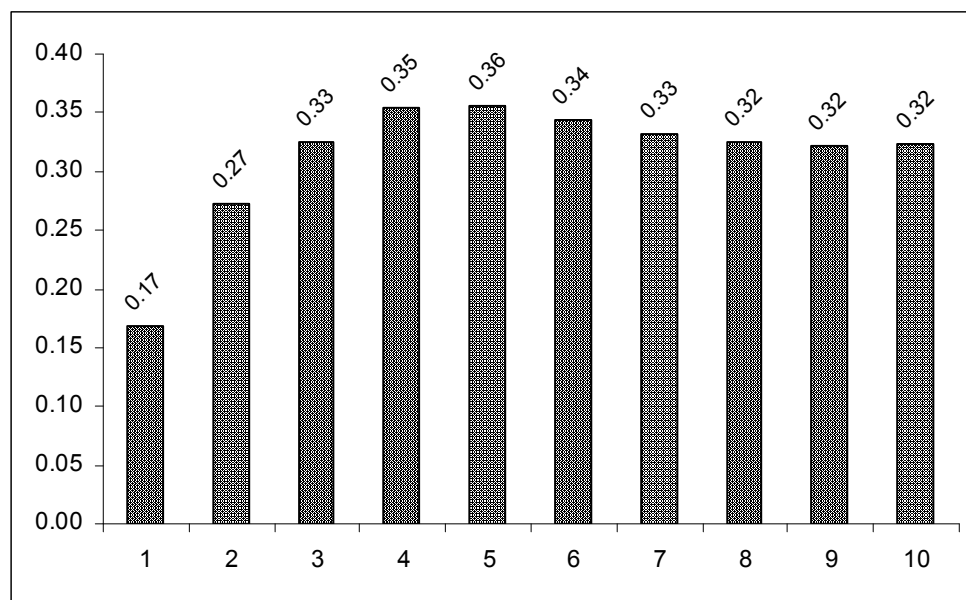
Aplicando el modelo VAR estimado para medir el efecto passthrough para los productos industriales transables, se obtiene la función Impulso-Respuesta Acumulada del Cuadro

¹⁶ En la Sección A1.2 del Anexo Estadístico, se tienen los resultados de los correspondientes test de Raíz Unitaria ADF y de Phillips-Perron.

¹⁷ Se toma la variable suavizada debido a que los precios de estos productos son altamente sensibles a conflictos sociales (bloques de carreteras) y expectativas (crisis en países vecinos), eventos irregularmente distribuidos en el tiempo para ser capturadas a través de variables dummies. El suavizamiento se ha obtenido a través de promedios móviles centrados.

¹⁸ La primera diferencia no es estacionaria.

**Cuadro 4.2 Passthrough hacia los productos Industriales Transables:
Función Impulso-Respuesta Acumulada**



Se observa, entonces, que luego de una depreciación de 1%, la respuesta en precios de los transables se da principalmente en los primeros tres meses; luego de algunos periodos, el efecto passthrough prácticamente ha sido asimilado y es igual a 0.32. El efecto passthrough se da prácticamente en los primeros tres meses.

Así, el coeficiente passthrough para los productos industriales transables esta dado por:

$$CP_T = 0.32 \quad [4.13]$$

Recordemos que bajo la *Ley de un sólo precio*, el valor de este coeficiente debería estar próximo a la unidad.

4.4. TIPO DE CAMBIO Y PRECIOS DE DERIVADOS DE HIDROCARBUROS Y TRANSPORTE

A pesar de su relativamente poca ponderación en la canasta básica, 11.3%, la importancia de los derivados de hidrocarburos se incrementa en función de su impacto inflacionario indirecto o efecto multiplicador.

En los últimos años, el efecto inflacionario de la depreciación a través de este componente tuvo un comportamiento particular en relación a años anteriores. Por una parte, a partir del 5 de diciembre de 1997, cuando se desregula el mercado de los derivados de hidrocarburos, los precios de estos productos se determinan en función de los precios internacionales del petróleo; por otra parte, a partir del 7 de julio del año 2000, los precios de los principales derivados de hidrocarburos se hallan congelados pero no subvencionados, lo que tiende a generar endeudamiento con cargo a una eventual posterior actualización de precios.

Si bien los precios de venta al público se hallan congelados, los precios efectivos se fijan de acuerdo a su propio mecanismo donde el factor tipo de cambio está presente. En realidad, luego de la desregulación de precios en el mercado interno, se han adoptado diversos mecanismos de normar la fijación de precios por tipo de derivado de hidrocarburo. Inicialmente, el precio se fijaba en función de una banda de 5% por arriba y 5% por abajo para el precio internacional del petróleo, de modo que cuando se rebasaba alguno de estos límites se procedía a actualizar el precio interno tanto con el precio internacional del petróleo como con el tipo de cambio correspondiente; posteriormente, los límites de la banda se trasformaron en 20% para abajo y 5%

para arriba; sin embargo, debido a la tendencia asimétrica hacia la subida de precios que generaba, esta última forma fue abandonada para volver a la banda inicial simétrica del 5%. A su vez, debido a consideraciones de orden social, algunos productos como el GLP y el Gas Oil (diesel oil destinado a las termoeléctricas) tiene su precio de mercado subvencionado.

Así, el coeficiente passthrough para la gasolina (y el kerosene) es igual a la unidad y prácticamente cero para los demás derivados de hidrocarburos de la canasta básica. A través de un promedio ponderado por su peso en dicha canasta, se obtiene un coeficiente passthrough igual a 0.52 para los derivados de hidrocarburos. Es decir,

$$CP_{DH} = 0.52 \quad [4.14]$$

Por otra parte, teniendo en cuenta que las tarifas del transporte, sin contar factores estacionales, se actualizan cada vez que se incrementan los precios de los carburantes y asumiendo que el incremento de tarifas correspondiente al incremento del precio de los carburantes está en función de su estructura de costos¹⁹, se obtiene que el coeficiente passthrough para el transporte es igual a:

$$CP_{TRN} = 0.30 \quad [4.15]$$

Por tanto, a partir de [4.14] y [4.15], considerando el peso reponderado de los derivados de hidrocarburos y el transporte en la canasta básica, el coeficiente passthrough para el componente de Derivados de Hidrocarburos y Transporte es:

$$CP_{DHTRN} = 0.31 * CP_{DH} + 0.69 * CP_{TRN} = 0.369 \quad [4.16]$$

Debe hacerse notar que, a diferencia de los coeficientes passthrough correspondientes a los demás componentes principales, el passthrough [4.16] no establece una función continua de la depreciación del tipo de cambio a precios de derivados de hidrocarburos y transporte; la función es escalonada: Cada vez que el precio de la gasolina se actualiza, las tarifas del transporte también se actualizan; luego, sigue otro período de precios constantes (descontando la estacionalidad en las tarifas del transporte), hasta una nueva actualización.

Cuando los precios y tarifas se mantienen constantes, mientras la depreciación del tipo de cambio se incrementa, se genera *inflación rezagada por efecto passthrough*²⁰, la cual se incorpora en el nivel de precios cada vez que se actualizan precios y tarifas. Este concepto es muy útil en el análisis de coyuntura.

Por otra parte, en Bolivia es conocida la resistencia social a las actualizaciones de precios de la gasolina y tarifas del transporte; ello se debe principalmente al considerable efecto multiplicador que tiene dicho reajuste sobre los demás precios de la economía. El efecto multiplicador de cambios en precios de los derivados de hidrocarburos ha sido objeto de varios estudios; en particular, de acuerdo al Modelo de Precios de UDAPE,

¹⁹ Para la estimación, se ha recurrido a la Matriz de Insumo-Producto más reciente disponible, la de 1997. Se ha considerado la ponderación de Transporte Terrestre en la rama de Transporte y Almacenamiento, ponderación estimada a partir del Valor Bruto de Producción (como actividad principal, la actividad de almacenamiento no es significativa debido a que figura como actividad secundaria en varias otras ramas); también se han estimado la participación de la gasolina, además del diesel y grasas y lubricantes, en los costos por Productos de Refinación del Petróleo.

²⁰ La cual podría estar acompañada de inflación o deflación rezagada por cambios en los precios internacionales del petróleo.

basado en la Matriz de Insumo-Producto, se estima que el impacto inflacionario indirecto de un incremento de 1% en el precio de los derivados de hidrocarburos es igual a 0.079%. Por tanto, teniendo en cuenta [4.16] y descontando la incidencia inflacionaria directa del transporte²¹, se obtiene que el impacto indirecto de 1% de depreciación del tipo de cambio tiene la siguiente incidencia en la inflación general:

$$IncidIND^{DH} = 0.016\% \quad [4.17]$$

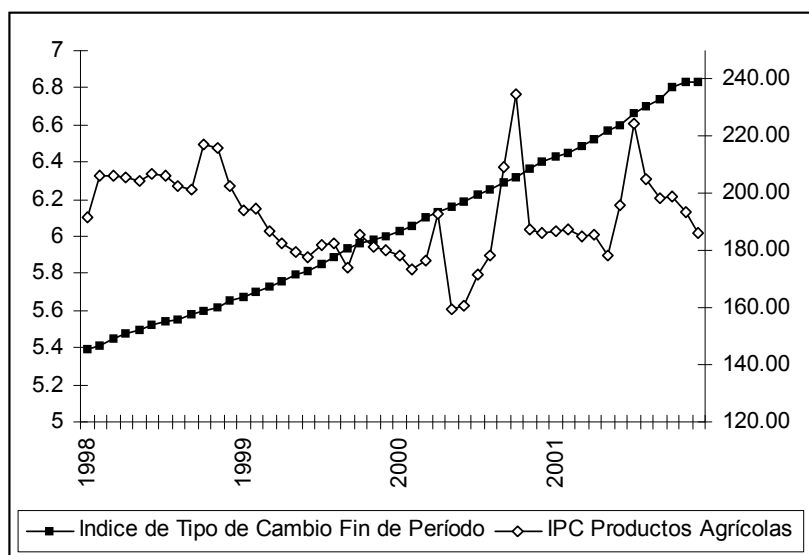
Así, de acuerdo a [4.16] y [4.17], una depreciación de 1% genera una inflación de 0.369% en derivados de hidrocarburos y transporte, e indirectamente también genera inflación en *los demás* componentes cuya incidencia alcanza a 0.016%. Este efecto passthrough rige cada vez que se actualizan precios de los carburantes.

4.5. TIPO DE CAMBIO Y PRECIOS DE PRODUCTOS AGRÍCOLAS

La evolución de precios de los productos agrícolas tradicionales e incluidos en la canasta básica, se caracteriza por una alta volatilidad, la cual está asociada a una combinación de factores estacionales, climáticos y de accesibilidad a los mercados. Frecuentemente, el efecto inflacionario de estos factores sobre precios se amplifican notoriamente debido al carácter perecedero de estos productos.

En el Cuadro 4.3, se presenta gráficamente la evolución del nivel de precios de los productos agrícolas y el tipo de cambio nominal los últimos años. Se observa que mientras el tipo de cambio sigue una tendencia creciente, los precios de los productos agrícolas han evolucionado de diferente manera; en particular, su comportamiento volátil se da más alrededor de una media antes que alrededor de una tendencia creciente.

Cuadro 4.3 IPC de Productos Agrícolas y Tipo de Cambio



Formalizando dicha falta de correlación, en la Sección A6 se reportan los resultados del Test de Causalidad en sentido de Granger entre la variación de precios en los productos agrícolas y la depreciación, tanto en variación mensual como a doce meses; también se incluyen los resultados del test considerando la serie desestacionalizada del nivel de precios agrícolas. Como era de esperarse, en todos los casos se rechaza la

²¹ La ponderación del transporte en la canasta básica es 0.0779 sobre la unidad.

existencia de causalidad de la depreciación a la inflación en el componente de productos agrícolas. Por tanto, al menos para los últimos años, el coeficiente passthrough para los productos agrícolas tradicionales es cero:

$$CP_{ASE} = 0 \quad [4.18]$$

4.6. COEFICIENTE PASSTHROUGH GENERAL Y PARCIAL

En el siguiente cuadro se presenta un resumen de los coeficientes passthrough por componente principal.

Cuadro 4.4 Coeficiente Passthrough por Componente Principal

	Productos Agrícolas	No Transables	Industriales Transables	Servicios	Derivados de Hidrocarburos y Transporte
Coeficiente Passthrough	0.00	0.14	0.32	0.53	0.37

Aplicando [3.3] se obtiene el coeficiente passthrough general en términos de los coeficientes passthrough por componente principal:

$$CP_{GRAL} = \frac{\partial \pi}{\partial e} = \sum_i \frac{\partial \pi^{(i)}}{\partial e} * \bar{\omega}_t^{(i)} = \sum_i CP^{(i)} * \bar{\omega}_t^{(i)} = \sum_i IncidCP_t^{(i)} \quad [4.19]$$

donde $CP^{(i)} = \frac{\partial \pi^{(i)}}{\partial e}$ es el coeficiente passthrough del componente i , $IncidCP_t^{(i)} = CP^{(i)} * \bar{\omega}_t^{(i)}$ es la *incidencia* sobre la inflación general del efecto inflacionario de 1% de depreciación a través del componente i . Los resultados se muestran en el siguiente cuadro.

Cuadro 4.5 Coeficiente Passthrough General

	Productos Agrícolas	No Transables	Industriales Transables	Servicios	Derivados de Hidrocarburos y Transporte		Coeficiente Passthrough General
					Directo	Indirecto	
Incidencia	0.000	0.047	0.078	0.116	0.042	0.016	0.30

Por tanto, el *coeficiente passthrough general* es

$$CP_{GRAL} = 0.30 \quad [4.20]$$

Es decir, una depreciación del tipo de cambio en 1% genera una inflación de 0.30%.

El efecto passthrough general [4.20] asume precios de carburantes actualizados. Dado el carácter discontinuo del efecto passthrough a través de los derivados de hidrocarburos y transporte, en la práctica el efecto passthrough general sólo se da completamente cuando los precios de los derivados de hidrocarburos se actualizan. En el período entre dos actualizaciones consecutivas, donde los precios de los carburantes se mantienen constantes, el coeficiente passthrough se reduce al coeficiente *passthrough parcial*, el cual se obtiene descontando el efecto inflacionario de la depreciación a través de los derivados de hidrocarburos y transporte y está dado por

$$\overline{CP}_{PARC} = CP_S + CP_{NT} + CP_{IT} + CP_{ASE} = 0.24 \quad [4.21]$$

Es decir, a partir del 7 de julio del año 2000, el coeficiente passthrough en la economía boliviana sería igual a 0.24.

Respecto al tiempo de asimilación en precios del efecto passthrough, éste varía según el componente principal. En el caso de Servicios, los reajustes se dan en aproximadamente dos meses. En los No Transables, el efecto passthrough también se asimila prácticamente en los primeros dos meses. El ajuste por efecto passthrough en el componente de Industriales Transables estaría concentrado en los primeros cuatro meses. Por otra parte, de acuerdo a los registros inflacionarios por componente, en el caso de los Derivados de Hidrocarburos y Transporte el efecto passthrough se da principalmente en los primeros dos meses, seguido de pequeños reajustes a la baja en el tercer mes, posiblemente por sobredimensionamiento del impacto inicial.

5. TIPO DE CAMBIO Y TÉRMINOS DE INTERCAMBIO INTERNOS

Puesto que el efecto sectorial sobre precios es diferenciado, la respuesta inflacionaria por parte de cada sector productivo a la depreciación del tipo de cambio es diferente. Ante una misma tasa de depreciación, los sectores con mayor coeficiente passthrough incrementan más sus precios en relación a los sectores con menor coeficiente passthrough; este hecho, genera cambios en los términos de intercambio $TI_{i,j}$ del sector i con respecto al sector j , el cual está definido por:

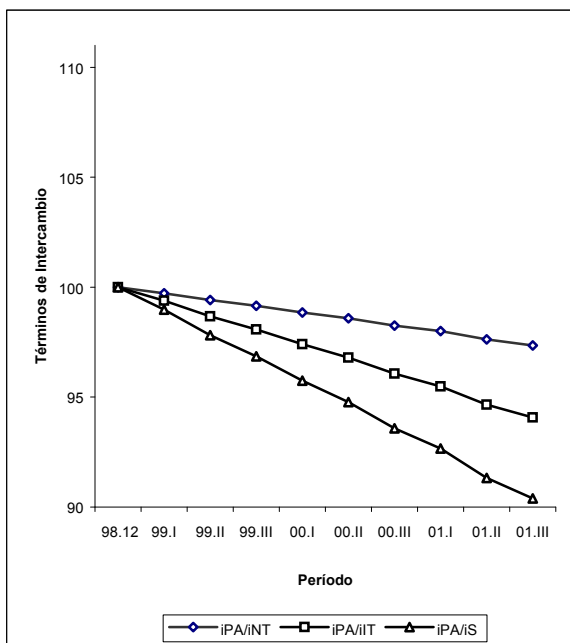
$$TI_{i,j} = \frac{IP_i}{IP_j} \quad [9.3]$$

donde IP_i e IP_j son los respectivos índices de precios de los componentes i y j .

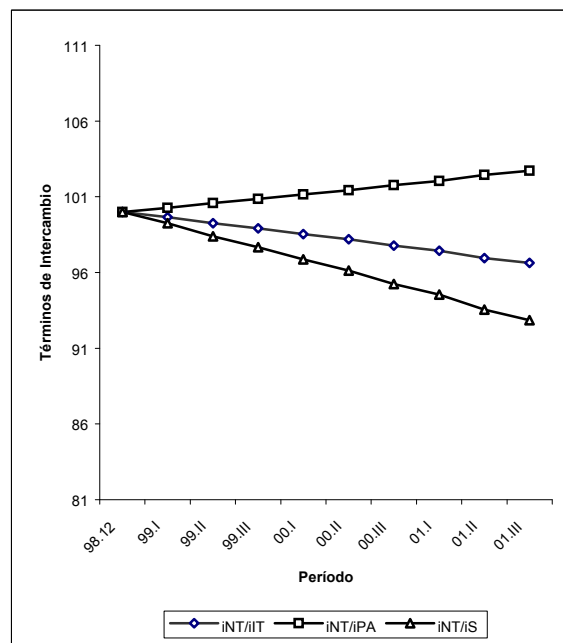
En el Cuadro 10.1 se muestra la evolución de los precios relativos intersectoriales, o términos de intercambio internos, como consecuencia del efecto inflacionario del tipo de cambio nominal.

Cuadro 5.1 Términos de Intercambio Internos: Impacto del Efecto Passthrough

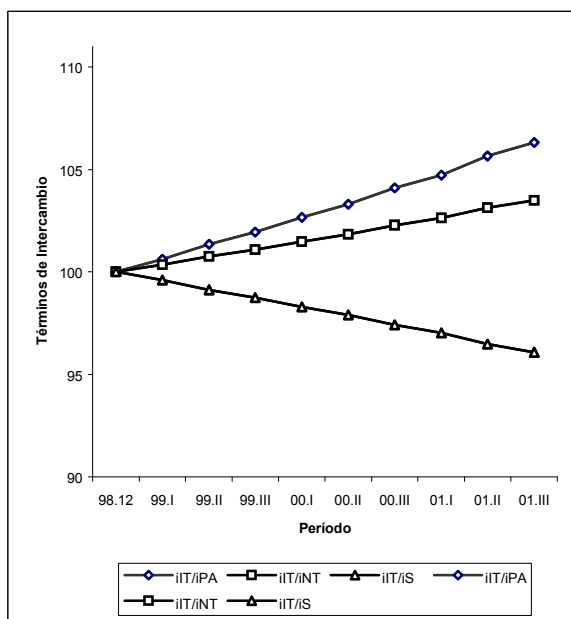
(a) Productos Agrícolas



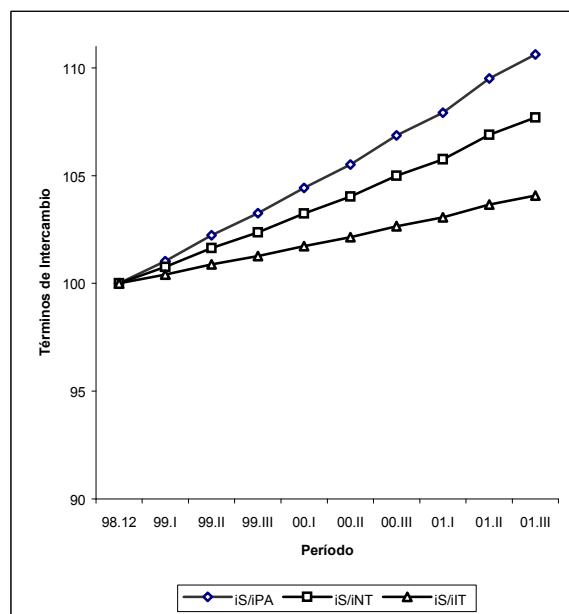
(b) No Transables



(c) Industriales Transables



(b) Servicios



Fuente: Elaboración propia, basada en estadísticas del INE.

en los servicios y la composición heterogénea de los transables entre producción nacional e importada.

servicio ahora se requiere 47.8% más de producto agrícola que hace seis años.

Depreciación de Precios Relativos Internos

Período 1995.12 – 2001.12

	NT/PA	IT/PA	S/PA	IT/NT	S/NT	S/IT
Depreciación relativa observada	14.96%	22.77%	47.78%	6.80%	28.55%	20.37%

PA Productos Agrícolas

IT Industriales Transables

NT No Transables

S Servicios

S/PA Variación porcentual del ratio (Indice de Precios S)/(Indice de Precios PA)

S/PA=47.78% Los S son 47.78% más caros en términos de los PA.

internos en el período para el cual se ha determinado el efecto passthrough.

Cuadro 5.3.

Depreciación de Precios Relativos Internos**Período 1998.12 – 2001.12**

	NT/PA	IT/PA	S/PA	IT/NT	S/NT	S/IT
Depreciación relativa observada	11.70%	16.14%	25.25%	3.97%	12.14%	7.85%

PA Productos Agrícolas

IT Industriales Transables

NT No Transables

S Servicios

S/PA Variación porcentual del ratio (Índice de Precios S)/(Índice de Precios PA)

S/PA=25.25% Los S son 25.25% más caros en términos de los PA.

A su vez, en el siguiente cuadro se reportan las tasas de deterioro de los términos de intercambio debido al efecto passthrough sectorializado y su incidencia en la explicación del total del deterioro sectorial. Resulta interesante notar que el cambio en los precios relativos de los no transables respecto a los transables se debería principalmente al efecto inflacionario heterogéneo que tiene el tipo de cambio sobre los precios de estos dos grupos de productos. Por otra parte, alrededor del 60% del deterioro en los términos de intercambio de los no transables con respecto a servicios se explica por efecto passthrough, el deterioro restante se debería a otros factores como cambios en la demanda agregada, por ejemplo, los que tendrían más efecto en los no transables que en los servicios. Una muestra que el deterioro de los términos de intercambio internos de la economía no solamente se debe al efecto passthrough, y que respondería a factores estructurales cuyo estudio está más allá de los alcances del presente trabajo, es el deterioro de los términos de intercambio del sector agrícola con el sector no transable (que incluye productos industriales no transables y alimentos elaborados) en 15%, de los que solamente 2.7 puntos porcentuales se deberían al efecto passthrough (aproximadamente la cuarta parte).

Cuadro 5.4. Deterioro de los Términos de Intercambio Internos:

Incidencia del Efecto Passthrough

(Período 1995.12 – 2001.12)

	NT/PA	IT/PA	S/PA	IT/NT	S/NT	S/IT
Depreciación relativa por efecto passthrough	2.72%	5.93%	9.61%	3.38%	7.15%	3.91%
Incidencia en la Depreciación relativa sectorial observada	0.23	0.37	0.38	0.85	0.59	0.50

PA Productos Agrícolas

IT Industriales Transables

NT No Transables

S Servicios

S/PA Variación porcentual del ratio (Indice de Precios S)/(Indice de Precios PA)

S/PA=9.61% Los S son 9.61% más caros en términos de los PA.

Incidencia = ratio (Depreciación por efecto passthrough)/(Depreciación observada)

Incidencia NT/IT = 0.85 El 85 por ciento del deterioro de los NT respecto a los IT se explica por efecto passthrough.

Los cambios descritos en los precios relativos internos admiten una lectura para la parte real de la economía: El efecto passthrough sobre los precios relativos internos se refleja, si no se da un efecto compensatorio de mayores volúmenes de producción, en menor capacidad de demanda real por parte de los sectores que producen no transables (incluyendo producción agrícola tradicional, pero no servicios), lo que a su vez se traduce en menor demanda agregada. Entonces, si en términos reales no está acompañada de efectos expansivos sobre el sector, en épocas de estabilidad el efecto passthrough canalizado a través del sector no transable de la economía (incluyendo productos agrícolas pero no servicios) resulta contractivo para la actividad real de la economía orientada al mercado interno.

6. SERVICIOS BÁSICOS: EFECTO PASSTHROUGH Y PRECIOS RELATIVOS

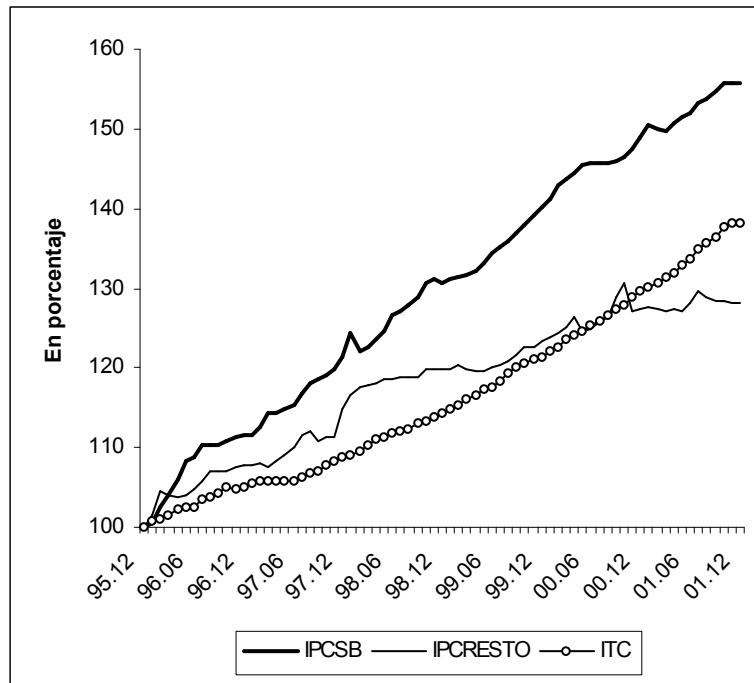
La clasificación por componentes principales adoptada en el presente trabajo está orientada a la estimación de coeficientes passthrough sectoriales e intenta mantener niveles de agregación sin llegar al detalle pero permitiendo capturar comovimientos en precios presentes al interior de cada componente; en particular, se han descartado grupos de productos con poca ponderación. Sin embargo, desde la perspectiva del efecto sobre precios relativos internos a través del passthrough, es necesario considerar de manera particular al grupo de Servicios Básicos. Si bien solamente la quinta parte de la ponderación del componente Servicios corresponde a Servicios Básicos (Energía Eléctrica, Agua y Comunicaciones), el comportamiento de este último grupo de servicios es revelador de la forma en que las variaciones del tipo de cambio afectan a los precios relativos internos.

El mecanismo de fijación de precios en los servicios básicos considera la evolución del IPC, el tipo de cambio nominal e inversiones entre los principales factores; por ello, el coeficiente passthrough para los servicios básicos es prácticamente igual a la unidad. Luego de la capitalización de las empresas públicas de mediados de la década de los 90s, las tarifas de los servicios básicos se han incrementado a una tasa mayor que la del tipo de cambio nominal y, notoriamente mayor, que el nivel de precios en el resto de la canasta básica. Ver el Gráfico ..., donde los índices mensuales de tarifas de servicios básicos (IPCSB), precios del resto de la canasta básica (IPCRESTO) y tipo de cambio nominal (ITC) tienen base común 1995.12=100.

Gráfico 6.1 Tipo de Cambio, Tarifas de Servicios Básicos y Resto de Precios:

Evolución Comparativa

(Período 1995.12 – 2001.12)



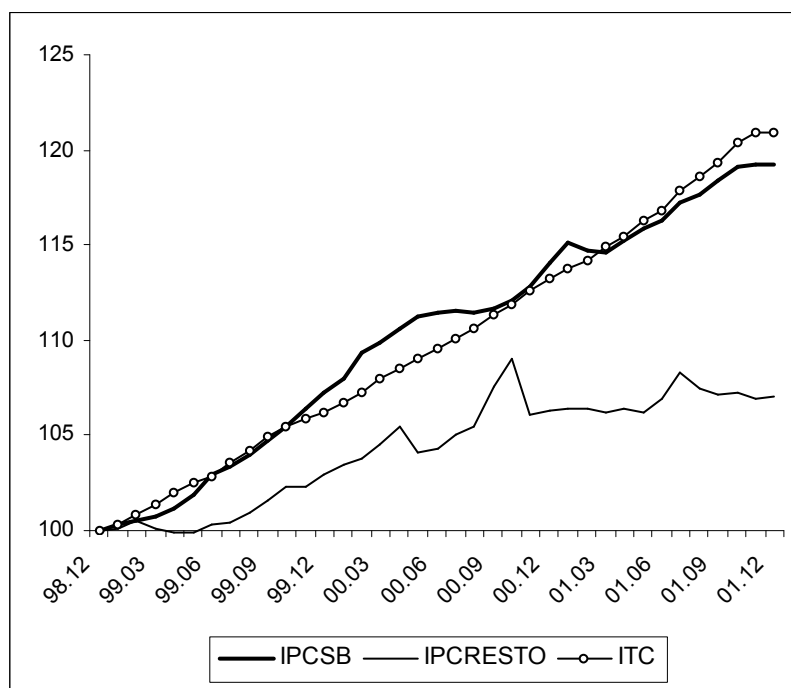
Fuente: Elaboración propia, basada en información primaria del INE.

Este comportamiento de acelerado incremento de tarifas de servicios básicos en relación a los demás precios en la economía se ha atenuado en los últimos años (con manifestaciones sociales de descontento de por medio como la Guerra del Agua en Cochabamba y e intentos de toma física de oficinas en el Alto) convirtiendo al tipo de cambio en el principal factor de referencia. Tal como se observa en el Gráfico, donde se ha tomado como base común 1998.12=100, que el valor del coeficiente passthrough no habría cambiado y se mantiene igual a la unidad²².

²² Esta apreciación puede sostenerse econométricamente; sin embargo, el argumento gráfico es muy claro.

Gráfico 6.2 Tipo de Cambio, Tarifas de Servicios Básicos y Resto de Precios:

Evolución Comparativa
(Período 1998.12 – 2001.12)



Fuente: Elaboración propia, basada en información primaria del INE.

Contrastando con la tendencia sostenida hacia un incremento continuo tanto del tipo de cambio como de las tarifas de servicios básicos, el nivel de precios en el resto de la economía (descontando aspectos coyunturales que explican algunas “burbujas” inflacionarias) tiende a estabilizarse en niveles constantes o con leves variaciones.

En el Cuadro ..., se muestra el deterioro de los términos de intercambio de los diversos sectores productivos con respecto a los servicios básicos, tanto en el período 1995.12-2001.12 como en el período 1998.12-2001.12. A partir de la depreciación relativa registrada en ambos períodos se sigue que el deterioro de los términos de intercambio internos respecto a servicios es sostenido.

Cuadro 6.3 Deterioro de los Términos de Intercambio Respecto a Servicios Básicos

	SB/PA	SB/NT	SB/IT
Depreciación Relativa Observada	Período 1995.12-2001.12		
	52,82%	32,94%	24,48%
	Período 1998.12-2001.12		
	29,72%	16,14%	11,70%

PA Productos Agrícolas

IT Industriales Transables

NT No Transables

SB Servicios Básicos

SB/PA Variación porcentual del ratio (Índice de Precios SB)/(Índice de Precios PA)

SB/PA = 52.82%. Los SB son 52.82% más caros en términos de los PA.

Fuente: Elaboración propia, basada en información estadística del INE.

La implicaciones de este hecho son diversas. Por una parte, al tratarse de servicios básicos, el efecto sustitución prácticamente no rige en este caso, lo que implica que la ponderación de este grupo de productos se está incrementando de manera significativa en los hechos, aunque para los cálculos oficiales de la inflación este ponderador se mantiene constante. Por tanto, cada vez es mayor el gasto que deben realizar los consumidores por concepto de servicios básicos y menor para destinarlos a otros gastos. Así, para los sectores sociales con ingresos no dolarizados, la dolarización de los servicios básicos se traduce en permanente pérdida del poder adquisitivo de sus ingresos y disminución de su capacidad de demanda por otros bienes o servicios.

Por otra parte, con un coeficiente passthrough igual a la unidad, los servicios básicos se constituyen en un canal de transmisión de efectos contractivos de la depreciación sobre el sector productivo. Así, para los sectores intensivos en energía eléctrica o comunicaciones, como el industrial, la sostenida depreciación del tipo de cambio nominal se traduce en un significativo factor adicional de encarecimiento de costos de producción, además del relativo a bienes de capital e insumos importados y costos de financiamiento.

7. CONCLUSIONES

Siguiendo el proceso de estabilización de la economía, iniciado a partir del año 1985, el efecto passthrough del tipo de cambio sobre el nivel de precios ha disminuido. En los últimos quince años, el coeficiente passthrough ha pasado de 1 en 1985 a 0.24 en el último año.

El efecto passthrough sobre los Derivados de Hidrocarburos y Transporte se da en forma escalonada y no continua, por lo que es necesario considerar dos coeficientes passthrough: (a) Un passthrough parcial, que rige cuando los precios de los principales derivados de hidrocarburos se mantienen constante. (b) Un passthrough general que rige cuando los precios de los derivados de hidrocarburos se actualizan. Así, cuando el tipo de cambio se deprecia con precio de la gasolina constante, el coeficiente passthrough es de 0.24; sin embargo, una vez que el precio de la gasolina se actualiza, el coeficiente passthrough vuelve a su valor de 0.30, lo que toma aproximadamente dos meses; posteriormente, el passthrough parcial rige nuevamente hasta una nueva actualización de precios de derivados de hidrocarburos.

El concepto de *passthrough parcial* está asociado al de *inflación rezagada* por efecto passthrough. En general, a períodos largos de precios constantes de la gasolina y otros derivados, corresponden magnitudes mayores de inflación rezagada.

El ajuste principal en precios, por efecto passthrough de la depreciación de un mes, se da en los primeros dos o tres meses.

Se ha constatado que existe alta heterogeneidad, en términos de indización al dólar, entre los diversos sectores económicos relacionados con la oferta en el mercado interno. En particular, el tipo de cambio es un referente importante en la determinación de tarifas para los servicios; en cambio, el sector agrícola tradicional

determina sus precios en función de factores ajenos al tipo de cambio (condiciones climatológicas, oferta o demanda por estacionalidad, acceso vial, etc.).

Los servicios se constituyen en el sector más dolarizado de la economía no financiera y su coeficiente passthrough alcanza 0.53; para los principales servicios básicos el passthrough es completo.

El coeficiente passthrough para los industriales transables, 0.33, estaría reflejando una importante participación de la producción nacional en este grupo de bienes de consumo final. A su vez, el coeficiente passthrough para los productos no transables (excluyendo productos agrícolas y servicios), 0.14, es significativamente menor que el coeficiente para los industriales transables; el deterioro de los términos de intercambio en el mercado interno de los no transables respecto a los industriales transables se explica principalmente por el efecto passthrough diferenciado.

En los últimos años, los términos de intercambio internos están cambiando significativamente desfavoreciendo a los sectores menos transables de la economía; por ejemplo, ahora se requiere 50% más de producto agrícola para obtener el mismo servicio que hace seis años. Sin ser el único, el efecto passthrough del tipo de cambio se constituye en un factor determinante en la definición de esta tendencia regresiva.

Para aquellos sectores sociales cuyos ingresos no están dolarizados, como aquellos dedicados a actividades económicas relacionadas con la producción de no transables²³, el significativo grado de dolarización de los servicios básicos, en combinación con los altos índices de pobreza, está (a) generando una barrera que impide el fácil acceso a ellos, y/o (b) afectando la calidad de vida por desplazamiento de consumo.

Atendiendo solamente a hechos estilizados de la economía, se observa que en los últimos años el crecimiento real se ha desacelerado al mismo tiempo que la depreciación del tipo de cambio se ha acelerado y, sin embargo, la inflación es cada vez más baja. De acuerdo a los resultados del presente trabajo, esto significa que en los últimos años, ante ausencia de presiones inflacionarias vía demanda, la depreciación del tipo de cambio se ha convertido en el principal factor inflacionario de la economía. A nivel macro cambian poco las cantidades, pero a nivel micro cambian más los precios relativos.

No se puede ignorar que el tipo de cambio nominal responde a condicionamientos externos. En teoría, el relativamente bajo valor del coeficiente passthrough general de los últimos años, 0.24, estaría posibilitando a las autoridades monetarias establecer condiciones favorables al crecimiento de los sectores exportadores del país, y por tanto del mismo país, a través del manejo del tipo de cambio. Al no observarse dicho crecimiento, parecería que dichas condiciones no son suficientes para orientar la actividad económica hacia las exportaciones. Así, en los hechos, de un potencial instrumento de política para la inserción del país en el mercado internacional, el tipo de cambio se está convirtiendo en un instrumento de protección del mercado interno; sin embargo, el efecto sobre la economía doméstica no es neutral, afecta desfavorablemente a los sectores ya de por sí menos favorecidos. Naturalmente, no depreciar no es una alternativa realista.

En un contexto macroeconómico más amplio e incorporando al mercado del dinero en el análisis, debe señalarse que el coeficiente passthrough en el mercado del dinero es igual a la unidad, como reflejo de la completa dolarización que rige en este mercado²⁴. Por tanto, las posibilidades de acceso a este mercado por parte de los sectores no transables se verán fatalmente limitadas mientras su actividad no se oriente también al mercado externo. Así, en términos de reactivación económica, la actual estructura productiva del país hace que se generen dudas sobre la efectividad de aisladas medidas de política económica vía sector financiero.

²³ Aún se recuerda la denominada “Guerra del Agua” de abril del año 2000, cuando masivamente la población de un departamento no solamente se negó a aceptar un incremento en las tarifas del servicio de agua potable, sino que expresó su protesta en forma violenta llegando a impedir dicho incremento de tarifas; la empresa extranjera a cargo de este servicio tuvo que dejar el país con la consiguiente pérdida de inversión extranjera comprometida. Poco tiempo después, en El Alto, sectores sociales enardecidos causaron destrozos en oficinas de empresas de servicios básicos.

²⁴ A la fecha de publicación de este trabajo existen esfuerzos por desdolarizar este mercado mediante la incorporación de las denominadas Unidades de Fomento a la Vivienda (UFVs) como parámetro de indexación sustituto al dólar; sin embargo, aún no se tienen resultados concretos.

BIBLIOGRAFIA

Boresnsztein, E., De Gregorio, J. (1999). *Devaluation and Inflation after Currency Crises*. Research Department of the IMF.

Comboni, J., De la Viña, J. (1993). *Precios y Tipo de cambio en Bolivia. Evidencia Empírica del Período Post Estabilización*. Vol. 7, Julio 1993, Unidad de Análisis de Políticas Sociales y Económicas, UDAPE.

Comboni, J., (1994). *La Política Cambiaria de Bolivia en el período agosto de 1985-septiembre de 1994*. Monetaria, Vol. XVIII, N° 4, Oct.-Dic., 1995, Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos, CEMLA.

Cupé E. (1999). *Inflación Subyacente y por Componentes Principales en Bolivia*. E. Cupé, Análisis Económico, Vol. 17, 1999, Unidad de Análisis de Políticas Sociales y Económicas, UDAPE.

Davidson, R. y MacKinnon. (1993). *Estimation and Inference in Econometrics*. Oxford University Press Inc, New York.

De Boer, C. (1978). *A practical Guide to Splines*. Applied Mathematical Sciences N° 27, Springer-Verlag New York Inc.

Domínguez, K. y Rodrik, D. (1990). *Manejo del Tipo de Cambio y Crecimiento después de la Estabilización: El Caso Boliviano*. Revista Análisis Económico, Vol. 5., Junio 1992, Unidad de Análisis de Política Económica, UDAPE.

Dwyer, J. Lam, R. (1994). *Explaining Import Price Inflation: A Recent History of Second Stage Passthrough*. Research Discussion Paper 9407, Economic Research Department, Reserve Bank of Australia.

Espasa, A., Cancelo, J. R. (1993). *Métodos Cuantitativos para el Análisis de la Coyuntura Económica*. Alianza Editorial S. A., Madrid, España.

Gandolfo, G. (1971). *Mathematical Methods and Models in Economic Dynamics*. North-Holland Publishing Company.

Granger, C. W. J. (1999). *Empirical Modeling in Economics*. Cambridge University Press, New York.

Hamilton, J. D. (1994). *Time Series Analysis*. Princenton University Press, New Jersey.

Huarachi, G y Gumiel, F. *Modelo Devaluación e Inflación: Caso Boliviano*. DTE-2045/87, Unidad de Análisis de Política Económica, UDAPE. Octubre de 1987.

McCarthy, J., (1999). *Pass-through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in some Industrialised Economies*. Working paper N° 79, Bank for International Settlements, Monetary and Economic Department, Switzerland.

Morales, J. A. (1989). *La Transición de la Estabilidad al Crecimiento Sostenido en Bolivia*. Publicaciones Universidad Católica Boliviana, UCB, La Paz.

Morales, J. A. y Sachs, J. (1990). *Bolivia's Economic Crisis*. Developing Country Debt and Economic Performance, Vol. 2, Jeffrey D. Sachs, ed., Chicago y Londres Press.

ANEXO ESTADÍSTICO

A1. Test de Raíz Unitaria

A1.1. Variables No Estacionarias

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test

Variable 1/	Con Intercepto				Con Intercepto y Tendencia			
	N° Rezg	ADF	Valor Crítico	%	N° Rezg	ADF	Valor Crítico	%
LIPCS	1	-1.75615	-2.5964	10%	1	-1.10873	-3.1772	10%
LITCF	1	2.978132	-2.9178	5%	1	-1.55761	-3.1772	10%
LIEMIS	1	-2.59353	-2.5953	10%	1	-2.63336	-3.1753	10%
LIPCIT	1	-1.89471	-2.5964	10%	1	-1.55622	-3.1772	10%
LIPISTAR	1	-2.12751	-2.5964	10%	1	-3.15202	-3.1772	10%
LICOST	1	-1.7874	-2.5964	10%	1	-2.05039	-3.1772	10%

1/ La letra "L" al inicio de una variable significa que la variable está en logaritmos.

El número de rezagos ha sido determinado siguiendo el Criterio de Akaike.

Phillips-Perron Unit Root Test

Variable	Con Intercepto				Con Intercepto y Tendencia			
	N° Rezg	P-P	Valor Crítico	%	N° Rezg	P-P	Valor Crítico	%
LIPCS	3	-1.46948	-2.5958	10%	3	-0.25189	-3.1762	10%
LITCF	3	3.327856	-2.5958	10%	3	-1.2903	-3.1762	10%
LIEMIS	3	-3.37007	-2.9157	5%	3	-1.88475	-3.1753	10%
LIPCIT	3	-1.80327	-2.5958	10%	3	-1.27063	-3.1762	10%
LIPISTAR	3	-0.40015	-2.5958	10%	3	-1.29342	-3.1762	10%
LICOST	3	-0.99138	-2.5958	10%	3	-1.56247	-3.1762	10%

1/ La letra "L" al inicio de una variable significa que la variable está en logaritmos.

El número de rezagos ha sido determinado siguiendo el Criterio de Akaike.

A1.2. Variables Estacionarias

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test

Variable	Con Intercepto				Con Intercepto y Tendencia			
	N° Rezg	ADF	Valor Crítico	%	N° Rezg	ADF	Valor Crítico	%
DLIPCS	1	-3.1791	-2.9422	1%	1	-4.66987	-4.2242	1%
DLITCF	1	-3.6391	-3.6171	1%	1	-3.39595	-3.3348	5%
DLIPCITS	2	-3.1685	-2.9422	5%	2	-3.58914	-3.5348	5%
DDLIEMIS	2	-4.4575	-3.6171	1%	2	-4.59839	-4.2242	1%
DLIEMINT98	1	-7.979	-3.6171	1%	1	-9.18687	-4.2242	1%
DLIPISTAR	2	-3.9865	-3.6171	1%	2	-3.84611	-3.5348	5%
DLIPCASE	1	-5.8577	-3.6171	1%	1	-5.86884	-4.2242	1%
D12LIPCASE	1	-3.0234	-2.9422	5%	1	-3.7228	-3.53485	5%

El número de rezagos ha sido determinado siguiendo el Criterio de Akaike.

La primera diferencia del logaritmo es una tasa de crecimiento, por lo que, por ejemplo, DLIPCS es la inflación en Servicios y también puede escribirse como INFS.

Phillips-Perron Unit Root Test

Variable	Con Intercepto				Con Intercepto y Tendencia			
	N° Rezg	P-P	Valor Crítico	%	N° Rezg	P-P	Valor Crítico	%
INFNT	3	-7.20758	-3.5547	1%	3	-7.37081	-4.1348	1%
DEP	3	-5.81227	-3.5572	1%	3	-6.99102	-4.1383	1%
INFSB	3	-7.76445	-3.5547	1%	3	-7.68636	-4.1348	1%
INFG	3	-6.27859	-3.5547	1%	3	-6.24614	-4.1348	1%
INFIPISTAR	3	-3.69142	-3.5572	1%	3	-3.62154	-3.4952	5%
DLIEMINT98	3	-9.74137	-3.6171	1%	3	-11.5025	-4.2242	1%
DLIPISTAR	3	-2.95068	-2.9422	5%	3	-3.20555	-3.5348	5%
DLIPCASE	3	-6.43952	-3.6171	1%	3	-6.41308	-4.2242	1%
D12LIPCASE	3	-2.61927	-2.6092	10%	3	-3.26943	-3.1988	10%

El número de rezagos ha sido determinado siguiendo el Criterio de Akaike.

La primera diferencia del logaritmo es una tasa de crecimiento, por lo que, por ejemplo, DLIPCS es la inflación en Servicios y también puede escribirse como INFS.

A2. Test de Cointegración de Johansen

1 JOHANSEN COINTEGRATION TEST

Included observations: 37

Test assumption: Linear deterministic trend in the data

Series: LITCF LIPCITS DLIEMIS

Lags interval: 1 to 1

Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.433644	32.12769	29.68	35.65	None *
0.258406	11.09202	15.41	20.04	At most 1
0.000830	0.030722	3.76	6.65	At most 2

*(**) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level

L.R. test indicates 1 cointegrating equation(s) at 5% significance level

A3. Modelo Vectorial de Corrección de Error para Servicios

Sample: 1998:12 2001:12

Included observations: 37

Standard errors & t-statistics in parentheses

Cointegrating Eq:	CointEq1	
LOG(IPCS(-1))	1.000000	
LOG(ITCF(-1))	-0.530815 (0.08885) (-5.97423)	
C	-2.756860	
Error Correction:	D(LOG(IPCS))	D(LOG(ITCF))
CointEq1	-0.091840 (0.01992) (-4.61068)	0.007552 (0.02204) (0.34273)
D(LOG(IPCS(-1)))	0.039766 (0.11803) (0.33692)	0.061331 (0.13057) (0.46972)
D(LOG(IPCS(-2)))	-0.069009 (0.10163) (-0.67905)	-0.085158 (0.11242) (-0.75747)
D(LOG(ITCF(-1)))	0.094455 (0.21126) (0.44712)	0.031422 (0.23370) (0.13445)
D(LOG(ITCF(-2)))	0.141749 (0.20820) (0.68082)	-0.140479 (0.23033) (-0.60991)

C	0.001112 (0.00189) (0.58798)	0.006200 (0.00209) (2.96288)
INFG	0.049227 (0.02422) (2.03230)	-0.016701 (0.02680) (-0.62328)
INFG(-1)	0.051286 (0.02372) (2.16226)	0.004669 (0.02624) (0.17795)
DLIEMINT98	0.007480 (0.00908) (0.82370)	-0.009333 (0.01005) (-0.92902)
DUMENEFE	0.005552 (0.00108) (5.14083)	-0.000816 (0.00119) (-0.68317)
R-squared	0.816171	0.118489
Adj. R-squared	0.754895	-0.175348
Sum sq. Resids	7.01E-05	8.58E-05
S.E. equation	0.001611	0.001783
F-statistic	13.31954	0.403249
Log likelihood	191.2642	187.5278
Akaike AIC	-9.798064	-9.596095
Schwarz SC	-9.362680	-9.160712
Mean dependent	0.003922	0.005270
S.D. dependent	0.003255	0.001644
Determinant Residual Covariance		4.19E-12
Log Likelihood		379.6734
Akaike Information Criteria		-19.33369
Schwarz Criteria		-18.37585

A4. Modelo de Vectores Autoregresivos para No Transables

Sample: 1998:12 2001:12

Included observations: 37

Standard errors & t-statistics in parentheses

	DLITCF	DDLIEMIS	DLIPCNT
DLITCF(-1)	-0.001657 (0.21935) (-0.00755)	-0.259810 (0.56227) (-0.46208)	0.506312 (0.34917) (1.45006)
DLITCF(-2)	-0.040838 (0.19480) (-0.20964)	0.621365 (0.49933) (1.24440)	-0.127081 (0.31008) (-0.40983)
DDLIEMIS(-1)	-0.005325 (0.07111) (-0.07488)	-0.382080 (0.18229) (-2.09601)	-0.101440 (0.11320) (-0.89611)
DDLIEMIS(-2)	-0.109276 (0.07977) (-1.36988)	0.055044 (0.20448) (0.26919)	0.017091 (0.12698) (0.13459)
DLIPCNT(-1)	-0.101871 (0.05844) (-1.74328)	-0.115638 (0.14979) (-0.77198)	0.240552 (0.09302) (2.58601)
DLIPCNT(-2)	0.029974 (0.05657) (0.52981)	-0.113045 (0.14502) (-0.77951)	0.074443 (0.09006) (0.82662)
C	0.005810 (0.00155) (3.73957)	-0.001480 (0.00398) (-0.37171)	-0.001921 (0.00247) (-0.77665)
DUMNT	7.69E-05 (0.00101) (0.07578)	-0.002785 (0.00260) (-1.07040)	0.016037 (0.00162) (9.92640)
DUMDIC	-0.002619 (0.00099) (-2.65431)	-0.000429 (0.00253) (-0.16942)	0.007283 (0.00157) (4.63596)
R-squared	0.259362	0.222571	0.838729
Adj. R-squared	0.047752	0.000449	0.792652
Sum sq. resids	7.21E-05	0.000474	0.000183
S.E. equation	0.001604	0.004113	0.002554
F-statistic	1.225658	1.002019	18.20261
Log likelihood	190.7491	155.9204	173.5484
Akaike AIC	-9.824275	-7.941646	-8.894507
Schwarz SC	-9.432430	-7.549801	-8.502662
Mean dependent	0.005270	0.000218	0.000817
S.D. dependent	0.001644	0.004114	0.005609
Determinant Residual Covariance		1.18E-16	
Log Likelihood		521.0751	
Akaike Information Criteria		-26.70676	
Schwarz Criteria		-25.53123	

A5. Modelo de Vectores Autoregresivos para Productos Industriales Transables

Sample: 1998:12 2001:12

Included observations: 37

Standard errors & t-statistics in parentheses

	DLITCF	DLIPCITS
DLITCF(-1)	-0.105083 (0.21826) (-0.48146)	-0.071992 (0.12268) (-0.58681)
DLITCF(-2)	-0.242903 (0.22209) (-1.09369)	0.011781 (0.12484) (0.09437)
DLIPCITS(-1)	0.230009 (0.34061) (0.67528)	1.034001 (0.19146) (5.40063)
DLIPCITS(-2)	-0.210466 (0.29982) (-0.70197)	-0.415852 (0.16853) (-2.46750)
C	0.006107 (0.00190) (3.20962)	0.001435 (0.00107) (1.34152)
DDLIEMIS	-0.009912 (0.07833) (-0.12655)	-0.051320 (0.04403) (-1.16561)
DDLIEMIS(-1)	0.029534 (0.07451) (0.39636)	-0.075192 (0.04188) (-1.79525)
DLPISTAR	-0.977030 (0.43879) (-2.22665)	0.558418 (0.24665) (2.26406)
INFG	-0.027031 (0.02510) (-1.07695)	0.031353 (0.01411) (2.22229)

R-squared	0.229330	0.866599
Adj. R-squared	0.009139	0.828485
Sum sq. resids	7.50E-05	2.37E-05
S.E. equation	0.001637	0.000920
F-statistic	1.041506	22.73676
Log likelihood	190.0137	211.3282
Akaike AIC	-9.784527	-10.93666
Schwarz SC	-9.392682	-10.54482
Mean dependent	0.005270	0.001818
S.D. dependent	0.001644	0.002221

Determinant Residual Covariance	1.18E-12
Log Likelihood	403.1051
Akaike Information Criteria	-20.81649
Schwarz Criteria	-20.03280

A6. Test de Causalidad en Sentido de Granger

Test de Causalidad en Sentido de Granger: Depreciación-Productos Agrícolas

En Variaciones Mensuales

Pairwise Granger Causality Tests

Sample: 1998:12 2001:12

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
DLIPCAGE does not Granger Cause DLLITCF	35	0.09579	0.90893
DLLITCF does not Granger Cause DLIPCAGE		0.28589	0.75337

En Variaciones a 12 Meses

Pairwise Granger Causality Tests

Sample: 1998:12 2001:12

Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
D12LIPCAGE does not Granger Cause D12LITCF	37	0.51610	0.47742
D12LITCF does not Granger Cause D12LIPCAGE		1.08343	0.30528