

Determinantes de la Inflación en Bolivia

Walter Orellana Rocha

Jorge Requena Blanco *

* Los autores agradecen los comentarios de Juan Antonio Morales y Rodrigo Vergara, así como la valiosa colaboración de Marcelo Ochoa. Cualquier error es responsabilidad exclusiva de los autores. Las opiniones vertidas en el documento pertenecen a estos últimos y no necesariamente reflejan la posición del Banco Central de Bolivia.

RESUMEN

Luego del agudo proceso hiperinflacionario experimentado por la economía boliviana durante el período 1982–1985, el tipo de cambio se convirtió en el ancla de la inflación debido a su relación directa con los precios internos. Se argumentó que en el pasado, cuando existían altas tasas de depreciación de la moneda nacional, el efecto transmisión de la depreciación a la inflación era importante. Sin embargo, éste habría caído a medida que la depreciación del boliviano se fue reduciendo.

El documento analiza esta hipótesis y estudia otros determinantes de la inflación en Bolivia mediante modelos de vectores autoregresivos, cuya especificación toma en cuenta que la economía boliviana es una economía pequeña, abierta, dolarizada y expuesta a *shocks* de oferta, principalmente del sector agropecuario. Además de la cuantificación del impacto del resto de variables analizadas sobre la inflación, el trabajo permite concluir que existen pocos grados de libertad para un manejo más activo del tipo de cambio. Los resultados muestran que la relación entre la tasa de depreciación y la inflación es no lineal. En la medida en que el efecto transmisión de la depreciación a la inflación sea una función creciente de la depreciación del tipo de cambio nominal, la política cambiaria debería estar orientada a mantener la estabilidad del tipo de cambio real de mediano plazo, pero bajo la restricción de no poner en riesgo la estabilidad de los precios internos.

1. INTRODUCCIÓN

El objeto del Banco Central de Bolivia es procurar la estabilidad del poder adquisitivo interno de la moneda nacional, esto es, mantener la estabilidad de precios en la economía. En este contexto, resulta esencial para la autoridad monetaria conocer los determinantes de la inflación, en especial los de carácter monetario, para que el manejo de la política monetaria y cambiaria esté orientado a la consecución de este objetivo.

Luego del agudo proceso hiperinflacionario experimentado por la economía boliviana durante el período 1982–1985, una de las principales medidas adoptadas para frenar la hiperinflación fue la unificación del tipo de cambio oficial con el paralelo mediante la adopción de un tipo de cambio flotante único, determinado a través del bolsín de divisas¹. En la práctica, el tipo de cambio se convirtió en el ancla de la inflación, debido a su relación directa con los precios internos.

En efecto, varios estudios muestran que durante los primeros años del proceso de estabilización económica, la evolución de la tasa de inflación dependía significativamente de la tasa de depreciación del tipo de cambio nominal. Trabajos posteriores, de la primera mitad de los años noventa, sugerían que el efecto transmisión de la depreciación a la inflación era aún importante e imponía serias limitaciones al manejo de la política cambiaria como instrumento para mejorar la competitividad del sector transable.

El comportamiento más reciente de las tasas de inflación y de depreciación puede inducir a preguntarse si una mayor flexibilidad cambiaria, a través de un mayor ritmo de devaluación, sería beneficiosa para el sector externo de la economía. Es decir, si bien en el pasado, cuando existían altas tasas de depreciación de la moneda nacional, el efecto *pass-through* de la depreciación a la inflación era importante, ahora que la tasa de depreciación del boliviano y la inflación se han venido reduciendo, el efecto transmisión habría caído, lo que significaría que una mayor flexibilidad en el tipo de cambio tendría un efecto moderado en la inflación.

¹ El bolsín de divisas es un mecanismo competitivo de adjudicación de moneda extranjera creado para introducir señales del mercado en la determinación del tipo de cambio diario.

El documento analiza esta hipótesis y estudia otros determinantes de la inflación en Bolivia mediante modelos de vectores autoregresivos, cuya estructura permite especificar que las variables son endógenas y se determinan en forma simultánea. La especificación de los modelos toma en cuenta que la economía boliviana es una economía pequeña, abierta, dolarizada y expuesta a *shocks* de oferta, principalmente del sector agropecuario.

Luego de esta introducción, en la segunda sección se presenta una revisión de la literatura sobre determinantes de la inflación en Bolivia, en especial, de aquella que enfatiza la relación entre el nivel de precios y el tipo de cambio. En esta sección se describen también algunos trabajos realizados en el Banco Central de Bolivia, cuyos resultados validan la elección de la especificación de los modelos empleados en este estudio. En la tercera sección se desarrolla un modelo de vectores autoregresivos y se analiza la cointegración de las series. Los resultados de la estimación del modelo bajo especificaciones alternativas permiten analizar la hipótesis del documento y obtener estimaciones del impacto de otras variables relevantes en el nivel de precios. En la cuarta sección se efectúa un análisis de simulación para examinar los efectos en el tiempo que producen sobre la inflación perturbaciones en las diferentes variables. Finalmente, la última sección consigna las conclusiones más importantes del documento.

2. CONTEXTO TEÓRICO DE LA INFLACIÓN (INFLACIÓN Y TIPO DE CAMBIO)

Después del traumático período hiperinflacionario de 1984–1985, el proceso de estabilización boliviano tuvo como pilar fundamental la estabilización cambiaria, con un tipo de cambio único y flotante, sostenido por políticas fiscales y monetarias restrictivas. El éxito de esta medida se debió al grado de indización de los precios internos con respecto al dólar estadounidense, en un contexto en el que la moneda nacional prácticamente había perdido sus funciones básicas de unidad de cuenta, medio de pago y reserva de valor.

Uno de los trabajos pioneros en analizar la relación entre devaluación e inflación, luego del programa económico adoptado en agosto de 1985, es el

de Huarachi y Gumiel (1987).² En él se presenta un modelo que es una variante de los modelos escandinavo y australiano para economías abiertas, diseñados para estudiar la dinámica de la inflación, haciendo una distinción entre bienes transables y no transables. El modelo fue formulado por Edward Buffie³ y captura tres canales a través de los cuales la devaluación afecta a la tasa de inflación: la espiral salarios-precios, la contracción de oferta en el sector no transable y el impacto sobre el déficit fiscal. La solución paramétrica del modelo muestra que hay una alta correlación entre depreciación e inflación (0.84).

En Morales (1989) se analiza si la política cambiaria de minidevaluaciones tendientes a ajustar el tipo de cambio a la diferencia entre las tasas de inflación interna y la internacional del mes anterior, y la indexación del precio de la gasolina a las variaciones cambiarias pueden crear una situación de inflación inercial. En este estudio se plantea el siguiente modelo estructural de inflación:

$$(1) \quad \pi_t = \alpha_1 w_t + \alpha_2 p_t + \alpha_3 \hat{e}_t + u$$

$$(2) \quad \hat{e}_t = \beta_1 (\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^*)$$

$$(3) \quad p_t = \delta_1 \hat{e}_{t-1}$$

donde: π_t es la tasa de inflación interna en el período t , \hat{e}_t es la tasa de depreciación del tipo de cambio, p_t representa el incremento en el precio de los hidrocarburos, w_t es la variación de los salarios nominales y π_{t-1}^* es la inflación internacional. Reemplazando (2) y (3) en la ecuación (1) y asumiendo que π_{t-1}^* es igual a cero, es posible obtener la forma reducida del modelo:

$$(4) \quad \pi_t = \lambda_1 \pi_{t-1} + \lambda_2 \pi_{t-2} + \alpha_1 w_t + u$$

² Se debe mencionar que Morales y Sachs (1990) muestran que, en 1985, la depreciación cambiaria en el mercado paralelo alimentó a los precios internos en una relación de uno a uno.

³ Trabajo de consultoría para UDAPE.

donde: $\lambda_1 = \alpha_3 \beta_1$ y $\lambda_2 = \alpha_2 \delta_1 \beta_1$

La forma reducida del modelo señala que bajo esta política de indexación del tipo de cambio a la tasa de inflación rezagada y del precio de los hidrocarburos a la tasa de depreciación desfasada se explica la inercia inflacionaria. El modelo es estimado con el método de regresiones aparentemente no relacionadas y con la restricción en la ecuación (1) que la suma de los coeficientes sea igual a la unidad. En la ecuación (2) se incorpora un desfase adicional de la inflación y se asume que la inflación internacional es lo suficientemente baja como para ser ignorada, y en la ecuación (3) se considera la depreciación desfasada en dos meses, reflejando el hecho de que la regla de indexación del precio de los hidrocarburos no se cumplió estrictamente. Las estimaciones para el período agosto 1986–marzo 1989 arrojan resultados de 22%, 4% y 74% para α_1 , α_2 , y α_3 respectivamente; lo que significa que el coeficiente de transmisión de la depreciación a la inflación es de 0.74

Sobre la base de una metodología diferente, Domínguez y Rodrik (1990) analizaron la relación *pass-through* entre el tipo de cambio y la inflación en el período posterior a la estabilización. A diferencia del modelo anterior, el análisis desarrollado por estos autores es parcial porque no considera explícitamente el impacto de otras variables en el nivel de precios internos. Este trabajo emplea una ecuación reducida de la forma:

$$(5) \quad \pi_t = \alpha_1 + \alpha_2 \pi_{t-1} + \alpha_3 \hat{\epsilon}_t + \alpha_4 \hat{\epsilon}_{t-1}$$

La especificación de esta ecuación podría presentar problemas de endogeneidad. Claramente al considerar la tasa de depreciación contemporánea como variable explicativa, se asume implícitamente que esta última es exógena a la tasa de inflación, cuando en realidad ambas variables, al parecer, eran determinadas simultáneamente. Los autores consideraron tres períodos diferentes entre 1986 y 1990. Para el último período, comprendido entre septiembre de 1988 y marzo de 1990, encuentran valores para el *pass-through* contemporáneo que fluctúan entre 0.58 y 0.64, en presencia de un nivel bajo y estable de inflación y una tasa de depreciación lenta del tipo de cambio nominal. Esto sugiere que el coeficiente posiblemente se incrementaría tan pronto el público perciba una política cambiaria más activa.

Comboni y De la Viña (1992) presentan un modelo cuya principal característica es que la tasa de depreciación del tipo de cambio es determinada en forma simultánea con la tasa de inflación. El modelo básico viene definido por las siguientes ecuaciones:

$$(6) \quad \pi_t = \alpha_1 + \alpha_2 \hat{e}_t + \alpha_3 p_t + u_1$$

$$(7) \quad \Delta \hat{e}_t = \beta(\hat{e}_t^* - \hat{e}_{t-1})$$

$$(8) \quad \hat{e}_t^* = \delta_1 + \delta_2(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^*) + \varepsilon$$

La ecuación (7) define que el ajuste del tipo de cambio nominal a su valor de equilibrio \hat{e}_t^* no es inmediato sino parcial. El tipo de cambio nominal de equilibrio es proporcional al diferencial rezagado entre la tasa de inflación doméstica y la internacional, más un factor aleatorio.

Si se reemplaza la ecuación (8) en (7) se obtiene:

$$(9) \quad \hat{e}_t = \lambda_1 + \lambda_2(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^*) + (1 - \beta) \hat{e}_{t-1} + u_2$$

donde los λ_i son iguales a $\beta\delta_i$, para $i = 0,1$; y $u_2 = \beta\varepsilon$. Las ecuaciones (6) y (9) son estimadas en forma simultánea a través del método de máxima verosimilitud con información completa (FIML), utilizando información semanal para el período comprendido entre febrero de 1989 y diciembre de 1991.⁴ Las estimaciones señalan que el coeficiente *pass-through* contemporáneo entre el tipo de cambio y la inflación doméstica durante este período es de aproximadamente 0.65.

Un análisis más reciente del *pass-through* con información decadal para el período mayo de 1992 – junio de 1994 pertenece a Comboni (1994). En él se plantea un modelo estructural que utiliza variables dicotómicas. El modelo empleado es el siguiente:

⁴ A partir de este modelo estructural, y con el propósito de obtener pronósticos para estas variables, los autores derivan una especificación dinámica para la forma reducida del modelo la misma que es aproximada mediante un vector autoregresivo (VAR).

$$(10) \quad \pi_t = \alpha_1 + \sum_{i=2}^7 \alpha_i \hat{\varepsilon}_{t-1} + \alpha_8 D_{pp} + \alpha_9 D_i + \alpha_{10} D_3 + \varepsilon$$

donde D_{pp} es la variable dicotómica que captura cambios porcentuales en los precios del petróleo; y D_i es la variable dicotómica que mide la estacionalidad de la inflación dentro del mes (la variable del período i es la i ésima observación de cada mes). El coeficiente *pass-through* entre la depreciación e inflación alcanza a 0.52 para el período de análisis.

Análisis más recientes de la inflación en Bolivia estudian, además, otros factores de carácter monetario que influyen en el nivel de precios. Entre los determinantes de la relación de largo plazo, Bojanic (1995) determina que la emisión y el tipo de cambio son las variables que guardan una relación más estrecha con el nivel de precios. Concluye que para mantener la estabilidad de precios de largo plazo, es relevante el control de la evolución de la emisión y el tipo de cambio, siendo la variable tipo de cambio la de mayor importancia estadística.

En relación a esta última conclusión, Laguna (1995) estudia la dinámica de la emisión y los precios, asumiendo que estas variables guardan una relación de largo plazo. Los resultados estadísticos no permiten rechazar la hipótesis de causalidad de la emisión a la inflación. En las estimaciones de un vector autoregresivo cuyas variables endógenas son la inflación y el crecimiento de la emisión, se observa que la emisión explica más del 70% de la variabilidad de la inflación. Asimismo, un *shock* en la emisión tendría efectos sobre la inflación durante tres o cuatro meses. Estos resultados se modifican cuando se introduce en el modelo la depreciación del tipo de cambio. La emisión pierde relevancia en la explicación de la varianza de la inflación y la propia inercia de la inflación llega a ser determinante en el nivel y variabilidad de la misma.

Finalmente, Orellana (1996) analiza los determinantes de la inflación en Bolivia a través de modelos de vectores autoregresivos que consideran como variables endógenas a la inflación, la depreciación del tipo de cambio y el crecimiento de la emisión. Los resultados confirman la importancia de la inercia inflacionaria, la del coeficiente *pass-through* de la depreciación del

tipo de cambio a la inflación doméstica y muestran la trascendencia del crecimiento de la emisión desestacionalizada.

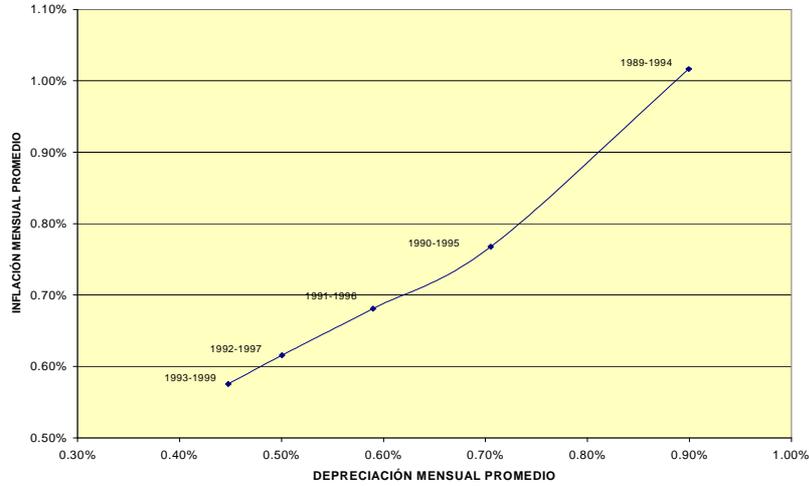
Estos trabajos coinciden en que los factores monetarios y el tipo de cambio son importantes en la determinación del nivel y variabilidad de la inflación. Asimismo, como se puede apreciar en el Cuadro 1, las medidas del coeficiente de transmisión de la depreciación del tipo de cambio a la inflación muestran una clara tendencia descendente.

El Gráfico 1 muestra la relación entre las tasas de inflación mensual promedio y de depreciación mensual promedio para los diferentes períodos. En el cálculo de la inflación mensual promedio se eliminaron aquellos meses en los cuales el incremento del precio de los hidrocarburos ocasionó un aumento importante de la tasa de inflación. Como puede observarse en este gráfico, la evolución de ambas variables es consistente con la hipótesis de una reducción del coeficiente de transmisión, representada por la pendiente de la curva.

Cuadro 1
Resultados Comparativos

Autor	Período de Estimación	Coefficiente <i>Pass-through</i>
Morales y Sachs (1990)	1985	1
Huarachi y Gumiel (1987)	1985 – 1986	0.84
Morales (1989)	1986.08 – 1989.03	0.74
Dominguez y Rodrik (1990)	1988.09 – 1990.03	0.56 – 0.64
Comboni y De la Viña (1992)	1989.02 – 1991.12	0.65
Comboni (1994)	1992.05 – 1994.06	0.52
Orellana (1996)	1989.01 – 1996.09	0.52

Gráfico 1
Inflación versus Depreciación



3. UN MODELO BASE DE INFLACIÓN PARA BOLIVIA

En una economía pequeña, abierta y dolarizada como la boliviana, es correcto pensar que el nivel de precios depende de un determinado agregado monetario, de variables relacionadas con la transmisión de la inflación importada, de la tasa de depreciación cambiaria, así como de *shocks* de oferta y de cambios en precios claves de la economía (hidrocarburos, salarios, etc.).

Considerando estas características de la economía nacional y estudios previos realizados, en esta sección se desarrolla un modelo para la inflación y la depreciación utilizando información mensual desde 1989. El modelo básico está definido por las siguientes ecuaciones:

$$(11) \quad \Pi_t = \delta_1 + \alpha_{11} \Pi_{t-1} + \alpha_{12} e_{t-1} + \beta_{11} E_{t-1} + \beta_{12} D + \beta_{13} \Pi_{t-1}^* + u_1$$

La ecuación (11) expresa la tasa de inflación (Π_t) en función de la inflación desfasada (Π_{t-1}), de la depreciación del tipo de cambio nominal (e_{t-1}), del crecimiento de la emisión desfasada (E_{t-1}), y de la inflación internacional medida en dólares (Π_{t-1}^*). Adicionalmente se utiliza un conjunto de variables *dummies* para capturar el efecto del incremento en el precio de los hidrocarburos⁵, del exceso de liquidez generado a raíz de los problemas en el sistema financiero el cuarto trimestre de 1995, de los shocks de oferta como consecuencia del fenómeno de “El Niño” y parte de la estacionalidad en la inflación (D).

La variable inflación internacional es una sumatoria ponderada de las inflaciones medidas en dólares de los ocho principales socios comerciales del país.⁶ Esto es:

$$\Pi^* = \sum_{i=1}^8 w_i * \Pi_i^*$$

donde w_i es el ponderador de comercio exterior del país i y Π_i^* es la inflación medida en dólares del país i , es decir $\Pi_i^* = ((1 + \Pi_i)/(1 + e_i)) - 1$, y Π_i es la inflación medida en la moneda del país i .

Utilizando la notación anterior, la depreciación se expresa en función de las mismas variables como:

$$(12) \quad e_t = \delta_2 + \alpha_{21} \Pi_{t-1} + \alpha_{22} e_{t-1} + \beta_{21} E_{t-1} + \beta_{22} D + \beta_{23} \Pi_{t-1}^* + u_2$$

Combinando las ecuaciones (11) y (12) se puede obtener la representación dinámica de este modelo en términos de un vector autoregresivo de primer orden.

$$(13) \quad X_t = A + BY_t + CX_{t-1} + U_t$$

⁵ La *dummy* hidrocarburos toma el valor del incremento promedio del precio de los hidrocarburos en los meses respectivos y cero en los restantes meses.

⁶ Las ponderaciones están dadas por el flujo comercial de Argentina, Brasil, Chile, Perú, Alemania, Japón, Inglaterra y Estados Unidos, con Bolivia.

donde X_t es el vector de las variables endógenas, Y_t es el vector de las variables exógenas, A, B y C son las matrices de los parámetros a ser estimados, y U_t es un vector de errores que están correlacionados entre sí, pero no con sus propios valores desfasados ni con X_{t-1} ni Y_t .

Como ya se mencionó, los resultados de los diferentes estudios sugieren que el efecto transmisión de la depreciación a la inflación ha venido reduciéndose en el transcurso de los últimos años. Es decir, cuando existían altas tasas de depreciación de la moneda nacional, este efecto era importante, sin embargo, a medida que la depreciación del boliviano se ha reducido, el efecto transmisión habría caído.

Para analizar la evolución del efecto transmisión de la depreciación a la inflación en el período de estudio, se estimó el modelo compuesto por las ecuaciones (11) y (12) para diferentes períodos de tiempo de los últimos once años. Como puede apreciarse en el Cuadro 2, a medida que la muestra se restringe a períodos más recientes, el estadístico F para el bloque de la variable depreciación pierde significación.

Cuadro 2
Efecto Transmisión de la Depreciación a la Inflación

Rezagos	P e r í o d o				
	1989/01	1990/01	1992/01	1993/01	1994/01
	1999/03	1999/03	1999/03	1999/03	1999/03
1 mes	0.4360	0.2793	0.1024	0.2190	0.1787
2 meses	0.0897	0.2724	-0.0069	0.0704	0.0604
3 meses	0.2008	0.1472	0.1055	0.1682	0.1921
4 meses	0.0442	-0.1046	-0.0564	-0.0227	0.0450
5 meses	-0.0750	-0.1011	0.2845	0.1771	0.1518
Total	0.6957	0.4932	0.4291	0.6120	0.6280
<i>Block F test</i>	0.14%	15.57%	30.61%	50.40%	82.56%

Estos resultados sugieren que la relación entre la tasa de depreciación y la inflación no es lineal, y que el efecto *pass-through* disminuye a medida que

la tasa de depreciación es menor. Esta relación es consistente con la experiencia de países que en su programa de estabilización han adoptado al tipo de cambio nominal como un ancla para la inflación. En general se ha observado que este ancla es efectiva cuando existen altos niveles de inflación, pero deja de serlo con bajos niveles de inflación.

Por lo tanto estaríamos frente a una relación del tipo:

$$\Pi = \delta + \alpha e + \lambda e^2; \lambda > 0.$$

El coeficiente de transmisión está dado por: $\partial\Pi/\partial e = \alpha + 2\lambda e$ que es una función creciente de e , reflejando el hecho que a mayor tasa de depreciación se espera un mayor *pass-through*.

3.1 Estimación del Modelo Base

Con base en estos resultados se procedió a estimar el modelo básico descrito por las ecuaciones (11) y (12), introduciendo además como variable exógena, la depreciación elevada al cuadrado. Inicialmente, se analizó la estacionariedad de las series en estudio. Los resultados del test de raíz unitaria presentados en el Cuadro 3, permiten apreciar que todas las series son estacionarias a un nivel de significación del 1%.

Cuadro 3
Test de Raíz Unitaria

ESTADÍSTICO	Variable				
	Inflación	Depreciación	Cuadrado Depreciación	Crecimiento Emisión	Inflación Internacional
ADF: en niveles	-4.26	-4.46	-3.64	-7.45	-3.76
VALORES CRÍTICOS					
MACKINNON (1%)	-3.48	-3.48	-3.48	-3.48	-3.48

Nota.- Las variables fueron testeadas sin constante ni tendencia. Se incluyeron cuatro rezagos, excepto para el cuadrado de la depreciación que se utilizó un rezago.

En la Tabla 1A del Anexo 1 se muestra la ecuación para la variable dependiente inflación. Cabe notar, que mientras el bloque de la depreciación no es significativo⁷, el cuadrado de la depreciación (e^2) es significativo y toma los signos esperados en su primer y cuarto rezago. Así, la depreciación tiene un efecto sobre la evolución de los precios, aunque éste es no lineal. El ajuste más importante de precios se realiza en el transcurso de un mes aunque otros precios tomarían más tiempo en ajustarse.

Por otra parte, la importancia del primer desfase de la inflación confirmaría la presencia de una inercia inflacionaria como consecuencia de las expectativas inflacionarias de los agentes y de la indexación al tipo de cambio de algunos servicios no transables. Estas expectativas se agudizarían en períodos de inflación elevada, lo cual dificultaría retomar la estabilidad de precios en períodos siguientes. Se debe mencionar que existe un proceso de transmisión de la variación cambiaria a los precios que pagan los consumidores por energía eléctrica. Los precios de generación y transmisión se ajustan periódicamente al cambio en el precio de la divisa estadounidense, y como los distribuidores ajustan sus tarifas en función del cambio en sus precios de compra de electricidad que realizan a las generadoras, el precio final que pagan los consumidores se ve influenciado por la variación cambiaria. Además, como se indica más adelante, también se tiene cierto grado de indexación en la determinación del precio de los hidrocarburos.

Asimismo, el crecimiento de la emisión tiene un efecto estadísticamente significativo sobre la inflación en su primer y segundo rezago. Este resultado sugiere que existe un lapso de tiempo hasta que se produzcan presiones de demanda agregada por el aumento en la emisión.

En lo que se refiere a la inflación internacional, su efecto es relativamente significativo, principalmente en su segundo desfase, pero tendría un impacto marginal en la evolución de los precios internos. De la misma manera, las variables *dummies* empleadas para tomar en cuenta el impacto del incremento de precios de los hidrocarburos, los problemas financieros del

⁷ Asimismo, la evidencia estadística no permite rechazar la hipótesis nula de que la suma de los coeficientes de los rezagos de la depreciación es igual a cero. El estadístico t calculado es de 0.384, menor al estadístico t de tablas que es igual a 1.98. El estadístico t calculado viene

dado por: $(\alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 + \alpha_4 + \alpha_5 - 0) / (\sum_{i=1}^5 \text{Var } \alpha_i + 2 \sum_{i < j} \text{Co var}(\alpha_i, \alpha_j))^{1/2}$.

último trimestre de 1995 y los *shocks* de oferta como consecuencia del fenómeno de “El Niño”, resultan ser significativas. En particular, es importante el efecto multiplicador del aumento del precio de los hidrocarburos en el resto de precios de la economía.

Se debe destacar que luego del programa de ajuste de agosto de 1985, se indexó el precio de la gasolina a las variaciones cambiarias, dando lugar a la posibilidad de transmisión directa de la depreciación a la inflación. Sin embargo, esta regla de indexación no se cumplió estrictamente. Hasta diciembre de 1997, el incremento de los precios de los hidrocarburos obedeció esencialmente a la necesidad de incrementar los ingresos fiscales. Posteriormente, luego de la capitalización de la empresa estatal de petróleo, se estableció un reglamento sobre el régimen de precios de los productos de petróleo sobre la base de las cotizaciones internacionales. Entre el 6 de diciembre de 1997 y el 14 de diciembre de 1998, los precios fueron ajustados por la Superintendencia de Hidrocarburos cuando la variación del precio de referencia internacional superó al 5% con relación al precio de referencia vigente. Debido a la caída importante en los precios internacionales en el último trimestre de 1998, y con el fin de precautelar los ingresos fiscales por el impuesto a los hidrocarburos, actualmente el ajuste hacia abajo se efectúa cuando la caída del precio de referencia supera el 20%. Los precios se determinan en bolivianos, al tipo de cambio oficial (promedio aritmético entre el tipo de cambio de compra y el tipo de cambio de venta del BCB) del día anterior al de la variación de precios, por lo que la indexación se produce una vez que se han modificado los precios internacionales de referencia.

La Tabla 1B presenta a la depreciación como variable dependiente. Dos aspectos resultan interesantes. En primer lugar, el impacto del incremento de los hidrocarburos, que se traduce en un incremento de la depreciación. Este resultado confirma el seguimiento de una política cambiaria más dinámica con el propósito de aminorar el efecto de este incremento en el nivel general de precios y en la competitividad internacional. En segundo lugar, se puede apreciar la relación inversa entre depreciación e inflación internacional, que muestra que a mayores niveles de inflación internacional medida en dólares, son necesarias menores tasas de depreciación para mantener estable el tipo de cambio real. Respecto a la depreciación, estos resultados muestran la rápida tendencia hacia la estabilización del tipo de cambio, pues el efecto negativo del componente cuadrático de la depreciación es muy superior al efecto positivo del componente lineal.

3.2 Estimación de un Modelo Revisado

Con el objetivo de tomar en cuenta el hecho que la emisión no está determinada de manera exógena y que su evolución responde también al comportamiento pasado de las variables del modelo, se estimó un modelo de vector autoregresivo que considera como variables endógenas a la inflación, al cuadrado de la depreciación y al crecimiento de la emisión. Además, puesto que el bloque de la depreciación lineal resultó no significativo para explicar la inflación en el primer modelo, se estimó un modelo alternativo utilizando solamente una especificación no lineal entre inflación y depreciación. Los resultados aparecen en el Anexo 2.

Al igual que en el anterior modelo, estos resultados permiten confirmar la importancia de la inercia inflacionaria y la del bloque del componente cuadrático de la depreciación. Este último es significativo a un nivel del 0.01%. Asimismo, se puede observar la importancia del crecimiento de la emisión en la determinación de la tasa de inflación, la significación estadística de este bloque es de 1%.

En la Tabla 2B se presenta la ecuación con el componente cuadrático de la depreciación como la variable dependiente. Como era de esperar, el primer rezago tiene un elevado grado de significación, lo que refleja la rápida estabilización del tipo de cambio y, posteriormente, el seguimiento de una trayectoria estable del tipo de cambio, sin cambios bruscos ni alteraciones significativas de esta variable. El resto de los resultados son similares a los obtenidos en la estimación del anterior modelo.

Finalmente, en la tabla 2C se tiene al crecimiento de la emisión como variable endógena. Cabe destacar que la inflación pasada tiene un efecto positivo en el crecimiento de la emisión. Este comportamiento es consistente con una demanda por emisión real y por lo tanto aumentos en la inflación se reflejan en incrementos en la emisión nominal contemporánea. Otro aspecto a destacar es el importante impacto del incremento de los precios de hidrocarburos, que se traduce en una reducción de la emisión. Este resultado confirmaría que la política monetaria puede ser contractiva con el propósito de aminorar el efecto multiplicador de este incremento en la inflación.

Los signos negativos asociados a la emisión pasada, sugieren que en este período, la política monetaria buscó estabilizar el crecimiento de la emisión. En efecto, controlando por la estacionalidad de la emisión, que es importante y estadísticamente significativa, incrementos de la emisión en períodos anteriores afectan negativamente el crecimiento de la emisión contemporánea.

Tanto el Anexo 1 como el Anexo 2 contienen el test de cointegración de Johansen–Juselius. Los resultados muestran que existen dos ecuaciones cointegradas en el primer modelo y tres en el modelo revisado. No obstante que las series son estacionarias, se decidió aplicar este test para asegurarse que no existan errores de especificación. Si existen N variables endógenas estacionarias, deben existir N ecuaciones cointegradas tal como lo confirman los resultados.

4. ANÁLISIS IMPULSO–RESPUESTA

Las funciones impulso–respuesta de la inflación para el modelo revisado del Anexo 2 se presentan en el gráfico 2.⁸ Ellas muestran el efecto corriente y futuro que tiene en la inflación un *shock* de una desviación estándar en los errores (innovaciones). El gráfico superior permite observar que el *shock* que afecta directamente a la tasa de inflación se agota rápidamente. La totalidad del ajuste en los precios se realiza en los primeros tres meses hasta prácticamente desaparecer en el cuarto período. Luego de los primeros períodos, el impacto del *shock* se torna ligeramente negativo debido probablemente a la sobreacción inicial.

La respuesta de la inflación al cuadrado de la depreciación no es inmediata y su duración se expande durante varios meses (gráfico intermedio). El impacto más importante en la inflación se presenta luego de un mes y el siguiente impacto importante tiene lugar después de cuatro meses, para ir disminuyendo lentamente hasta desaparecer veinte meses después. De la misma manera, el crecimiento de la emisión tiene un efecto inflacionario desfasado (gráfico inferior). Los impactos más importantes tienen lugar en

⁸ Siguiendo el criterio de mayor *exogeneidad* debido a que el análisis de la función impulso–respuesta emplea una matriz triangular inferior, las ecuaciones fueron ordenadas de la siguiente manera: depreciación al cuadrado, crecimiento de la emisión e inflación. Se debe mencionar que el orden de las ecuaciones prácticamente no modifica los resultados, lo que significaría que la correlación de los errores es muy pequeña.

los primeros dos meses, para luego reducirse gradualmente hasta desaparecer seis meses después de la innovación inicial.

Los efectos del *shock* que afectan directamente a la inflación en el período inicial y a la emisión se estabilizan rápidamente. El *shock* de mayor persistencia es el que afecta a la tasa de inflación a través de la depreciación al cuadrado. Estos resultados sugieren que la tasa de inflación es más sensible a *shocks* en la tasa de depreciación, y que los efectos de éstos son mucho más persistentes.

Finalmente, como corolario, el Cuadro 4 presenta un resumen de los diferentes coeficientes de transmisión de la depreciación a la inflación en el largo plazo, para distintas tasas de depreciación. Obsérvese que con tasas de depreciación mensual del orden del 0.5%, el coeficiente *pass-through* sería de 0.24. Empero, el efecto transmisión estaría próximo a la unidad con depreciaciones mensuales cercanas al 2%.

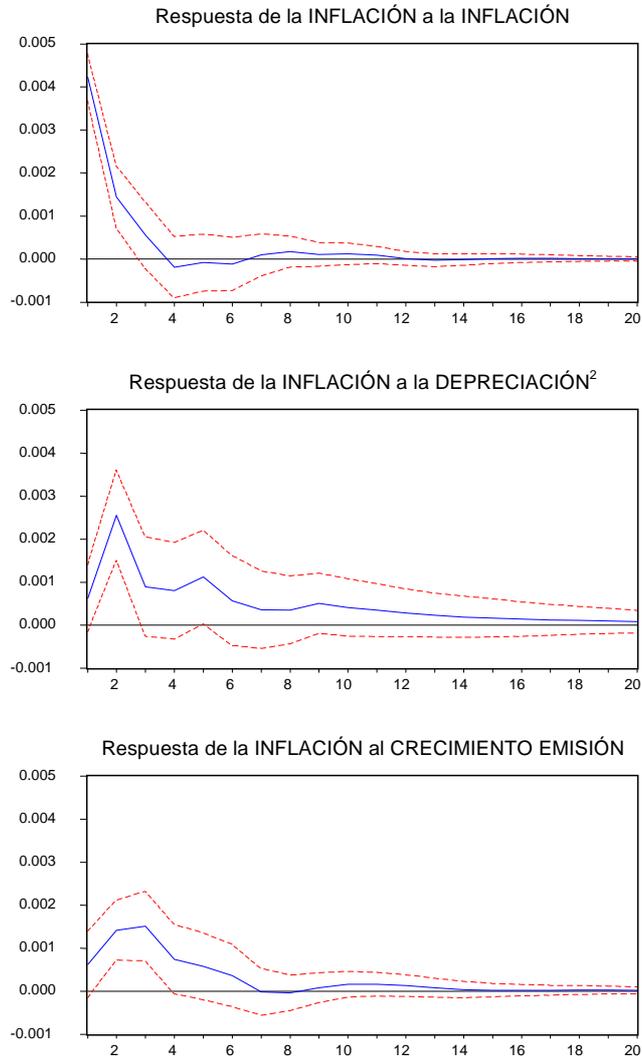
Cuadro 4
Depreciación y Coeficiente Pass-through

Depreciación ctvs./mes	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Depreciación mensual (%)	0.51	0.68	0.85	1.02	1.18	1.35	1.52	1.69	1.86	2.03
Depreciación anualizada(%)	6.26	8.43	10.64	12.89	15.18	17.51	19.89	22.30	24.77	27.28
Coeficiente <i>Pass-through</i>	0.24	0.32	0.40	0.48	0.56	0.64	0.72	0.80	0.88	0.96

Nota.- Relación de largo plazo: $\partial\pi/\partial e = 47.55$ e

Tipo de cambio base 5.91 (Bs/\$us).

Gráfico 2
Funciones Impulso Respuesta
(Respuesta a 1 Desviación Estándar. Innovaciones ± 2 S.E.)



5. CONCLUSIONES

En este trabajo se estudia un modelo de precios para la economía boliviana. Para ello se estima un modelo de vector autoregresivo. Una primera versión del modelo considera a la inflación y a la tasa de depreciación como variables endógenas, e introduce como variable exógena la depreciación elevada al cuadrado con el propósito de analizar la hipótesis de que a mayores tasas de depreciación de la moneda nacional el efecto transmisión a la inflación es más importante. Un modelo revisado reemplaza la depreciación por la depreciación al cuadrado como variable endógena e incluye además al crecimiento de la emisión como variable que se determina simultáneamente.

Las estimaciones del modelo muestran que el efecto transmisión de la depreciación a la inflación es actualmente menor al que existía en el pasado debido a la reducción en la tasa de depreciación; es decir, este trabajo coincide con los resultados de estudios anteriores que para varios períodos consecutivos encontraron esta tendencia descendente del efecto transmisión, pero adicionalmente permite concluir que existe una relación no lineal entre la tasa de depreciación y la inflación.

Si bien la relación no lineal entre la inflación y la depreciación es consistente con un menor efecto transmisión de la depreciación hacia los precios, el modelo muestra que de acelerarse la tasa de depreciación, la inflación podría incrementarse más que proporcionalmente. Esto es consistente con la indexación de los precios a la evolución del tipo de cambio, resultante del alto grado de dolarización de la economía y de la existencia de algunos mecanismos formales de indexación de precios como son los de energía y los de hidrocarburos.

Además de la depreciación, la inflación está también determinada por el crecimiento de la emisión, lo que confirma la importancia de este agregado en la conducción de la política monetaria. La inflación internacional tiene un efecto positivo, aunque marginal en la evolución de los precios internos. Otros factores determinantes son el incremento de precios de los hidrocarburos, que tiene un efecto multiplicador en el resto de precios de la economía. El fenómeno de "El Niño" es un choque exógeno que contrae la oferta agropecuaria, lo que causa un incremento en el nivel de precios.

En lo que se refiere a la depreciación, los resultados permiten confirmar que se ha seguido efectivamente una política cambiaria tendiente a estabilizar el tipo de cambio real, puesto que ante la presencia de mayores niveles de inflación internacional medida en dólares, se redujo la tasa de depreciación del tipo de cambio nominal. Por otra parte, los resultados muestran una rápida estabilización del tipo de cambio y el seguimiento de una política cambiaria sin cambios bruscos ni alteraciones significativas.

Los resultados en la emisión son consistentes con una demanda por emisión real lo que implica que aumentos en la inflación se reflejan en incrementos en la emisión nominal contemporánea. Además, los resultados de la estimación sugieren que en este período la política monetaria buscó estabilizar el crecimiento de la emisión. Como se puede apreciar, incrementos anteriores de la emisión afectan negativamente el crecimiento de la emisión corriente.

El análisis impulso–respuesta permite concluir que los efectos del *shock* que afectan directamente a la inflación se estabilizan rápidamente. De la misma manera, el impacto en la inflación del *shock* en el crecimiento de la emisión se agota prontamente. En cambio, el *shock* de mayor persistencia es el que afecta a la tasa de inflación a través de la depreciación. Su duración se expande alrededor de veinte períodos.

Los resultados encontrados sugieren que existen pocos grados de libertad para un manejo más activo del tipo de cambio. En la medida en que el efecto transmisión de la depreciación a la inflación sea una función creciente de la depreciación del tipo de cambio nominal, la política cambiaria no puede ser muy activa pues debe sujetarse al objetivo de mantener la estabilidad interna de los precios. Los resultados del trabajo muestran también que de acelerarse la tasa de depreciación, la inflación podría incrementarse más que proporcionalmente. Bajo este razonamiento, una política cambiaria más activa contribuiría a incrementar los precios internos antes que a favorecer a los sectores de exportación o de sustitución de importaciones.

En el contexto descrito se deben descartar depreciaciones muy aceleradas porque los posibles beneficios que pudieran obtenerse serían transitorios. Se considera que los incrementos en la productividad son siempre más eficaces para mejorar la competitividad de la economía, aunque no sean fáciles de alcanzar en el corto plazo.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Bojanic, A., (1995). Agregados monetarios y su relación con la inflación en Bolivia, evidencia de 1990–1995. La Paz: Banco Central de Bolivia: Gerencia de Estudios Económicos.
- Comboni, J. y De la Viña J., (1992). “Precios y tipo de cambio en Bolivia: Evidencia empírica del período post–estabilización”. Análisis Económico v. 7, pp. 7–27, 1993. La Paz, Bolivia: Unidad de Análisis de Políticas Económicas (UDAPE)
- Comboni, J., (1994) “La Política cambiaria de Bolivia en el período agosto de 1985-septiembre de 1994.” Monetaria. Vol. 18 n. 4, pp. 377–408, 1995. Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos (CEMLA).
- Dominguez, K. y Rodrik, D., (1990). “Manejo del tipo de cambio y crecimiento después de la estabilización: El caso boliviano”. Análisis Económico v. 5, pp. 181–229, 1992. La Paz, Bolivia: Unidad de Análisis de Políticas Económicas (UDAPE)
- Enders, W., (1995). “Applied econometric”. Time Series. Iowa State University.
- Greene, W., (1993). Econometric analysis. New–York–USA
- Hamilton, J., (1994). Analysis. Princeton University Press. Time Series. Princeton, New Jersey
- Huarachi, G. y Gumiel, F., (1987). "Modelo Devaluación e Inflación: Caso Boliviano". Documento de Trabajo Estadístico. La Paz, Bolivia: Unidad de Análisis de Políticas Económicas (UDAPE). Mimeo.

- Johansen, S., (1991). "Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models". Econometrica, 59:1551-1580
- Laguna, M., (1995). "Dinámica de la emisión y de la inflación boliviana: Período 1992-1995". La Paz: Banco Central de Bolivia; Gerencia de Estudios Económicos.
- Morales, J., (1989). La transición de la estabilidad al crecimiento sostenido en Bolivia. La Paz: Universidad Católica Boliviana.
- Morales, J. y Sachs, J., (1990). "Bolivia's economic crisis" en Jeffrey Sachs, Ed., Developing Country Debt and Economic Performance, v. 2. Chicago y Londres Press.
- Orellana, W., (1996). "Un análisis y modelización de la inflación en Bolivia: 1989-1996". La Paz: Banco Central de Bolivia; Gerencia de Estudios Económicos.

ANEXO 1

TABLA 1A

Variable dependiente: TASA DE INFLACIÓN
Período muestral: Enero-1989 a Junio-1999

Variable	Coefficiente	Estadístico t	Probabilidad
Constante	0.0008	0.5826	0.5616
Inflación (-1)	0.3439	3.5932	0.0005
Inflación (-2)	-0.0099	-0.1390	0.8898
Inflación (-3)	-0.0605	-0.8508	0.3972
Inflación (-4)	0.0090	0.1334	0.8942
Inflación (-5)	-0.0004	-0.0071	0.9943
Depreciación (-1)	-0.0583	-0.2818	0.7788
Depreciación (-2)	0.2604	1.2630	0.2099
Depreciación (-3)	0.2709	1.2835	0.2027
Depreciación (-4)	-0.3547	-1.7742	0.0794
Depreciación (-5)	-0.0108	-0.0524	0.9583
Dummy hidrocarburos	0.1189	10.3022	0.0000
Dummy hidrocarburos (-1)	-0.0438	-2.6090	0.0107
Crecimiento emisión (-1)	0.0393	3.4168	0.0010
Crecimiento emisión (-2)	0.0380	3.5210	0.0007
Crecimiento emisión (-3)	0.0147	1.4159	0.1603
Crecimiento emisión (-4)	0.0193	1.9359	0.0561
Crecimiento emisión (-5)	0.0135	1.7470	0.0841
Dummy enero	-0.0039	-1.3668	0.1751
Dummy septiembre	-0.0056	-3.0129	0.0034

Continúa...

TABLA 1A

Continuación

Variable	Coefficiente	Estadístico t	Probabilidad
Dummy octubre	0.0047	2.4675	0.0155
Dummy diciembre	-0.0021	-1.0823	0.2820
Dummy Niño	0.0086	2.8601	0.0053
Dummy 4 ^{to} trimestre 1995	0.0102	3.2543	0.0016
Depreciación ² (-1)	18.3260	3.2124	0.0018
Depreciación ² (-2)	-10.8647	-1.9565	0.0535
Depreciación ² (-3)	-2.4887	-0.4412	0.6601
Depreciación ² (-4)	12.2938	2.3019	0.0237
Depreciación ² (-5)	-3.3539	-0.6251	0.5335
Inflación internacional (-2)	0.0323	1.8870	0.0624
Inflación internacional (-3)	0.0236	1.3891	0.1683
Inflación internacional (-4)	0.0237	1.3925	0.1673
R² ajustado	0.7350		
Durbin Watson	2.0059		
Variable	Estadístico F	Probabilidad	
Inflación	2.8133	0.0209	
Depreciación	1.2036	0.3140	

TABLA 1B

Variable dependiente: DEPRECIACIÓN
Período muestral: Enero-1989 a Junio-1999

Variable	Coficiente	Estadístico t	Probabilidad
Constante	-0.0005	-0.3864	0.7001
Inflación (-1)	0.1338	1.5544	0.1236
Inflación (-2)	-0.0175	-0.2724	0.7859
Inflación (-3)	-0.0639	-0.9988	0.3206
Inflación (-4)	-0.0261	-0.4279	0.6697
Inflación (-5)	-0.0081	-0.1476	0.8830
Depreciación (-1)	0.1478	0.7946	0.4290
Depreciación (-2)	0.4678	2.5236	0.0134
Depreciación (-3)	0.4576	2.4111	0.0179
Depreciación (-4)	-0.0228	-0.1270	0.8992
Depreciación (-5)	0.1244	0.6726	0.5030
Dummy hidrocarburos	0.0220	2.1191	0.0369
Dummy hidrocarburos (-1)	-0.0200	-1.3250	0.1886
Crecimiento emisión (-1)	0.0107	1.0395	0.3014
Crecimiento emisión (-2)	0.0041	0.4259	0.6712
Crecimiento emisión (-3)	0.0007	0.0731	0.9419
Crecimiento emisión (-4)	0.0063	0.7049	0.4827
Crecimiento emisión (-5)	0.0044	0.6382	0.5250
Dummy enero	-0.0025	-0.9700	0.3347
Dummy septiembre	-0.0004	-0.2377	0.8127
Dummy octubre	0.0019	1.0863	0.2803
Dummy diciembre	0.0009	0.5464	0.5861

Continúa ...

TABLA 1B

Continuación

Variable	Coefficiente	Estadístico t	Probabilidad
Dummy Niño	-0.0016	-0.6023	0.5485
Dummy 4 ^{to} trimestre 1995	-0.0011	-0.3966	0.6926
Depreciación ² (-1)	5.7966	1.1298	0.2616
Depreciación ² (-2)	-11.5303	-2.3095	0.0232
Depreciación ² (-3)	-7.6099	-1.5005	0.1370
Depreciación ² (-4)	3.1665	0.6595	0.5113
Depreciación ² (-5)	-2.5455	-0.5277	0.5990
Inflación internacional (-2)	0.0013	0.0829	0.9310
Inflación internacional (-3)	-0.0384	-2.5159	0.0137
Inflación internacional (-4)	-0.0037	-0.2408	0.8102
R² ajustado	0.3869		
Durbin Watson	2.0225		
Variable	Estadístico F	Probabilidad	
Inflación	0.7862	0.5623	
Depreciación	5.1135	0.0004	

Test de Cointegración (modelo inicial)

Relaciones de Co-integración.	Test Johansen-Juselius
r=0	23.49**
r<1	7.09**

(**) Rechazo de hipótesis de no cointegración a un nivel de 5% (1%)

Existen dos vectores de cointegración a un nivel de 5% de significación.

ANEXO 2

TABLA 2A

Variable dependiente: TASA DE INFLACIÓN
Período muestral: Enero-1989 a Junio-1999

Variable	Coefficiente	Estadístico t	Probabilidad
Constante	0.0012	1.1911	0.2366
Inflación (-1)	0.3406	3.6307	0.0005
Inflación (-2)	-0.0241	-0.3630	0.7323
Inflación (-3)	-0.0634	-0.9138	0.3631
Inflación (-4)	0.0322	0.4842	0.6293
Inflación (-5)	0.0027	0.0467	0.9629
Depreciación ² (-1)	16.6341	4.6590	0.0000
Depreciación ² (-2)	-4.8126	-1.3946	0.1664
Depreciación ² (-3)	3.6498	1.1326	0.2603
Depreciación ² (-4)	5.6096	1.8058	0.0742
Depreciación ² (-5)	-4.1515	-1.3701	0.1739
Crecimiento emisión (-1)	0.0368	3.3734	0.0011
Crecimiento emisión (-2)	0.0356	3.4577	0.0008
Crecimiento emisión (-3)	0.0169	1.6565	0.1010
Crecimiento emisión (-4)	0.0216	2.1877	0.0312
Crecimiento emisión (-5)	0.0133	1.7206	0.0886
Dummy hidrocarburos	0.1229	11.0835	0.0000
Dummy hidrocarburos (-1)	-0.0403	-2.4633	0.0156
Dummy enero	-0.0037	-1.3422	0.1828
Dummy septiembre	-0.0057	-3.0610	0.0029
Dummy octubre	0.0047	2.5099	0.0138
Dummy diciembre	-0.0018	-0.9534	0.3428
Dummy Niño	0.0085	2.8102	0.0060
Dummy 4 ^{to} . trimestre 1995	0.0099	3.1332	0.0023

Continúa...

TABLA 2A

Continuación

Variable	Coefficiente	Estadístico t	Probabilidad
Inflación internacional (-2)	0.0361	2.1407	0.0349
Inflación internacional (-3)	0.0194	1.1454	0.2549
Inflación internacional (-4)	0.0235	1.4024	0.1641
R² ajustado	0.7322		
Durbin Watson	2.0188		
Variable	Estadístico F	Probabilidad	
Inflación	2.7902	0.0215	
Depreciación ²	6.1962	0.0001	
Crecimiento emisión	3.3022	0.0086	

TABLA 2B

Variable dependiente: DEPRECIACIÓN²
 Período muestral: Enero-1989 a Junio-1999

Variable	Coefficiente	Estadístico t	Probabilidad
Constante	0.0000	0.8150	0.4172
Inflación (-1)	0.0046	1.4107	0.1616
Inflación (-2)	-0.0033	-1.3587	0.1775
Inflación (-3)	-0.0024	-1.0130	0.3137
Inflación (-4)	-0.0004	-0.1932	0.8472
Inflación (-5)	0.0014	0.6922	0.4905
Depreciación ² (-1)	0.3304	2.6595	0.0092
Depreciación ² (-2)	0.0531	0.4422	0.6594
Depreciación ² (-3)	0.1490	1.3292	0.1870
Depreciación ² (-4)	0.1755	1.6240	0.1077
Depreciación ² (-5)	-0.0002	-0.0023	0.9981
Crecimiento emisión (-1)	0.0002	0.4907	0.6248
Crecimiento emisión (-2)	0.0000	-0.1365	0.8917
Crecimiento emisión (-3)	0.0000	-0.0527	0.9581
Crecimiento emisión (-4)	0.0004	1.1888	0.2375
Crecimiento emisión (-5)	0.0002	0.9180	0.3610
Dummy hidrocarburos	0.0018	4.4213	0.0000
Dummy hidrocarburos (-1)	-0.0005	-0.8249	0.4115
Dummy enero	-0.0001	-1.2731	0.2061
Dummy septiembre	0.0000	-0.6593	0.5113
Dummy octubre	0.0000	0.5736	0.5676
Dummy diciembre	0.0000	-0.5142	0.6083
Dummy Niño	0.0000	-0.2666	0.7904
Dummy 4 ^{to} . trimestre 1995	-0.0001	-0.5078	0.6128

Continúa...

TABLA 2B

Continuación

Variable	Coefficiente	Estadístico t	Probabilidad
Inflación internacional (-2)	0.0003	0.4979	0.6197
Inflación internacional (-3)	-0.0020	-3.3360	0.0012
Inflación internacional (-4)	-0.0003	-0.4443	0.6578
R² ajustado	0.2244		
Durbin Watson	1.9936		
Variable	Estadístico F	Probabilidad	
Inflación	0.9930	0.4264	
Depreciación ²	3.6480	0.0046	
Crecimiento emisión	0.6064	0.6952	

TABLA 2C

Variable dependiente: CRECIMIENTO EMISIÓN

Período muestral: Enero-1989 a Junio-1999

Variable	Coficiente	Estadístico t	Probabilidad
Constante	0.0188	2.5050	0.0140
Inflación (-1)	-1.0187	-1.4209	0.1586
Inflación (-2)	1.4094	2.6278	0.0100
Inflación (-3)	-0.4305	-0.8114	0.4192
Inflación (-4)	-0.4495	-0.8854	0.3782
Inflación (-5)	1.1364	2.5239	0.0133
Depreciación ² (-1)	6.7910	0.2489	0.8040
Depreciación ² (-2)	-37.9414	-1.4386	0.1536
Depreciación ² (-3)	-22.0613	-0.8958	0.3726
Depreciación ² (-4)	26.6797	1.1238	0.2640
Depreciación ² (-5)	-12.7727	-0.5515	0.5826
Crecimiento emisión (-1)	-0.2034	-2.4385	0.0166
Crecimiento emisión (-2)	-0.0494	-0.6273	0.5320
Crecimiento emisión (-3)	-0.1629	-2.0842	0.0399
Crecimiento emisión (-4)	-0.1303	-1.7245	0.0879
Crecimiento emisión (-5)	-0.0035	-0.0587	0.9533
Dummy hidrocarburos	-0.1923	-2.2682	0.0256
Dummy hidrocarburos (-1)	0.1621	1.2964	0.1980
Dummy enero	-0.1411	-6.3727	0.0000
ummy septiembre	-0.0251	-1.7738	0.0793
Dummy octubre	0.0132	0.9149	0.3626
Dummy diciembre	0.1520	10.5649	0.0000
Dummy Niño	0.0182	0.7902	0.4314
Dummy 4 ^{to} trimestre 1995	0.0093	0.3853	0.7000

Continuación...

TABLA 2C

Continúa

Variable	Coefficiente	Estadístico t	Probabilidad
Inflación internacional (-2)	-0.0175	-0.1358	0.8923
Inflación internacional (-3)	0.2380	1.8383	0.0692
Inflación internacional (-4)	0.0634	0.4951	0.6217
R² ajustado	0.7837		
Durbin Watson	2.1611		
Variable	Estadístico F	Probabilidad	
Inflación	2.8806	0.0183	
Depreciación ²	0.9594	0.4468	
Crecimiento emisión	2.9015	0.0176	

Test de Cointegración (modelo alternativo)

Relaciones de Co-integración.	Test Johansen–Juselius
r=0	53.18**
r<1	20.87**
r<2	10.22**

(**) Rechazo de hipótesis de no cointegración a un nivel de 5% (1%)

Existen tres vectores de cointegración a un nivel de 5% de Significación.