

INFLACIÓN Y DEPRECIACIÓN EN UNA ECONOMÍA DOLARIZADA: EL CASO DE BOLIVIA*

LUIS FERNANDO ESCOBAR PATIÑO

PABLO HERNÁN MENDIETA OSSIO

* Trabajo presentado en la X Reunión de Investigadores de Banca Central, efectuada entre el 5 y 7 de octubre de 2005 en Lima, Perú.

Se agradecen los comentarios y sugerencias de Armando Pinell, Raúl Mendoza, María Angélica Aguilar y Humberto Arandía. El contenido de este trabajo es de exclusiva responsabilidad de los autores y no compromete la opinión del Banco Central de Bolivia o de sus autoridades.

RESUMEN

El trabajo examina empíricamente la magnitud del coeficiente de traspaso del tipo de cambio nominal a los precios internos (*"pass-through"*) en Bolivia, utilizando distintas metodologías de vectores autoregresivos. Los resultados indican que la magnitud de este coeficiente es relativamente mayor a la encontrada para economías vecinas (incluyendo la experiencia peruana, que posee características similares en cuanto a dolarización se refiere), lo que reflejaría el grado de importancia del tipo de cambio como ancla nominal. Es probable que la caída observada en el coeficiente de traspaso en los últimos años esté relacionada con la casi nula modificación de los precios administrados de los hidrocarburos y, no con una caída estructural como en el caso de otras economías. El trabajo confirma la relación no lineal entre la inflación y la depreciación, aunque distinta a la obtenida anteriormente en otros estudios: una mayor tasa de depreciación incrementa rápidamente el traspaso y hace que el efecto sea más variable; mientras que menores tasas de depreciación reducen de forma gradual el coeficiente de traspaso. Finalmente, se obtuvo una estimación del coeficiente de traspaso esperado, que resultó cercano a la unidad y que difiere del traspaso efectivo, mostrando el rol crucial que tiene el tipo de cambio como ancla nominal de las expectativas de los agentes económicos.

Clasificación JEL: C32, E31, F31, F41

Palabras clave: Inflación, Depreciación, Vectores Autoregresivos

Correos electrónicos de los autores:

fescobar@bcb.gov.bo

pmendieta@bcb.gov.bo

*“Cuando el dólar sube, todo sube”
Opinión de un oyente en el programa “Voz Popular” de Radio
Panamericana de Bolivia (Agosto de 2004)*

1. INTRODUCCIÓN

No cabe duda que los mecanismos de transmisión de la política monetaria difieren entre países, de acuerdo con sus características institucionales y estructurales. En el caso de economías altamente dolarizadas el canal más importante está relacionado con el tipo de cambio, que actúa como el ancla nominal de las expectativas de los agentes. Existe evidencia que apoya esta noción para el caso boliviano (Orellana *et al*, 2000).

En ese sentido, se debe reconocer que en estas economías, una depreciación nominal no necesariamente conduce a una depreciación real. Dado que el tipo de cambio es crucial en la formación de las expectativas de los agentes económicos, una depreciación nominal podría traducirse en un alza de los precios internos, con lo cual su efecto en el tipo de cambio real y el impulso a la actividad, a través del sector transable, podría ser menor.

Dentro de este contexto, un aspecto clave es el coeficiente de traspaso de la depreciación a la inflación (o *pass-through*), que mide la variación acumulada de los precios internos debido a una variación (también acumulada) del tipo de cambio. Si dicho indicador es cercano o mayor a la unidad, entonces el tipo de cambio nominal es efectivo en el control de los precios internos, pero no así en estimular la actividad económica.

Al respecto se deben hacer dos observaciones. La primera se refiere a la dinámica implícita; esto significa que el traspaso es una cuestión más bien de grado que de orden. En el caso de las economías abiertas, se podrían observar coeficientes distintos para diferentes periodos de tiempo. Incluso en un principio el traspaso podría tornarse negativo, para aumentar paulatinamente. Y desde determinados análisis teóricos, en el largo plazo podría llegar a ser uno. El otro aspecto se refiere a la discrepancia que podría existir entre el traspaso esperado y el efectivamente observado. La diferencia podría deberse, por ejemplo, a problemas de credibilidad de la autoridad (Ize y Powell, 2004).

Para cuantificar este fenómeno para el caso boliviano se utilizan enfoques basados en Vectores Autoregresivos (VAR). Dos primeros para evaluar la magnitud del traspaso efectivo y un tercero intenta medir el traspaso esperado.

La primera metodología va en la línea iniciada por McCarthy (1999) para países industrializados y modificada para economías emergentes en estudios subsecuentes. La ventaja de este enfoque de VAR estructural es que permite comparar el coeficiente de traspaso con otros países. La segunda metodología consiste en el enfoque de cointegración, la cual además permite obtener una función de política monetaria para el tipo de cambio. Finalmente, para medir el traspaso esperado se utiliza la descomposición estructural de acuerdo con el criterio de Blanchard y Quah (1989), con el fin de obtener la inflación esperada, para posteriormente realizar análisis de cointegración habitual entre esta variable y la depreciación esperada, implícita en las transacciones en moneda nacional y extranjera.

El principal aporte de esta investigación es que permite contar con un cálculo actualizado del coeficiente de traspaso, condicionante fundamental para las decisiones de política monetaria en una economía altamente dolarizada como la boliviana, que permiten afectar (por lo menos temporalmente) las variables reales de la economía que están relacionadas con el tipo de cambio real. O alternativamente, revela la capacidad de la autoridad monetaria para estabilizar la inflación (efectiva y esperada) a través de movimientos del tipo de cambio.

Dentro de las principales conclusiones, se destaca el hecho que el coeficiente de traspaso no ha permanecido estable, sino por el contrario, habría variado en función a la tasa de depreciación y, probablemente, a la política de precios administrados. El grado de dolarización determinaría un coeficiente de traspaso del tipo de cambio mayor al de los precios externos, que en su caso llega a ser prácticamente uno para la relación entre la inflación y depreciación esperadas. Este último aspecto significaría que los agentes económicos esperan efectos de la evolución del tipo de cambio, en una magnitud mayor a la que efectivamente se observa.

El documento se organiza como sigue. Luego de esta introducción, se revisa la literatura empírica internacional y nacional sobre el coeficiente de traspaso. Posteriormente se utilizan dos VAR para analizar la evolución de

este coeficiente en los últimos años. La cuarta sección obtiene la inflación esperada para luego analizar el coeficiente de traspaso esperado. La última sección enumera los principales hallazgos del documento y establece una agenda tentativa para futuras investigaciones al respecto.

2. BREVE REVISIÓN DE LA LITERATURA EMPÍRICA SOBRE TRASPASO

Esta sección revisa los principales estudios sobre el traspaso de depreciación a inflación, tanto del caso más general sobre la evidencia internacional, como de la particular experiencia boliviana.

2.1 EVIDENCIA INTERNACIONAL

La línea de investigación que dio un impulso renovado al estudio empírico del coeficiente de traspaso es la de McCarthy *op. cit.*, donde se estudia el impacto de los tipos de cambio y de los precios de importación sobre los precios domésticos. Básicamente, la metodología consiste en un modelo de “cadena de distribución de precios” estimada a través de un VAR recursivo, aplicada a un conjunto importante de países industrializados.¹

Una característica sobresaliente es que se mide el efecto de la depreciación en cada etapa de la cadena (precios de importadores, mayoristas y consumidores finales). Su motivación más importante es explicar la tendencia decreciente de la inflación en estos países a partir de las apreciaciones de las monedas nacionales y el consecuente descenso en los precios de los artículos importados. El planteamiento del modelo estimado establece que la inflación en cada segmento de la cadena se explica por diversos componentes relacionados a la inflación esperada (dada la información disponible), los *shocks* de demanda y oferta, los *shocks* externos (a través del tipo de cambio y de los precios importados) y los *shocks* idiosincrásicos a cada segmento. Estos *shocks* podrían racionalizarse como cambios en la capacidad para fijar precios y márgenes de comercialización de las firmas en cada segmento.

Consecuente con los resultados intuitivos, los precios de las economías analizadas caen frente a una apreciación del tipo de cambio, cuyo efecto es menor en la medida que se avanza en la cadena de distribución. Por su parte, los coeficientes de traspaso serán más altos en la medida que exista una mayor apertura (en el sentido de participación de las

¹ A saber, Estados Unidos, Japón, Alemania, Francia, Reino Unido, Bélgica, Holanda, Suecia y Suiza.

importaciones en el producto), mayores niveles de competencia y menor volatilidad del tipo de cambio y del producto. Por otra parte, los precios responderían positivamente a cambios en los precios importados, en mayor magnitud que frente a *shocks* del tipo de cambio. En ambos casos, el traspaso no llega a ser completo. Finalmente, se encuentra que los factores mencionados (tipo de cambio y precios importados) explican sólo una parte de la variación de los precios de consumo.

Esta metodología ha sido aplicada a varias economías industrializadas² y emergentes,³ entre ellas algunas de Latinoamérica como Brasil, Chile, Colombia y Perú, modificando parte de su estructura en consideración a las características típicas de estas economías así como a la disponibilidad de información.

En el caso de Brasil, Belaisch (2003) utiliza distintos índices de precios para medir el traspaso y concluye que el coeficiente de traspaso ha ido cayendo en comparación con estudios realizados anteriormente para ese país; y, que dicho coeficiente es menor a los obtenidos en otros países latinoamericanos. La baja magnitud encontrada se explicaría por la reducida apertura externa de la economía brasileña, la subestimación de los productos no transables en los índices de precios, la inflexibilidad de precios (incluso de las importaciones), la sustitución de importaciones, el carácter procíclico que tendría el traspaso y, finalmente, la percepción de que la depreciación tiene carácter transitorio. Las estimaciones realizadas muestran un coeficiente de traspaso en torno a 0,23 en el caso de los precios al consumidor, el cual aumenta a medida que se retrocede en la cadena de distribución, tal como era de esperarse en el enfoque adoptado.

La experiencia chilena al respecto es analizada en Morandé y Tapia (2002), quienes además de utilizar la metodología de McCarthy, utilizan un estimador recursivo entre inflación y depreciación que muestra la caída del coeficiente de traspaso desde un máximo de 0,5 a mediados de los noventa hasta 0,1 a mediados de 2002. En cuanto a la metodología estándar al respecto, muestran a través del uso de ventanas móviles que

² Otros estudios en la misma línea comprenden a Mihailov (2003) para Estados Unidos, Japón y Alemania; y, Hahn (2003) para la Zona del Euro.

³ Para las economías emergentes no latinoamericanas véase Gattin-Turkalj y Pufnik (2003) para Croacia; Berben, Berk y otros (2002) y Buddhari y Chensavasdjai (2003) para Tailandia; Hyder y Shah (2004) para Pakistán; Kokoszczyński y otros (2002) para Polonia; y, Gueorguiev (2003) para Rumania.

tanto el traspaso a los precios mayoristas como a los del consumidor final han caído considerablemente, inclusive tornándose no significativos. Entre las hipótesis que se utilizan para explicar esta caída se encuentran la menor importancia del tipo de cambio para la autoridad en el manejo monetario y su repercusión en las expectativas de las personas; el desarrollo de instrumentos cambiarios para protegerse del riesgo cambiario; y, la reducción de los márgenes de actividad minorista (sobre todo en el punto bajo del ciclo).

Por su parte, Rowland (2003) estima el traspaso para Colombia, tanto con el uso de la metodología de McCarthy como con el uso de vectores de cointegración. Entre sus hallazgos, se encuentra el hecho que el traspaso es incompleto. En el caso de los precios de las importaciones, éste llegaría a 0,8 en 12 meses; a 0,28 en el caso de los precios al productor; y, a 0,15 para los precios al consumidor final. Por lo tanto, el autor concluye que el efecto final de una depreciación es más bien modesto en el caso de los precios finales.

Una investigación más cercana al caso boliviano es la adaptación de la metodología estándar a la experiencia peruana, llevada a cabo por Miller (2003) y Winkelried (2003). El primero, luego de analizar los canales a través de los cuales las variaciones del tipo de cambio afectan a los precios, presenta los principales aspectos que merecen atención en la evaluación del traspaso como magnitud, velocidad y simetría. Luego, identifica los factores que lo determinan: la política de precios, los costos de menú, la sustitución entre productos importados y nacionales, la penetración de importaciones, la composición de la canasta del Índice de Precios al Consumidor (IPC), la naturaleza (temporal/transitoria) del ajuste del tipo de cambio, el contexto inflacionario, la volatilidad del tipo de cambio, la incertidumbre de la demanda agregada, el grado de apertura de la economía, el rol del Estado en la economía y la brecha del tipo de cambio real respecto a su nivel de equilibrio.

En el análisis inicial de correlaciones móviles, Miller observa que el traspaso no es completo, e incluso no se traslada inmediatamente a precios. Consistente con los anteriores estudios, con la metodología usual encuentra evidencia de que el traspaso es menor en las etapas finales de la cadena de distribución. La principal diferencia con la metodología de McCarthy es que los *shocks* de oferta se miden utilizando los términos de intercambio en lugar de los precios del petróleo, lo cual es más pertinente en el caso de economías emergentes. Por otra parte, en lugar de utilizar

los precios al productor, se utiliza una serie de precios al por mayor. Además, se consideran definiciones alternativas de inflación (total, bienes transables y subyacente). Los resultados empíricos muestran en el largo plazo un traspaso de 0,89 para los precios de bienes importados; de 0,46 para los precios al por mayor; y de apenas 0,16 para los precios al consumidor. Por otra parte, en el largo plazo el traspaso a los precios transables sería de 0,20, mientras que en la inflación subyacente estaría en torno a 0,18. También se concluye que las fluctuaciones del tipo de cambio explican una modesta proporción de las fluctuaciones de la inflación total, transable y subyacente; a diferencia de la inflación de bienes importados, que responde de manera importante a las variaciones del tipo de cambio.

2.2 EVIDENCIA PARA EL CASO DE BOLIVIA

Con el antecedente de la hiperinflación y posterior estabilización de la economía boliviana, varios autores han enfatizado que la relación entre el tipo de cambio y la inflación es crucial, fundamentalmente con fines de estabilización de la variación de los precios, dado el papel de ancla nominal del tipo de cambio. A medida que la tasa de inflación ha caído y se ha estabilizado, esta orientación del análisis ha cambiado implícitamente hacia el interés de analizar la repercusión de las depreciaciones nominales en la depreciación real. Por lo tanto, y tal como se reseña a continuación y se discutirá en la siguiente sección, el paulatino proceso de estabilización se ha reflejado en una caída del coeficiente de traspaso, dando mayor oportunidad de acción a la política monetaria para promover acciones contracíclicas.

Dentro de los primeros trabajos se encuentra el de Huarachi y Gumiel (1987), quienes utilizaron un modelo de inflación con sectores transable y no transable (en la línea de los modelos escandinavo y australiano), concluyendo en la existencia de una relación estrecha entre la inflación y la depreciación (en torno a 0,84).

Un trabajo posterior de Morales (1989) analizó la pertinencia de la política de devaluaciones basada en los diferenciales de inflación nacional e internacional, concluyendo que el traspaso entre 1986 y 1989 estaba en torno a 0,74.

Con otro enfoque basado en la determinación simultánea de la inflación y de la depreciación, Comboni y De la Viña (1992) estiman un modelo semanal con el método de máxima verosimilitud con información incompleta para los tres años que van entre 1989 y 1991. La principal conclusión a la que llegan los autores es que el traspaso contemporáneo (de corto plazo) estaría en torno a 0,65. Dicho resultado no debe sorprender, ya que se estudia un periodo muy cercano a la hiperinflación y estabilización de 1984-1986, donde los agentes todavía estaban muy pendientes del tipo de cambio, además que la credibilidad de la autoridad monetaria todavía era muy limitada.⁴

En un documento posterior, Comboni (1994) estima un modelo con información decadal⁵ entre 1992 y 1994, en el que incluye la estacionalidad y los cambios en el precio del petróleo. El coeficiente de traspaso se estimó en torno a 0,52.

Dentro de los estudios más recientes, Orellana y Requena (1999), desarrollan un modelo empírico de inflación que incluye la estimación de un VAR con información mensual entre 1990 y 1999. Para incorporar la caída del traspaso durante dicha década, utilizan la depreciación observada en niveles y también elevada al cuadrado, introduciendo una no linealidad que determina que el traspaso estimado dependa del nivel de depreciación observado. El coeficiente mencionado estaría en torno a 0,24 para depreciaciones de 6% (en términos anualizados) hasta llegar a 0,96 para depreciaciones mayores a 30%.

Finalmente, Cupé (2002) estudia el traspaso con un modelo desagregado del IPC, con el fin de analizar el efecto en cada uno de los principales componentes del índice para los cuatro años siguientes a diciembre de 1998. El principal aporte es la discriminación del traspaso en un contexto de precios administrados de los hidrocarburos. Dentro de sus principales conclusiones, se destaca que el coeficiente sería de 0,24 si los precios de los hidrocarburos permanecen constantes, mientras que si éstos suben, el coeficiente también subiría a 0,30.

⁴ Téngase como antecedente que las tasas de inflación y depreciación se encontraban en torno a 20%.

⁵ En Bolivia, el IPC se publica mensualmente, pero existe un indicador parcial cada diez días (decadal) que sólo es de uso interno para las autoridades del gobierno y del Banco Central.

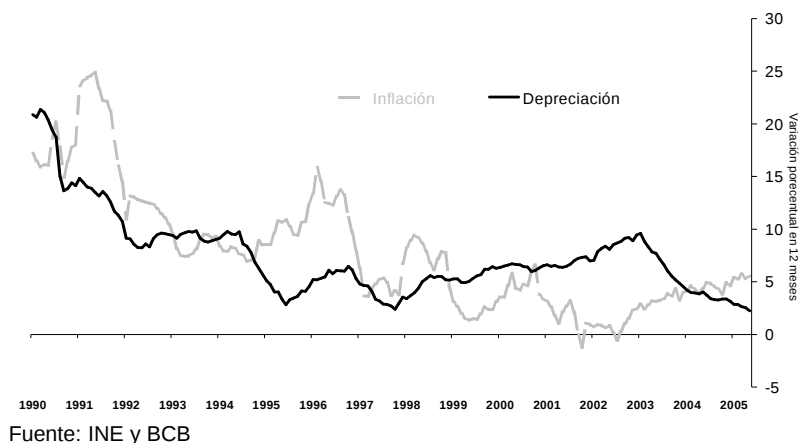
Para resumir la literatura revisada y a pesar de que las metodologías empleadas y las definiciones de traspaso no son necesariamente comparables, podemos concluir que las estimaciones del coeficiente de traspaso en Bolivia han caído paulatinamente desde un máximo cercano a la unidad durante la hiperinflación hasta llegar a valores más cercanos a 0,25 en los últimos años.

3. EL TRASPASO EFECTIVO EN BOLIVIA

3.1 ANÁLISIS PRELIMINAR

Como una primera aproximación para el estudio del traspaso entre depreciación e inflación se utilizará el análisis gráfico de ambas series. En la figura 1 se observan las trayectorias mensuales de la inflación y la depreciación nominal del tipo de cambio en el período 1990-2005, observándose una caída importante en ambas variables. También se puede apreciar que a principios de lo noventa la depreciación parecía anticipar la inflación, relación que se habría disipado en los últimos años, según el análisis gráfico.

FIGURA 1
DEPRECIACIÓN E INFLACIÓN, 1990-2005

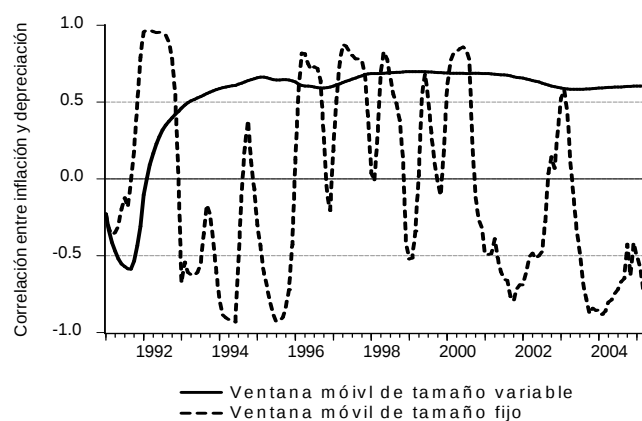


Fuente: INE y BCB

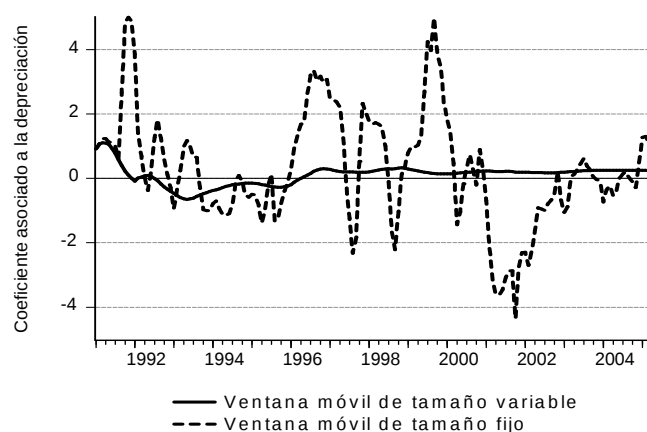
Para analizar las relaciones dinámicas entre inflación y depreciación, utilizaremos el enfoque empleado para Chile por García y Restrepo

(2001), quienes consideran las correlaciones móviles (con ventanas móviles de muestra fija y muestra variable) y el coeficiente de una regresión entre inflación y depreciación rezagada, además de una tendencia. Los resultados con una ventana de 2 años se muestran a continuación:

FIGURA 2
(A) CORRELACIÓN ENTRE INFLACIÓN Y DEPRECIACIÓN EN VENTANAS MÓVILES



(B) IMPACTO DE LA DEPRECIACIÓN EN LA INFLACIÓN EN VENTANAS MÓVILES



Fuente: Elaboración de los autores con información del INE y del BCB

La observación gráfica no proporciona ninguna tendencia discernible. Por el contrario, los resultados muestran una alta volatilidad en esta relación a lo largo del tiempo, aspecto que será discutido formalmente cuando se utilice la metodología de vectores de cointegración. Una explicación preliminar consiste que dada la naturaleza de precios administrados que existe en la economía boliviana,⁶ la relación entre estas variables se torna inestable, además de que se ve afectada por frecuentes *shocks* de otro carácter (fenómenos políticos y sociales, desastres naturales, etc.). En ese sentido, llama la atención el repunte del efecto condicional de la depreciación (con ventana móvil de tamaño fijo) a partir de 2005, que coincide con el alza del precio de determinados hidrocarburos (Figura 2b).

3.2 LA ESPECIFICACIÓN GENERAL DEL VAR ESTRUCTURAL

Para formalizar este análisis, se seguirá la metodología de McCarthy *op. cit.*, con la estimación y posterior descomposición estructural de tipo recursivo. Básicamente, dicho modelo mide cuantitativamente el impacto de la depreciación del tipo de cambio en el índice de precios pertinente a cada eslabón de la cadena de distribución (precios importados, precios al por mayor y precios al consumidor). Se asume además que diferentes tipos de *shocks* afectan a los precios en cada una de estas etapas (de oferta, demanda, tipo de cambio y términos de intercambio).

Se parte del supuesto de que los *shocks* de oferta y demanda son exógenos al régimen del tipo de cambio. Además, el esquema implica que las decisiones de los precios en la importación y producción pueden tener un impacto contemporáneo en los precios a los consumidores, pero éstos últimos no lo pueden tener en los primeros, dando lugar a una descomposición a la Choleski. Siguiendo el enfoque citado, las ecuaciones que componen el VAR son:

$$\pi_t^{oil} = E_{t-1}(\pi_t^{oil}) + \varepsilon_t^{oil} \quad (1)$$

$$y_t = E_{t-1}(y_t) + a_1 \varepsilon_t^{oil} + \varepsilon_t^y \quad (2)$$

$$\Delta e_t = E_{t-1}(\Delta e_t) + b_1 \varepsilon_t^{oil} + b_2 \varepsilon_t^y + \varepsilon_t^{\Delta e} \quad (3)$$

$$\pi_t^m = E_{t-1}(\pi_t^m) + c_1 \varepsilon_t^{oil} + c_2 \varepsilon_t^y + c_3 \varepsilon_t^{\Delta e} + \varepsilon_t^{\pi^m} \quad (4)$$

⁶ De servicios antes de la privatización de mediados de los noventa y de los hidrocarburos en esta década.

$$\pi_t^p = E_{t-1}(\pi_t^p) + d_1 \varepsilon_t^{oil} + d_2 \varepsilon_t^y + d_3 \varepsilon_t^{\Delta e} + d_4 \varepsilon_t^{\pi^m} + \varepsilon_t^{\pi^p} \quad (5)$$

$$\pi_t^c = E_{t-1}(\pi_t^c) + f_1 \varepsilon_t^{oil} + f_2 \varepsilon_t^y + f_3 \varepsilon_t^{\Delta e} + f_4 \varepsilon_t^{\pi^m} + f_5 \varepsilon_t^{\pi^p} + \varepsilon_t^{\pi^c} \quad (6)$$

La ecuación (1) muestra que la variación del precio del petróleo en el período t dependerá del valor esperado para dicho producto en el período previo más una perturbación estocástica que es entendida como un *shock* de oferta que enfrenta la economía. La ecuación (2), utilizada para modelar la demanda, incorpora además de la esperanza condicional respectiva, el *shock* de oferta y el *shock* de demanda, ε_t^y . Por su parte, la ecuación (3) describe la evolución del tipo de cambio, donde se adiciona el término $\varepsilon_t^{\Delta e}$ que corresponde al *shock* del tipo de cambio. La construcción de las ecuaciones (4) a (6) sigue la misma lógica y corresponden a los precios importados, al productor y al consumidor, respectivamente. En resumen, en cada ecuación se encuentra la esperanza condicional de la variable en cuestión, a la que se suman los *shocks* generados en las ecuaciones anteriores y el *shock* pertinente a la variable en cuestión.

Adicionalmente, se supone que las esperanzas condicionales de cada ecuación pueden ser reemplazadas por proyecciones lineales de los rezagos de las seis variables del sistema. De esta manera, el VAR tiene una estructura que puede ser estimada a través de la descomposición de Choleski.

3.3 LOS DATOS Y LA ESPECIFICACIÓN MODIFICADA DEL VAR ESTRUCTURAL

Para la estimación empírica del VAR, se tomaron series mensuales de las variables en el período comprendido entre enero de 1988 y febrero de 2004. La mayoría de ellas provienen de las estadísticas habituales del Banco Central de Bolivia y del Instituto Nacional de Estadística (INE), describiéndose las definiciones y fuentes en el Anexo 1. En lugar de utilizar el precio del petróleo como la serie que permite identificar los *shocks* de oferta, se utilizó el índice de precios en dólares correspondiente a los principales socios comerciales de Bolivia.

Dado que en Bolivia no se cuenta con un indicador de producción agregada mensual,⁷ se calculó la brecha del producto potencial (calculado con el filtro de Hodrick, y Prescott, 1999) respecto del PIB desestacionalizado (con el método X-12 ARIMA), sobre la base de la información trimestral. Para mensualizar la serie de brecha del producto, se aplicó un ponderador muy bajo (10) al filtro mencionado, a fin de evitar los saltos discontinuos que existían cada tres meses.

Debido a que no se dispone de información estadística mensual sobre los precios al importador, al productor o al por mayor, se optó por prescindir el análisis de la transmisión de precios en la cadena de distribución. En ese sentido, la única serie de precios utilizada corresponde al Índice de Precios al Consumidor (IPC) publicado mensualmente por el INE.⁸

De esta manera, la estructura de estimación queda planteada para el caso boliviano como:

$$\pi_t^{IPE} = E_{t-1}(\pi_t^{IPE}) + \varepsilon_t^{IPE} \quad (7)$$

$$y_t = E_{t-1}(y_t) + a_1 \varepsilon_t^{IPE} + \varepsilon_t^y \quad (8)$$

$$\Delta e_t = E_{t-1}(\Delta e_t) + b_1 \varepsilon_t^{IPE} + b_2 \varepsilon_t^y + \varepsilon_t^{\Delta e} \quad (9)$$

$$\pi_t^c = E_{t-1}(\pi_t^c) + f_1 \varepsilon_t^{IPE} + f_2 \varepsilon_t^y + f_3 \varepsilon_t^{\Delta e} + \varepsilon_t^{\pi^c} \quad (10)$$

La información de precios y tipo de cambio fue utilizada en variaciones porcentuales en forma logarítmica. De esa forma se evitan los problemas de no estacionariedad de algunas de las series.

El VAR fue estimado escogiendo el número de rezagos con los criterios usuales de elección (Akaike, Schwartz y la función de verosimilitud), verificando que los residuos estimados no tengan autocorrelación y que correspondan simplemente a “ruido blanco”. Para ello, se utilizó la prueba LM de autocorrelación. Los criterios mencionados señalaron la utilización de siete rezagos. Entre las variables exógenas adicionales, sólo se

⁷ Hasta hace algunos años existía el Índice Mensual de Actividad Económica de Bolivia (IMAEB), el cual fue discontinuado por el INE.

⁸ Una extensión en proceso, incluirá como una cadena adicional el indicador de inflación subyacente.

incluyeron tres variables dicotómicas para aislar puntos atípicos dentro la muestra.⁹

3.4 LOS RESULTADOS DEL VAR ESTRUCTURAL

El principal instrumento para el análisis del traspaso corresponde a las funciones de impulso-respuesta acumuladas. Éstas permiten conocer cuál es el efecto acumulado de un *shock* a una variable sobre el resto de las variables del sistema. Específicamente, es de interés conocer el impacto de un *shock* del tipo de cambio, sobre los precios de la economía.

El traspaso acumulado, que se obtiene de las funciones de impulso respuesta, corresponde a:

$$PT_{t,t+j} = \frac{\sum_{j=1}^T INF_{t,t+j}}{\sum_{j=1}^T DEP_{t,t+j}} \quad (11)$$

Donde $\sum INF_{t,t+j}$ es el cambio acumulado en la inflación j meses después del *shock* inicial del tipo de cambio y $\sum DEP_{t,t+j}$ es la depreciación acumulada del tipo de cambio en el mismo período ante un *shock* en dicha variable.

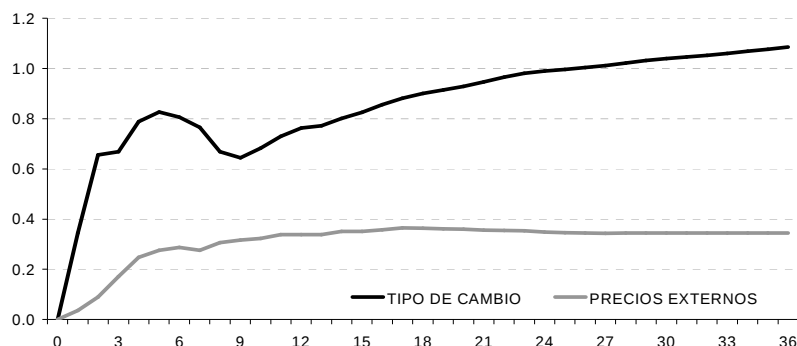
Para medir el efecto de los cambios en los precios en dólares de los principales socios comerciales, se utiliza una fórmula similar, reemplazando en el denominador las variaciones de estos precios externos. En este caso, las variaciones responden a un *shock* producido en la inflación de precios externos.

En la figura 3 se muestra el coeficiente de traspaso estimado para todo el periodo, tanto para el tipo de cambio como para los precios internacionales. El multiplicador de impacto del tipo de cambio estaría en torno a 0,34, el cual se transmite totalmente en el largo plazo (3 años) a la inflación. En el caso de los precios externos, el impacto inicial llega apenas al 0,036, el cual se estabiliza en el largo plazo en torno a 0,4. Éste último resultado es consistente con la participación de los bienes

⁹ Corresponden a enero y febrero de 1991 y noviembre de 2000.

transables en el índice de precios al consumidor, mientras que el primer resultado sería coherente con la importancia del tipo de cambio como ancla nominal en una economía dolarizada.

FIGURA 3
TRASPASO DEL TIPO DE CAMBIO Y DE LOS PRECIOS INTERNACIONALES A LA INFLACIÓN, 1989-2004



Fuente: Cálculos de los autores

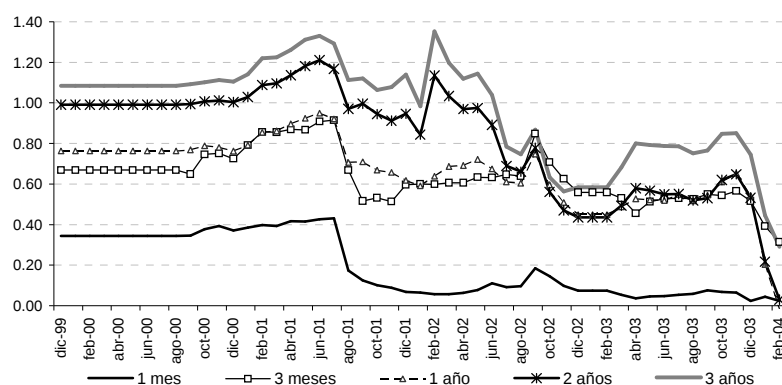
Si bien el anterior resultado es ilustrativo, cubre un periodo extenso en el cual la inflación y la depreciación han ido cayendo continuamente, gracias al esfuerzo estabilizador y la credibilidad ganada por la autoridad monetaria.

Corresponde por lo tanto, efectuar el análisis dinámico del traspaso de estas variables, especialmente en los últimos años, con el fin de analizar si éste ha caído o se ha mantenido constante. Para ello se siguieron dos metodologías de ventanas móviles. La primera corresponde a recortar paulatinamente la muestra, en el sentido de quitar las observaciones iniciales en cada estimación, hasta llegar al mínimo necesario para estimar el VAR.¹⁰ La segunda metodología consiste en una estimación con ventanas móviles del mismo tamaño que retroceden paulatinamente hasta llegar al inicio de la muestra considerada.

¹⁰ Usualmente la ventana móvil va en sentido contrario: se utilizan las primeras "n" observaciones para estimar, a la cual se van añadiendo paulatinamente las demás observaciones. En cambio, se utilizará el número mínimo de estimaciones para estimar el VAR de la muestra que termina en febrero de 2004, para ir añadiendo paulatinamente el periodo anterior, hasta cubrir toda la muestra.

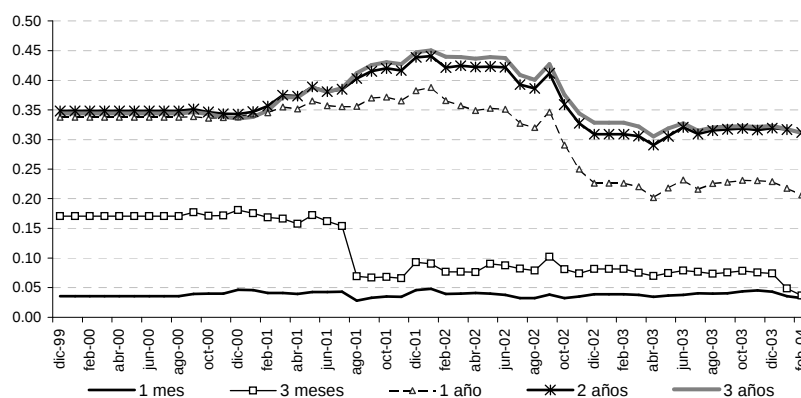
Los resultados del primer enfoque para el tipo de cambio y los precios internacionales se muestran en las figuras 4 y 5, mientras que los de la segunda perspectiva en las figuras 6 y 7.

FIGURA 4
TRASPASO DEL TIPO DE CAMBIO EN UNA VENTANA MÓVIL DE TAMAÑO VARIABLE



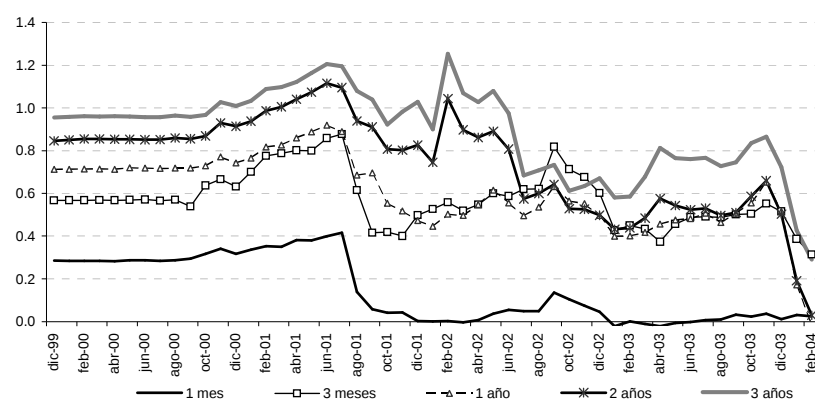
Fuente: Cálculo de los autores

FIGURA 5
TRASPASO DE LOS PRECIOS INTERNACIONALES EN UNA VENTANA MÓVIL DE TAMAÑO VARIABLE



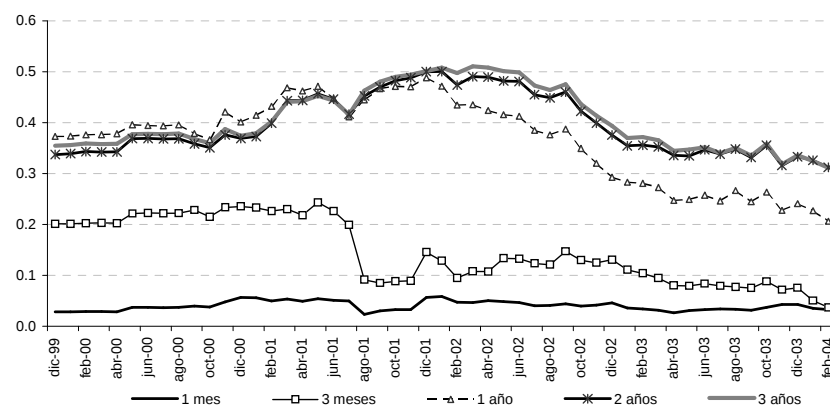
Fuente: Cálculo de los autores

FIGURA 6
TRASPASO DEL TIPO DE CAMBIO EN UNA VENTANA MÓVIL DE TAMAÑO FIJO



Fuente: Cálculo de los autores

FIGURA 7
TRASPASO DE LOS PRECIOS INTERNACIONALES EN UNA VENTANA MÓVIL DE TAMAÑO FIJO



Fuente: Cálculo de los autores

Uno de los resultados que se obtienen de las figuras 5 y 7, es que el efecto de largo plazo de las variaciones de los precios internacionales en la inflación ha permanecido más o menos constante. Lo que parece haber cambiado es la distribución temporal de los efectos entre los tres meses y

un año. El efecto al primer trimestre habría disminuido por lo menos en 10 puntos porcentuales y el efecto anual que era muy cercano al de largo plazo, también habría caído en la misma magnitud. Esto significaría que si bien los efectos de largo plazo no se habrían modificado, la transición hacia ese estado habría cambiado (en nuestro caso, la transición dura más tiempo).

En cuanto al tipo de cambio, el traspaso habría bajado desde un efecto pleno en el largo plazo hasta un reducido 30%. En cuanto a la velocidad de transición hacia el traspaso de largo plazo, ésta no parece haberse modificado significativamente.

Los dos traspasos muestran un cambio significativo a partir de agosto de 2001. Este comportamiento estaría ligado a la hipótesis de que el comportamiento de la inflación está muy influido por el carácter de los precios administrados de los derivados de hidrocarburos, los cuales han permanecido relativamente constantes en los últimos años, con excepción del alza observada a finales de 2004. Tal como lo demuestra Cupé *op. cit.*, el traspaso varía sustancialmente si se modifican estos precios respecto de la situación alterna. En la siguiente sección, reforzaremos el argumento de que la estructura del traspaso no ha variado considerablemente, con el uso de la relación entre inflación y depreciación esperadas.

Por otra parte, una forma de racionalizar un traspaso cercano a uno del tipo de cambio, es su papel de ancla cambiaria; aún las expectativas de variación de los salarios de los agentes están relacionadas con el tipo de cambio, lo cual generaría un efecto pleno en el largo plazo sobre los precios.

Otro punto adicional que se debe destacar es que, contrariamente a lo que se esperaría desde una perspectiva teórica, existe una divergencia importante entre el coeficiente de traspaso de los precios internacionales y el correspondiente del tipo de cambio. En efecto, Noton (2003) desarrolla un modelo teórico con imperfecciones macroeconómicas del traspaso; y, una de sus conclusiones al respecto es que, en equilibrio, ambos traspasos deberían ser idénticos. Una tarea futura de investigación consistirá en estudiar teóricamente esta divergencia, aunque de forma preliminar y como se adelantó, se podría sospechar que el alto grado de dolarización y el rol del tipo de cambio como ancla nominal inciden en que

el tipo de cambio tenga una mayor importancia que en una economía sin estas características.

3.5 EL “PASS-THROUGH” CON UN ENFOQUE DE COINTEGRACIÓN

El anterior enfoque puede ser complementado con el análisis de las relaciones de cointegración que existen entre las tres variables en cuestión: precios internos, tipo de cambio y precios externos. Para ello, el cuadro 1 reporta las pruebas de hipótesis de raíz unitaria para el logaritmo del IPC, del tipo de cambio nominal y de los precios externos en dólares, siguiendo el enfoque secuencial sugerido por Dolado *et al.* (1990) y tomando los valores críticos para la constante y tendencia reportados en Hamilton (1994). Llama la atención que de acuerdo con este particular test, el IPC resulte ser estacionario con constante. Si ese fuera el caso, entonces la prueba de hipótesis de cointegración a la Johansen (1988) debería ser modificada ante la inclusión de una variable estacionaria endógena a las relaciones de largo plazo, obteniéndose los valores críticos de un proceso de “*bootstrapping*” sugerido por Kapetanios, Mitchell y Weale (2000). Sin embargo, las pruebas adicionales reportadas en el cuadro mencionado sugieren evidencia mixta, por lo cual se tratará al IPC como una variable no estacionaria.

CUADRO 1
TEST DE RAÍZ UNITARIA PARA EL IPC, TCN E IPE

	Índice de Precios al Consumidor	Tipo de Cambio Nominal	Índice de Precios Externos (\$us)
Estadístico DFA	-4,94	2,59	1,44
Probabilidad*	Menor a 0.1%	99,8%	96,3%
Valores críticos:			
1%	-3,47	-2,58	-2,58
5%	-2,88	-1,94	-1,94
10%	-2,58	-1,62	-1,62
Constante	Si	No	No
Tendencia	No	No	No
Rezagos (Mod. CIS)	1	3	1
Orden de Integración	I(0)	I(1)	I(1)
* Proviene de Mackinnon (1996)			
Pruebas adicionales para el (logaritmo del) IPC			
	Estadístico	Valor crítico 5%	Orden
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS	-0,62	-2,95	I(1)
Phillips-Perron	-3,25	-3,43	I(1)
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin	0,22	0,15	I(0)

Fuente: Cálculo de los autores

Otro problema surge al considerar que la variable relacionada con los precios externos es en realidad exógena y a la vez no estacionaria. En ese caso, también se debería modificar la prueba de cointegración, de acuerdo con el procedimiento sugerido por Pesaran, Shin y Smith (2000), utilizando los valores asintóticos propuestos por dichos autores. Los resultados se muestran en el cuadro 2 e indican que no existiría ninguna relación de cointegración entre las variables mencionadas. No obstante, es sugerente que el primer vector tenga los signos y magnitudes de una posible relación tipo paridad de poder de compra (PPC).

CUADRO 2
TEST DE COINTEGRACIÓN CON IPE COMO VARIABLE EXÓGENA DEL SISTEMA

Observaciones incluidas: 174

Se permite una constante e intercepto

Series: IPC - TCN - IPE

Test de Cointegración de Rango No Restringido				
Relaciones testeadas	Eigenvalor	Estadístico de la traza	Valor crítico al 5%	Valor crítico al 10%
Ninguna	0,01	2,53	23,32	20,75
A lo más 1	0,00	0,20	11,47	9,53
Relaciones testeadas	Eigenvalor	Estadístico del máximo eig.	Valor crítico al 5%	Probabilidad
Ninguna	0,01	1,14	18,06	15,98
A lo más 1	0,00	0,09	11,47	9,53
Coeficientes de cointegración normalizados				
	IPC	TCN	IPE	
	1,00	-1,25	-1,18	
	1,07	1,00	1,17	
	-0,07	-2,66	1,00	

Fuente: Cálculo de los autores

Para averiguar más al respecto, se utilizará el enfoque usual de Johansen, considerando a los precios externos como una variable endógena al sistema, pero efectuando una prueba de exogeneidad en el modelo de corrección de errores asociado a dicha variable. El cuadro 3 muestra los resultados y sugiere que existirían 2 vectores de cointegración. También se muestra que los precios externos serían exógenos a ambas relaciones, lo cual es consistente con la escasa influencia que podría tener la modificación de los precios internos (incluyendo el tipo de cambio) en los precios internacionales relevantes para Bolivia. También se probó la hipótesis de que una de las relaciones

sea del tipo paridad del poder de compra, la que no es rechazada por la prueba de razón de verosimilitud al 39%.¹¹

CUADRO 3
TEST DE COINTEGRACIÓN CON IPE COMO VARIABLE ENDÓGENA AL SISTEMA

Observaciones incluidas: 149

Se permite una constante

Series: IPC - TCN - IPE

Test de Cointegración de Rango No Restringido

Relaciones testeadas	Eigenvalor	Estadístico de la traza	Valor crítico al 5%	Probabilidad
Ninguna*	0,17	60,19	35,19	0,0%
A lo más 1*	0,16	32,11	20,26	0,1%
A lo más 2	0,04	6,20	9,16	17,6%

Relaciones testeadas	Eigenvalor	Estadístico del máximo eig.	Valor crítico al 5%	Probabilidad
Ninguna*	0,17	28,08	22,30	0,7%
A lo más 1*	0,16	25,92	15,89	0,1%
A lo más 2	0,04	6,20	9,16	17,6%

Coeficientes de cointegración no normalizados

IPC	TCO	IPE
23,54	-20,21	-20,86
-6,06	11,57	19,04
-13,89	14,69	0,57

Test de Exogeneidad débil de los precios externos

	Estadístico de RV	Valor crítico al 5%	Probabilidad
Razón de verosimilitud	2,08	0,10	35,3%

Coeficientes de cointegración normalizados y restringidos

IPC	TCN	IPE
1,00	-1,00	-1,00
1,00	-0,63	-0,39

Fuente: Cálculo de los autores

Por lo tanto, las relaciones de cointegración (o de largo plazo) serían las siguientes:

$$\varepsilon_1 = \log(IPC) - \log(TCN) - \log(IPE) \quad (12)$$

$$\varepsilon_2 = \log(IPC) - 0.63 \times \log(TCN) - 0.39 \times \log(IPE) \quad (13)$$

¹¹ La hipótesis conjunta comprende la relación tipo PPC y la exogeneidad de los precios internacionales.

Para entender la naturaleza de ambas relaciones, a continuación se muestran los modelos de corrección de errores para el IPC y el TCN (con sus respectivos errores estándar entre paréntesis):¹²

$$\Delta \log(IPC_t) = -0.009 \times \varepsilon_{1,t-1} - 0.031 \times \varepsilon_{2,t-1} + \text{Re zagos}[\Delta \log(IPC_{t-1}), \Delta \log(TCN_{t-1}), \Delta \log(IPE_{t-j})] \quad (14)$$

$$\Delta \log(TCN_t) = 0.023 \times \varepsilon_{1,t-1} - 0.006 \times \varepsilon_{2,t-1} + \text{Re zagos}[\Delta \log(IPC_{t-1}), \Delta \log(TCN_{t-1}), \Delta \log(IPE_{t-j})] \quad (15)$$

La observación de ambas ecuaciones muestra que el primer vector (el de paridad de poder de compra) sería significativo en la determinación del tipo de cambio y, por lo tanto, podría entenderse como una regla de tipo de cambio, consistente con la política del Ente Emisor de mantener un nivel competitivo del tipo de cambio real, siempre que no atente a la estabilidad de los precios. En cambio, la segunda relación corresponde a la determinación de los precios internos. Tal como en la anterior sección, el efecto de largo plazo del tipo de cambio nominal (63%) es mayor al de los precios externos (39%), coherente con el papel clave del tipo de cambio como ancla nominal en Bolivia. De acuerdo con el test de razón de verosimilitud, al 10% no se podría rechazar la hipótesis conjunta de que la primera relación sólo esté incluida en la dinámica de corto plazo del tipo de cambio y que la segunda sólo estaría incluida en la dinámica de los precios internos.

Para analizar la estabilidad de la relación de largo plazo entre el tipo de cambio y los precios internos, en la línea de Pesaran, Shin y Smith (2001) se estimó el siguiente modelo:

$$\Delta \log(IPC_t) = \alpha \log(IPC_{t-1}) + \beta \log(TCN_{t-1}) + \gamma \log(IPE_{t-1}) + \sum_{i=1}^3 \lambda_i \Delta \log(IPC_{t-i}) + \sum_{i=0}^3 \kappa_i \Delta \log(TCN_{t-i}) + \sum_{i=1}^3 \phi_i \Delta \log(IPE_{t-i}) + \varepsilon_t \quad (16)$$

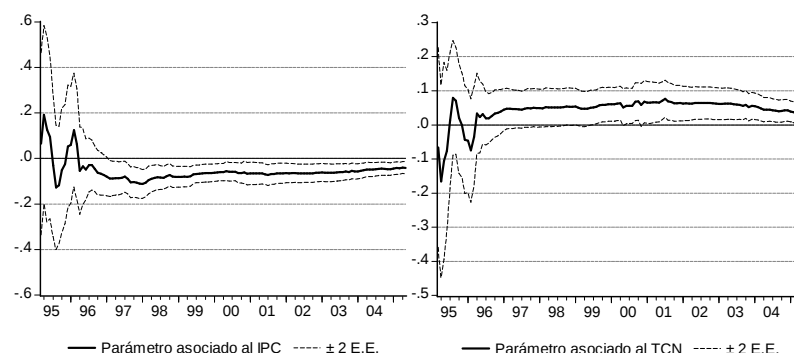
La estimación de dicho modelo (reportada en el Anexo 3) muestra un impacto de largo plazo de 77%. No obstante, los resultados de la metodología de Johansen son más robustos porque consideran de forma más completa la dinámica del VAR subyacente.

A continuación se efectuó un análisis de la estabilidad de los parámetros en la relación estimada, en especial de los parámetros asociados al IPC y al

¹² En el Anexo 2 se reporta la versión completa y no restringida del vector de corrección de errores.

tipo de cambio, pues su división corresponde al traspaso de largo plazo. Los resultados se muestran a continuación:

FIGURA 8
ESTABILIDAD DE LOS COEFICIENTES ASOCIADOS AL IPC Y AL TIPO DE CAMBIO

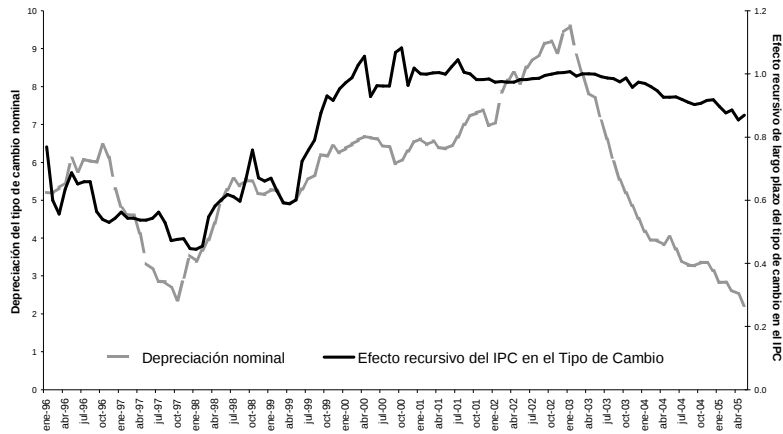


Fuente: Cálculo de los autores

El primer coeficiente corresponde a la velocidad de ajuste de la relación de equilibrio, mientras que el segundo corresponde al efecto del nivel del tipo de cambio nominal en la inflación mensual. Tal como se señaló, la razón entre ambos coeficientes corresponde a la relación de largo plazo entre la inflación y la depreciación.

Dicha relación de largo plazo y la tasa de depreciación en 12 meses se muestran en la figura 9. La contrastación de ambos resultados pareciera confirmar la naturaleza no lineal de la relación entre la inflación y la depreciación, aunque no en la misma dirección que la encontrada en Orellana y Requena *op. cit.* En efecto, dichos autores señalan que cuanto mayor es la tasa de depreciación, mayor sería el coeficiente de traspaso; mientras que la relación encontrada con el enfoque de cointegración sería la siguiente: incrementos importantes en la depreciación aumentarían el coeficiente de traspaso, mientras que caídas en la depreciación conducirían a reducciones graduales de dicho coeficiente.

FIGURA 9
ESTABILIDAD DE LA RELACIÓN ENTRE INFLACIÓN Y DEPRECIACIÓN EFECTIVAS



Fuente: Cálculo de los autores

Si utilizamos el supuesto de normalidad, se debe convenir que el coeficiente de largo plazo resulta de la división entre dos variables normales correlacionadas. Tal como Hinkley (1968) lo demuestra, la distribución de una razón de esta clase es no convencional. Específicamente en este caso, si $\beta = \theta / \gamma$ es el coeficiente de largo plazo, σ_θ y σ_γ los errores estándar asociados a estos parámetros y $\rho_{\theta,\gamma}$ la covarianza entre ambos parámetros (que simplificaremos como ρ), entonces la densidad del coeficiente de largo plazo es igual a:

$$f(\beta) = \frac{b(\beta)d(\beta)}{\sqrt{2\pi}\sigma_\theta\sigma_\gamma a(\beta)^3} \{ \Phi(j(\beta)) - \Phi(-j(\beta)) \} + \frac{\sqrt{1-\rho^2}}{\pi\sigma_\theta\sigma_\gamma a(\beta)} \exp\left\{ \frac{-c}{2(1-\rho^2)} \right\} \quad (17)$$

Donde:

$$a(\beta) = \sqrt{\frac{\beta^2}{\sigma_\theta^2} - \frac{2\rho\beta}{\sigma_\theta\sigma_\gamma} + \frac{1}{\sigma_\gamma^2}} \quad b(\beta) = \frac{\beta\theta}{\sigma_\theta^2} - \frac{\rho(\theta + \gamma\beta)}{\sigma_\theta\sigma_\gamma} + \frac{\gamma}{\sigma_\gamma^2}$$

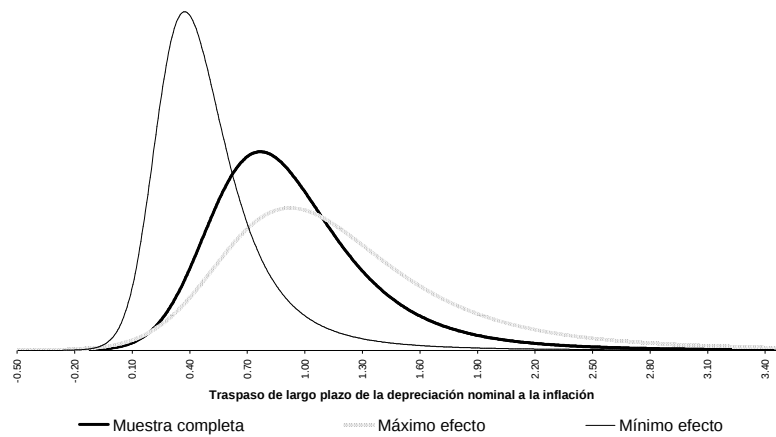
$$c = \frac{\theta^2}{\sigma_\theta^2} - \frac{2\rho\theta\gamma}{\sigma_\theta\sigma_\gamma} + \frac{\gamma^2}{\sigma_\gamma^2} \quad d(\beta) = \exp\left\{\frac{b(\beta)^2 - ca(\beta)^2}{2(1-\rho)^2 a(\beta)^2}\right\}$$

$$j(\beta) = \frac{b(\beta)}{a(\beta)\sqrt{1-\rho^2}}$$

El intervalo de confianza para la muestra completa al 95% comprende los puntos (0,157, 1,941), lo cual muestra la dispersión del coeficiente y anticipa el sesgo de su distribución. Los parámetros estadísticos asociados confirman dicho resultado: la media es 0,929, la mediana 0,873 y la moda 0,765. Por lo tanto, la estimación econométrica del coeficiente de largo plazo de este enfoque (0,88) está más relacionada con la mediana.

Para realizar un análisis dinámico, se tomaron tres estimaciones y sus densidades asociadas: la que utiliza la muestra completa (hasta mayo de 2005), aquella que implica el máximo efecto (hasta octubre de 2000) y aquella que resulta en el mínimo efecto (sólo hasta enero de 1998). Las densidades pertinentes se muestran a continuación.

FIGURA 10
DENSIDADES DEL EFECTO DE LARGO PLAZO DE LA DEPRECIACIÓN EN LA INFLACIÓN



Fuente: Cálculo de los autores

Los resultados revelan el sesgo positivo (o hacia la derecha) que existe en los tres casos. Además sugiere que cuando el coeficiente de traspaso es menor, la curtosis también disminuye, lo cual implica que la dispersión de los datos también es menor. Por lo tanto, depreciaciones más aceleradas que incrementen el traspaso, podrían generar un efecto menos predecible y disperso de los movimientos cambiarios en los precios internos.

4. UNA CUANTIFICACIÓN DEL TRASPASO ESPERADO

El anterior análisis señaló que el coeficiente de traspaso efectivo habría oscilado durante los últimos años, aunque con tendencia hacia la baja, lo cual puede estar relacionado con el entorno de baja inflación en el que se desenvuelve la economía mundial (Taylor, 2000). En el caso boliviano, se cuenta con la explicación adicional de que la caída se debe al comportamiento de los precios administrados de los hidrocarburos.

Para ello, se analizará si la relación (contemporánea) entre la inflación y depreciación esperadas ha cambiado (lo cual señalaría un cambio estructural, como ha sido el caso de varias economías); o, si permanece estable, reforzando la hipótesis principal de la sección anterior.

En efecto, en una economía dolarizada como la boliviana, el tipo de cambio desempeña el rol de ancla nominal en una magnitud tal, que probablemente excede a la que efectivamente tendría en el caso de un esquema cambiario distinto.¹³ Esta percepción se refleja claramente en la frase que encabeza este documento y cuyo alcance es suficientemente amplio.

Esto nos lleva a plantear que en realidad puedan existir diferencias entre el coeficiente de traspaso efectivo y el esperado por los agentes económicos. Los recientes enfoques teóricos sobre dolarización (especialmente financiera) reconocen tal diferencia (Ize y Powell, 2004).

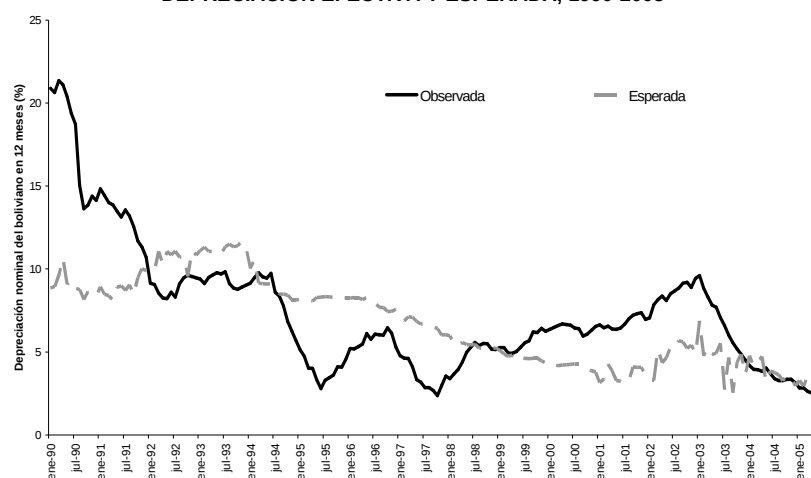
Por lo tanto, el desafío es doble: cuantificar la magnitud del coeficiente de traspaso esperado y analizar si existe alguna diferencia significativa con el traspaso efectivo, tareas que a continuación se efectúan.

¹³ Esto significa que en un régimen flexible, el tipo de cambio desempeñaría un rol importante pero no lo suficientemente como para que las expectativas de los agentes sólo se concentren en esta variable.

4.1 UNA CUANTIFICACIÓN DE LA INFLACIÓN ESPERADA

Para ello se necesitan dos variables importantes: la depreciación e inflación esperadas. En el caso de la primera variable, el alto grado de dolarización financiera sugiere la existencia de mercados de captaciones y colocaciones en ambas monedas. Por lo tanto, tomaremos como depreciación esperada a la diferencia entre la tasa de interés promedio de depósitos en caja de ahorro en moneda nacional y su correspondiente en moneda extranjera. De esa forma, se estaría postulando la existencia de una relación similar a la paridad descubierta de tasas de interés en el mercado financiero boliviano.¹⁴ La figura 11 muestra que la depreciación esperada habría sido más uniforme que la efectiva y que éstas habrían convergido hacia similar trayectoria desde 2004.

FIGURA 11
DEPRECIACIÓN EFECTIVA Y ESPERADA, 1990-2005



Fuente: Elaboración de los autores con información del BCB

En cuanto a la inflación esperada, su evidente carácter de variable no observada nos impulsa a utilizar métodos estadísticos para estimarla, ante

¹⁴ La principal diferencia con la noción de paridad de intereses es que ésta se define en términos de tasas de interés internacional y nacional, las cuales podrían alterarse por consideraciones de riesgo. En cambio, la noción aquí planteada prescinde implícitamente de dicho carácter y atribuye la diferencia sólo a la depreciación esperada.

la ausencia de una serie de tiempo de expectativas económicas que podría servir para tal efecto.¹⁵ Para ello se utilizará una versión operativa de la Hipótesis de Fisher, es decir, que en el largo plazo, los movimientos en la tasa de interés nominal se reflejan fundamentalmente en cambios en la tasa de inflación esperada. Si bien en el contexto del análisis del mercado de títulos públicos, Arguedas (2003) encuentra que dicha hipótesis no se cumple en Bolivia, sino por el contrario que los cambios de la tasa de interés nominal están relacionados con la correspondiente real *ex ante* en el contexto de una inflación baja y estable, asumiremos e intentaremos establecer la validez de esta hipótesis para el mercado de captaciones.

Para evaluar esta hipótesis se utilizará una descomposición estructural de la tasa de interés nominal en sus componentes de tasa de interés real y la inflación esperada, ambas desde una perspectiva *ex ante*. Se empleará el enfoque de VAR estructural a la Blanchard y Quah (1989), utilizado para un fin similar en Estados Unidos por St-Amant (1996).

En términos formales, la tasa de interés nominal i puede descomponerse en:

$$i_t = r_t + E_t[\pi_{t+12}] \quad (18)$$

Donde r es la tasa de interés real *ex ante* y π_{t+12} la tasa de inflación en 12 meses. Siguiendo con este razonamiento, podemos definir el error de proyección de la inflación como:

$$\varepsilon_t = \pi_t - E_{t-12}[\pi_t] \quad (19)$$

Que reemplazando en la primera ecuación queda como:

$$i_t - \pi_{t+12} = r_t - \varepsilon_{t+12} \quad (20)$$

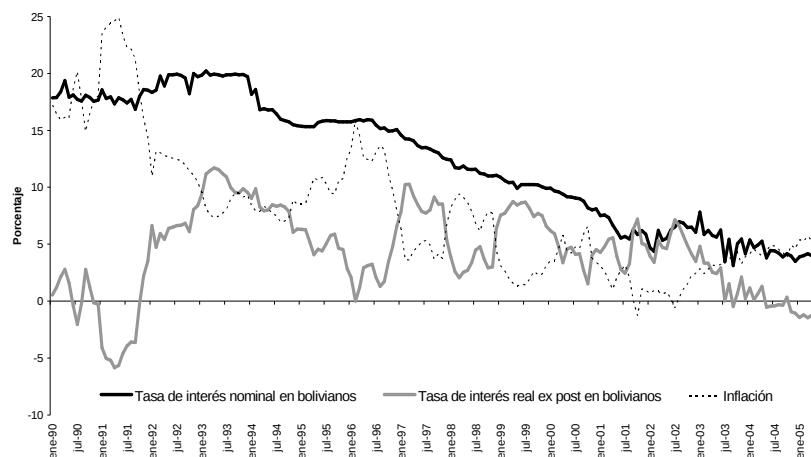
Por lo tanto, si asumimos que el error de proyección es estacionario y comprobamos que la diferencia entre la tasa de interés nominal y la tasa de inflación observada (no) contiene una raíz unitaria, se puede concluir que la tasa de interés real *ex ante* también (tampoco) contiene una raíz unitaria. En

¹⁵ El Banco Central implementaría prontamente la Encuesta de Expectativas Económicas, que permitirá medir de forma concreta dicha variable, la cual puede ser utilizada para el análisis pertinente como en otros países (por ejemplo, para Brasil véase Cerisola y Gelos, 2005).

el primer caso y dada la naturaleza del error mencionado, podríamos afirmar que la tasa de interés real *ex ante* y *ex post* deberían estar cointegradas.

La figura 12 señala una caída de la tasa de interés nominal desde un nivel en torno a 20% a inicios de los noventa, hasta estabilizarse en torno a 5% en la presente década. Este descenso es consistente con el observado en la tasa de inflación en similar periodo. Por su parte, la tasa de interés real *ex post* ha oscilado en torno a 5%, en los últimos años, lo cual podría anticipar su estacionariedad, aspecto que deberá ser tratado formalmente con los test apropiados.

FIGURA 12
TASAS DE INTERÉS NOMINAL, REAL E INFLACIÓN, 1990-2004



Fuente: Elaboración propia con información del BCB y el INE

En el cuadro 4 se muestran las pruebas de hipótesis de raíz unitaria para las diferentes tasas de interés (nominal y real) y la inflación, mostrando que bajo los criterios usuales, se puede asumir que estas variables contienen una raíz unitaria. En el caso de la tasa de interés nominal, y si se sigue el enfoque secuencial sugerido por Dolado *op. cit.*, resultaría estacionaria en tendencia, pues dada la significación de esta última, la prueba de hipótesis convergería a una distribución normal (Enders, 1995: 256). Si ese fuese el caso, se podría presumir entonces que la tasa de inflación y la tasa de interés real *ex ante* estarían cointegradas, de tal forma que la tasa nominal sea estacionaria. Además implicaría que la tasa

de interés real *ex ante* también contendría una raíz unitaria. Para fines de cálculo, se utilizará la tasa de interés nominal en diferencias, asumiendo su no estacionariedad.

CUADRO 4
TEST DE RAÍZ UNITARIA PARA i Y r

	Interés nominal (i)	Interés nominal* (i)	Inflación en 12 meses	Interés real ex post (r)
Estadístico DFA	-2,66	-2,66	-1,61	-1,37
Probabilidad**	25,5%	0,9%	10,2%	15,7%
Valores críticos:				
1%	-4,01	-2,33	-2,58	-2,58
5%	-3,43	-1,64	-1,94	-1,94
10%	-3,14	-1,28	-1,62	-1,62
Constante	Si	Si	No	No
Tendencia	Si	Si	No	No
Rezagos (Mod. CIS)	1	1	1	0
Orden de Integración	I(1)	I(0)	I(1)	I(1)

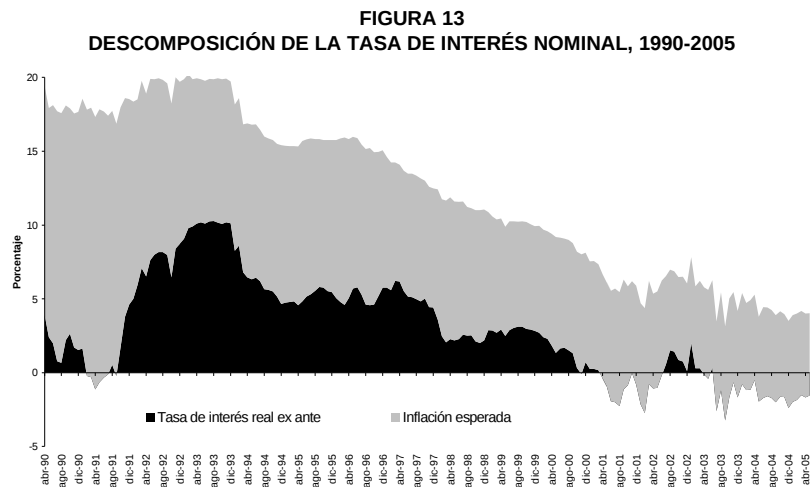
* Valores de una distribución normal, de acuerdo con el enfoque de Dolado et al. (1990)

** Proviene de Mackinnon (1996)

Con dichos antecedentes, se procedió a estimar un VAR estructural compuesto de dos variables: la tasa de interés nominal (en moneda nacional) y la tasa de interés real *ex post*. Se asume que las fluctuaciones de la tasa de interés nominal provienen de dos tipos de *shocks* no autocorrelacionados y ortogonales entre sí: las expectativas de inflación y los *shocks* a la tasa de interés real *ex ante*. Además, se supone que las expectativas de inflación corresponden al componente permanente de las series, mientras que las de la tasa de interés real *ex ante* corresponde al componente estacionario. El VAR se estimó siguiendo la metodología de Enders *op. cit.* Se probó su robustez sobre la base de los criterios de Zivot (2000), eligiendo el largo de los rezagos con los criterios usuales y observando la ausencia de autocorrelación en los residuos del mismo.

Una vez estimada la matriz de transformación de los errores del VAR en su forma reducida, para obtener los *shocks* del VAR en su forma estructural (Favero, 2000), se utilizaron los efectos acumulados de estos últimos para obtener la descomposición histórica de la tasa de interés nominal en los componentes mencionados. Específicamente, se sumaron los efectos acumulados asociados a la inflación al nivel observado de ésta para obtener

la inflación esperada. Posteriormente, se la restó a la tasa de interés nominal para obtener la correspondiente real *ex ante*. La figura 13 muestra dicha descomposición.



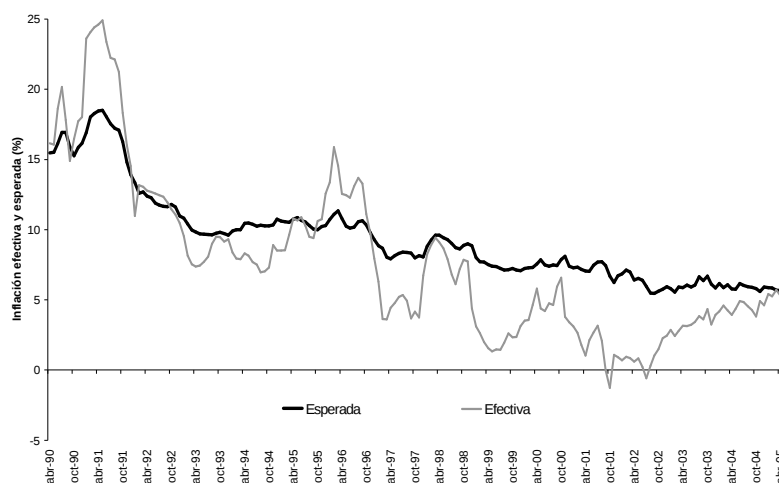
Fuente: Elaboración de los autores

Los resultados señalan que tanto la tasa de inflación esperada como la tasa de interés real han caído desde inicios de los noventa. En el caso de la segunda, ésta podría ser una respuesta endógena del sistema financiero a la situación de caída de cartera y captaciones que existió a partir del año 2001. Es posible que dicha caída esté relacionada en parte con la política monetaria, sobre todo si se considera que las tasas de rendimiento correspondientes a títulos públicos emitidos por intermedio del BCB también registran un significativo descenso desde mediados de los noventa.

En cuanto a la inflación esperada, ésta también habría caído de un máximo de 18% a inicios de los noventa hasta estabilizarse en torno a 6% en los últimos años, lo cual refleja el éxito de la política monetaria en reducir la expectativas inflacionarias de los agentes económicos, aunque el hecho que sea superior a 5% podría reflejar la preocupación por los determinantes de la inflación a futuro, como el déficit fiscal, que superó el

5% en los últimos años y llegó a un máximo cercano a 9% en 2002. Las series de inflación efectiva y esperada se muestran en la figura 14.

FIGURA 14
INFLACIÓN EFECTIVA Y ESPERADA, 1990-2005



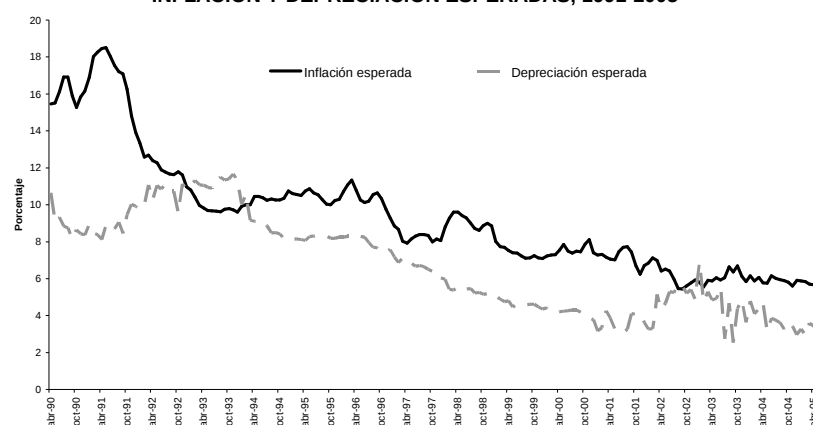
Fuente: Elaboración de los autores

4.2 EL COEFICIENTE DE TRASPASO ESPERADO

Los anteriores pasos permitieron obtener una serie de inflación esperada. Ahora resta comparar la relación que esta serie tendría con la depreciación esperada, aquella que está implícita en los contratos financieros, para de esta forma tener una idea de la magnitud del coeficiente de traspaso esperado por el público, el que eventualmente podría diferir o ser similar al efectivamente observado.

Las series mencionadas se muestran en la figura 15. De forma gráfica, se puede apreciar que las series han caído a lo largo del tiempo, restando establecer si esta relación es espuria o si existe alguna relación de largo plazo entre ambas.

FIGURA 15
INFLACIÓN Y DEPRECIACIÓN ESPERADAS, 1991-2005



Fuente: Elaboración de los autores

Para ello, necesitamos establecer el orden de integración de ambas variables. Dada la naturaleza del anterior análisis, concluimos que el error asociado a las expectativas es estacionario (ecuación 19). Dado que el test pertinente indicó la presencia de raíz unitaria en la tasa de inflación efectiva, entonces la tasa de inflación esperada también debe ser integrada de orden uno. Los resultados de las pruebas de hipótesis correspondientes se muestran en el cuadro 5.

CUADRO 5
TEST DE RAÍZ UNITARIA PARA π^e Y Δe^e

	Inflación esperada π^e	Depreciación esperada Δe^e
Estadístico DFA	-1,84	-1,34
Probabilidad*	6,3%	16,6%
Valores críticos:		
1%	-2,58	-2,58
5%	-1,94	-1,94
10%	-1,62	-1,62
Constante	No	No
Tendencia	No	No
Rezagos (Mod. CIS)	1	1
Orden de Integración	I(1)	I(1)

* Proviene de Mackinnon (1996)

Los resultados de las pruebas de hipótesis de raíz unitaria confirman la percepción de que la inflación esperada contiene una raíz unitaria, lo cual guarda concordancia con el análisis y la descomposición anterior. Además que las pruebas de hipótesis de cointegración entre las dos tasas de inflación no rechazan la noción de la existencia de por lo menos un vector. En cuanto a la depreciación esperada y efectiva, sólo la primera tendría raíz unitaria, lo cual nos faculta a continuar con el análisis de cointegración.

Posteriormente se procedió a probar la existencia de las relaciones de cointegración entre ambas variables.¹⁶ Los resultados se muestran a continuación:

CUADRO 6
TEST DE COINTEGRACIÓN ENTRE π^e Y Δe^e

Observaciones incluidas: 174

Se permite una constante e intercepto

Series: Inflación esperada - Depreciación esperada

Test de Cointegración de Rango No Restringido

Relaciones testeadas	Eigenvalor	Estadístico de la traza	Valor crítico al 5%	Probabilidad
Ninguna	0,09	17,09	15,41	20,0%
A lo más 1	0,01	1,39	3,76	6,7%

Relaciones testeadas	Eigenvalor	Estadístico del máximo eig.	Valor crítico al 5%	Probabilidad
Ninguna*	0,09	15,69	14,07	18,6%
A lo más 1	0,01	1,39	3,76	6,7%

Coefficientes de cointegración normalizados (error estándar entre paréntesis)

Inflación esperada	Depreciación esperada
1	-0,996 (0.214)

El resultado anterior es sugerente, pues señalaría que existiría una relación 1 a 1 entre ambas variables, avalando el rol de ancla nominal que cumple el tipo de cambio. De esa forma, se podría señalar que la política cambiaria sería determinante para el control de la inflación en una economía dolarizada como la boliviana.

¹⁶ Un análisis preliminar incluyó además la inflación y depreciación efectiva (rezagadas), con resultados poco satisfactorios. Se está trabajando en mejorar el análisis estadístico de dicha relación.

5. COMENTARIOS FINALES

El análisis ha mostrado la estrecha relación que existe entre inflación y depreciación en la economía boliviana. En el largo plazo, la importancia del tipo de cambio es mayor que la de los precios internacionales (aunque desde una determinada perspectiva teórica deberían ser similares), lo cual es consistente tanto con el grado de dolarización de la economía boliviana como con el papel tan importante que desempeña el tipo de cambio en las expectativas de los agentes económicos. Una futura línea de investigación podría ir en la dirección de formalizar teóricamente estas nociones con modelos de expectativas racionales que incluyan el rol de ancla cambiaria del tipo de cambio.

La caída del coeficiente de traspaso observada por una determinada metodología en los últimos tres años, no parece estar relacionada con factores estructurales, como en el caso de otras economías en las cuales se observó dicho fenómeno. Se podría presumir que la política de precios administrados para los derivados de los hidrocarburos habría afectado de forma temporal la relación entre inflación y depreciación, dando la impresión de una caída.

También los resultados sugieren que la relación de largo plazo entre ambas variables tendría una naturaleza no lineal, distinta a la encontrada en anteriores estudios: aumentos de la depreciación incrementarían el coeficiente de traspaso rápidamente, mientras que caídas implicarían un descenso gradual de éste.

El estudio de la relación entre la inflación y depreciación esperadas confirmaría que el traspaso permanece todavía alto, sin ningún cambio importante en la relación estructural entre ambas variables, tal como habría sido la experiencia de otros países. Estos resultados permitirían avalar el uso del tipo de cambio como principal variable para controlar la inflación, teniendo al tipo de cambio real como principal instrumento intermedio.

REFERENCIAS

- ARGUEDAS, Claudia (2003), "Las tasas de interés en moneda nacional y la inflación: Una revisión de la Hipótesis de Fisher para Bolivia" Documento presentado en la VIII Reunión de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano, llevado a cabo en Caracas, Venezuela entre el 12 y 14 de noviembre de 2003. Disponible en <http://www.cemla.org/RED-08-documentos.htm>
- BELAISCH, Agnes (2003), "Exchange Rate Pass-Through in Brazil", International Monetary Fund Working Paper No. 03/141, julio.
- BERBEN, Robert-Paul; Jan Marc BERK y otros (2002), "Requirements for Successful Currency Regimes: the Dutch and Thai Experiences", Netherlands Central Bank, Monetary and Economic Policy Department No. 16.
- BLANCHARD, Olivier y Danny QUAH (1989), "The Dynamic Effect of Aggregate Demand and Supply Disturbances", *American Economic Review* 79: 655-73.
- BUDDHARI, Anotai y Varapat CHENSAVASDIJAI (2003), "Inflation Dynamics and Its Implications for Monetary Policy", Bank of Thailand Discussion Paper No. 09.
- CERISOLA, Martín y Gastón GELOS (2005), "What Drives Inflation Expectations in Brazil? An Empirical Analysis" International Monetary Fund Working Paper No. 05/109, junio.
- COMBONI, Javier y José DE LA VIÑA (1992), "Precios y Tipo de Cambio en Bolivia: Evidencia Empírica del Periodo de Post-Estabilización" *Análisis Económico* de la Unidad de Análisis de Políticas Económicas (UDAPE).
- COMBONI, Javier (1994), "La Política Cambiaria de Bolivia en el Periodo agosto de 1985 – septiembre de 1994" *Monetaria* Vol. 18 No. 4.
- CUPÉ, Ernesto (2002), "Efecto Pass-Through de la Depreciación sobre la Inflación y Términos de Intercambio Internos en Bolivia", *Análisis Económico* de la Unidad de Análisis de Políticas Económicas (UDAPE), febrero.

- DOLADO, Juan; Tim JENKINSON; y, Simón SOSVILLA-RIVERO (1990), "Cointegration and Unit Roots", *Journal of Economic Surveys*, No. 4: 249-73.
- ENDERS, Walter (1995), *Applied Econometric Time Series*. New York: John Wiley & Sons.
- FAVERO, Carlo (2000), *Applied Macroeconometrics*. New York: Oxford University Press.
- GARCÍA, Carlos y Jorge RESTREPO (2001), "Price Inflation and Exchange Rate Pass-Through in Chile", *Documento de Trabajo del Banco Central de Chile*, No. 128.
- GATTIN-TURKALJ, Katja y Andrea PUFNIK (2002), "Koeficijent prijenosa tečaja na cijene", Croatian Nacional Bank Mimeo.
- GOLDFJAN, Ilan y Sergio WERLANG (2000), "The Pass-Through from Depreciation to Inflation: A Panel Study", *Documento de Trabajo del Banco Central do Brasil*, No. 5.
- GUEORGUIEV, Nikolay (2003), "Exchange Rate Pass-Through in Romania", International Monetary Fund Working Paper No. 03/130.
- HAHN, Elke (2003), "Pass-Through of External Shocks to Euro Area Inflation". European Central Bank Working Paper No. 243.
- HAMILTON, James (1994), *Time Series Analysis*. Princeton: Princeton University Press.
- HINKLEY, D. V. (1969), "On the Ratio of Two Correlated Normal Random Variables". *Biometrika* Vol. 56(3): 635-639.
- HODRICK, Robert y Edward PRESCOTT (1999), "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation". *Journal of Money, Credit and Banking* Vol. 29 No. 1: 1-16.
- HUARACHI, Gualberto y Freddy GUMIEL (1987), "Modelo Devaluación e Inflación: Caso Boliviano", Documento de Trabajo Estadístico de la Unidad de Análisis de Políticas Económicas (UDAPE). Mimeo.

- HYDER, Zulfiqar y Sardar SHAH (2004), "Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices in Pakistan". State Bank of Pakistan Working Paper No. 5.
- IZE, Alain y Andrew POWELL (2004), "Prudential Responses to De Facto Dollarization". *IMF Working Paper* No. 04/66, abril.
- JOHANSEN, Soren. (1988) "Statistical Analysis of cointegration vectors" *Journal of Economic Dynamic and Control* 12: 231-254.
- KAPETANIOS, George; James MITCHELL; y Martin WEALE (2000), "Cointegrating VAR models with endogenous I(0) variables: theoretical extensions and an application to UK monetary policy", National Institute of Economic and Social Research Working Paper No. 169.
- KOKOSZCZYŃSKI, Ryszard; Tomasz LYZIAK; y otros (2002), "Mechanizm transmisji polityki pieniężnej-współczesne ramy teoretyczne, nowe wyniki empiryczne dla Polski", National Bank of Poland Materiały y Studia No. 151.
- MACKINNON, James (1996), "Numerical Distributions Functions for Unit Root and Cointegration Tests", *Journal of Applied Econometrics* Vol. 11: 601-18.
- MCCARTHY, Jonathan (1999), "Pass-through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialised Countries", BIS Working Paper No. 79, noviembre.
- _____ (2000) "Pass-Through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialized Economies", Federal Reserve Bank of New York Staff reports No.11.
- MIHAILOV, Alexander (2003) "The Empirical range of Pass-Through in US, German and Japanese Marodata", University of Essex Discussion Paper No. 567.
- MILLER, Shirley (2003) "Estimación del Pass-Through del Tipo de Cambio a Precios: 1995-2002", *Revista de Estudios Económicos* del Banco Central de Reserva del Perú No. 9.

- MORALES, Juan Antonio (1989), "La transición de la estabilidad al crecimiento sostenido en Bolivia", Publicación de la Universidad Católica Boliviana.
- MORANDÉ, Felipe y Matías TAPIA (2002), "Política Cambiaria en Chile: El Abandono de la Banda y la Experiencia de la Flotación", *Economía Chilena* Vol. 5 No. 3: 67-119.
- NOTON, Carlos (2003), "The Pass-Through from Depreciation to Inflation: Chile 1986-2001", *Estudios de Economía* Vol. 30 No. 1: 133-155.
- ORELLANA, Walter y Jorge REQUENA (1999), "Determinantes de la Inflación en Bolivia", *Revista de Análisis del Banco Central de Bolivia* Vol. 2 No. 2 (diciembre).
- _____, Oscar LORA; Raúl MENDOZA; y Rafael BOYÁN (2000), "La política monetaria en Bolivia y sus Mecanismos de Transmisión", *Revista de Análisis del Banco Central de Bolivia* Vol. 3 No. 1 (junio).
- PESARAN, Hashem; Yongcheol SHIN; y Richard SMITH (2000), "Structural Analysis of Vector Error Correction Models with Exogenous I(1) Variables", *Journal of Econometrics* Vol. 97: 293-343.
- _____(2001), "Bound Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships", *Journal of Applied Econometrics* Vol 16: 289-326.
- ROWLAND, Peter (2003), "Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices: The Case of Colombia", *Borradores de Economía* del Banco del República de Colombia No. 254 (agosto).
- ST-AMANT, Pierre (1996), "Decomposing U.S. Nominal Interest rates into Expected Inflation and Ex Ante real Interest Rates Using Structural VAR Methodology", *Bank of Canada Working Paper* 96-2, enero.
- TAYLOR, John (2000), "Low Inflation, Pass-Through and the Pricing Power of Firms", *European Economic Review* Vol. 44: 1389-1408.

ZIVOT, Eric (2000), "Notes on Structural VAR Modeling". Notas de clase disponibles en <http://faculty.washington.edu/ezivot/econ584/584notes.htm>.

WINKELRIED, Diego (2003) "¿Es Asimétrico el Pass-Through en el Perú?: Un Análisis Agregado", *Revista de Estudios Económicos* del Banco Central de Reserva del Perú No. 9

ANEXO 1
DEFINICIÓN DE LAS VARIABLES UTILIZADAS

Variable	Fuente	Definición	Símbolo
Índice de Precios al Consumidor	Instituto Nacional de Estadística	Índice, 1991=100	<i>IPC</i>
Tipo de cambio nominal	Banco Central de Bolivia	Bs. por \$us1, cotización oficial de venta	<i>TCN</i>
Índice de Precios Externos en \$us	Elaboración de los autores	IPC de los socios comerciales de Bolivia expresado en \$us, cuya participación fue mayor al 1% en las importaciones en el periodo 1999-2004, ponderado por dicha participación. Índice 2003=100	<i>IPE</i>
Inflación mensual	Elaboración de los autores	Diferencia logarítmica mensual de IPC	π^c
Inflación en 12 meses	Banco Central de Bolivia	Cambio porcentual del IPC en 12 meses	π
Inflación externa en dolares	Elaboración de los autores	Diferencia logarítmica mensual de IPE	π^{IPE}
Depreciación nominal mensual	Elaboración de los autores	Diferencia logarítmica mensual de TCN	Δe
Brecha mensual del PIB	Elaboración de los autores	Serie filtrada por el método de Hodrick y Prescott (factor 10) de la brecha del producto trimestral (la cual se define como el PIB desestacionalizado con la metodología X12-ARIMA con relación al PIB de tendencia a través de método de Hodrick y Prescott con factor 1600)	<i>y</i>
Tasa de interés nominal en Bs.	Banco Central de Bolivia	Tasa de interés promedio caja de ahorros en bolivianos del sistema bancario	<i>i</i>
Tasa de interés nominal en \$us	Banco Central de Bolivia	Tasa de interés promedio caja de ahorros en dólares del sistema bancario	$i^{\$us}$
Tasa de interés real en Bs	Elaboración de los autores	$(1+i)/(1+\pi) - 1$	<i>r</i>
Depreciación esperada	Elaboración de los autores	$(1+i)/(1+i^{\$us}) - 1$	Δe^e
Inflación esperada	Elaboración de los autores	Ver explicación en la sección 4.1	π^e
Emisión monetaria	Banco Central de Bolivia	Emisión de circulante en bolivianos	<i>EMI</i>
Índice de precios de combustibles	Elaboración de los autores	Índice de los combustibles incluidos en el IPC (gasolina, diesel y kerosén)	<i>IPComb</i>

ANEXO 2

ESTIMACIÓN DEL VECTOR DE CORRECCIÓN DE ERRORES (CON IPE ENDÓGENO)

Periodo: Ene-93 - May-05 (149 observaciones)

Relaciones de cointegración:

$$\varepsilon_1 = \log(IPC) - \log(TCN) - \log(IPE)$$

$$\varepsilon_2 = \log(IPC) - 0,63 \times \log(TCN) - 0,39 \times \log(IPE)$$

Test de RV para las restricciones (rango = 2):

Chi-cuadrado 1,6853
Probabilidad 19,4%

Variable (Error estándar)	$\Delta \log(IPC_t)$	$\Delta \log(TCN_t)$	$\Delta \log(IPE_t)$
Relación 1	-0,0094 (0,0125)	0,0229 (0,0049)	0,0226 (0,0288)
Relación 2	-0,0314 (0,0073)	-0,0062 (0,0029)	-0,0202 (0,0168)
$\Delta \log(IPC_{t-1})$	0,1021 (0,0709)	-0,0266 (0,0277)	0,0319 (0,1632)
$\Delta \log(IPC_{t-2})$	-0,0535 (0,0711)	0,0461 (0,0278)	0,1115 (0,1636)
$\Delta \log(IPC_{t-3})$	0,0538 (0,071)	0,0334 (0,0277)	0,1138 (0,1635)
$\Delta \log(TCN_{t-1})$	-0,2582 (0,2229)	0,0654 (0,0871)	-0,7194 (0,513)
$\Delta \log(TCN_{t-2})$	0,2644 (0,2168)	0,0792 (0,0847)	-0,3950 (0,4989)
$\Delta \log(TCN_{t-3})$	-0,0432 (0,2161)	0,1324 (0,0844)	0,0587 (0,4973)
$\Delta \log(IPE_{t-1})$	-0,0394 (0,0396)	-0,0400 (0,0155)	0,4182 (0,0911)
$\Delta \log(IPE_{t-2})$	-0,0492 (0,0418)	0,0103 (0,0163)	-0,2444 (0,0963)
$\Delta \log(IPE_{t-3})$	0,0098 (0,04)	0,0066 (0,0156)	0,1471 (0,0921)
Dummy Conflictos	0,0124 (0,0026)	-0,0001 (0,001)	0,0005 (0,006)
$\Delta \log(IPComb_t)$	0,1762 (0,0274)	0,0090 (0,0107)	0,0077 (0,063)
$\Delta \log(EMI_t)$	0,0080 (0,0063)	-0,0036 (0,0025)	0,0188 (0,0146)
$\Delta \log(EMI_{t-1})$	0,0099 (0,0072)	0,0027 (0,0028)	-0,0016 (0,0166)
$\Delta \log(EMI_{t-2})$	0,0201 (0,0072)	0,0013 (0,0028)	-0,0079 (0,0167)
$\Delta \log(EMI_{t-3})$	0,0034 (0,0063)	0,0013 (0,0025)	-0,0056 (0,0145)
R ² Ajustado	0,4062	0,4038	0,1606
Error estándar	0,0051	0,0020	0,0117
Log verosimilitud		1769,6397	
Criterio de Akaike		-22,9616	
Criterio de Schwarz		-21,7721	

ANEXO 3

ESTIMACIÓN CON MUESTRA COMPLETA DEL MODELO (16)

Variable Dependiente: $\Delta \log(\text{IPC}_t)$

Periodo: Abr-92 - May-05 (158 observaciones)

Errores estándar Newey-West HAC (rezago=4)

Variable	Coefficiente	Error estándar	Estadístico t	Probabilidad
LOG(IPC(-1))	-0,0384	0,0125	-3,0730	0,3%
LOG(TCO(-1))	0,0297	0,0139	2,1398	3,4%
LOG(IPE_M(-1))	0,0172	0,0104	1,6565	10,0%
$\Delta \log(\text{IPC}_{t-1})$	0,1052	0,0727	1,4466	15,0%
$\Delta \log(\text{IPC}_{t-2})$	-0,0633	0,0726	-0,8724	38,5%
$\Delta \log(\text{IPC}_{t-3})$	0,0611	0,0717	0,8525	39,5%
$\Delta \log(\text{TCN}_{t-1})$	-0,3153	0,2112	-1,4931	13,8%
$\Delta \log(\text{TCN}_{t-2})$	0,1410	0,2104	0,6701	50,4%
$\Delta \log(\text{TCN}_{t-3})$	0,0013	0,2064	0,0061	99,5%
$\Delta \log(\text{IPE}_{t-1})$	-0,0295	0,0316	-0,9318	35,3%
$\Delta \log(\text{IPE}_{t-2})$	-0,0168	0,0338	-0,4977	62,0%
$\Delta \log(\text{IPE}_{t-3})$	-0,0121	0,0325	-0,3706	71,2%
Consante	-0,0370	0,0589	-0,6278	53,1%
Dummy estacional 1	-0,0010	0,0004	-2,3394	2,1%
Dummy estacional 2	0,0001	0,0006	0,1454	88,5%
Dummy estacional 3	0,0004	0,0006	0,7039	48,3%
Dummy estacional 4	0,0011	0,0006	1,8404	6,8%
Dummy estacional 5	0,0003	0,0006	0,4358	66,4%
Dummy estacional 6	0,0016	0,0006	2,5817	1,1%
Dummy estacional 7	0,0002	0,0006	0,3197	75,0%
Dummy estacional 8	-0,0006	0,0006	-1,0506	29,5%
Dummy estacional 9	0,0000	0,0006	-0,0507	96,0%
Dummy estacional 10	-0,0006	0,0006	-0,9282	35,5%
Dummy estacional 11	-0,0009	0,0006	-1,5537	12,3%
$\Delta \log(\text{IPComb})$	0,1748	0,0282	6,1881	0,0%
Conflictos	0,0115	0,0027	4,1837	0,0%
R^2 Ajustado	0,4074	Criterio de Akaike		-7,6212
Error estándar	0,0050	Criterio de Schwarz		-7,1173
Durbin-Watson	1,6508	Estadístico F		5,3166