

Inflación y traspaso del tipo de cambio en Bolivia 1990-2010: un enfoque de SVAR cointegrado

Inflation and transfer of the type of change in Bolivia 1990-2010.

An approach of SVAR cointegrado

Rolando Caballero Martínez* ■

Benigno Caballero Claure ** ■

Resumen:

En este documento se estiman las fuentes de la inflación y el traspaso cambiario en Bolivia para el periodo 1990-2010. El enfoque es diverso. En efecto, se considera que la inflación puede modelarse a partir de las desviaciones en las relaciones de largo plazo en los mercados monetario, y cambiario. Sin embargo, también se incluyen como regresores el traspaso cambiario, la brecha del producto, la apertura comercial y la inflación externa. Mediante el uso de distintas técnicas de cointegración, nosotros analizamos el comportamiento de la inflación y el traspaso cambiario por medio de un modelo de corrección de errores y un modelo SVAR, en donde las variables citadas anteriormente son fuentes posibles de inflación. Además de estas variables, también se considera que la inflación en Bolivia puede tener un componente inercial. Los resultados de este trabajo demuestran que todos los factores mencionados contribuyen en distinto grado a determinar la dinámica inflacionaria en Bolivia.

Abstract

In this document there estimate the sources of the inflation and the exchange transfer in Bolivia for the period 1990-2010. The approach is diverse. In effect, it thinks that the inflation can model from the diversions in the relations of long term on the markets monetary, and exchangly. Nevertheless, also there are included like regresores the exchange transfer, the gap of the product, the commercial opening and the external inflation. By means of the use of different technologies of cointegración, we analyze the behavior of the inflation and the exchange transfer by means of a model of correction of mistakes and a model SVAR, where the mentioned variables previously are possible sources of inflation. Besides these variables, also it thinks that the inflation in Bolivia can have a component inercial. The results of this work demonstrate that all the mentioned factors help in different degree to determine the inflationary dynamics in Bolivia

Palabras clave:

- Inflación
- Cointegración
- SVAR

Keywords:

- Inflation
- Cointegration
- SVAR

Clasificación JEL: C51, C32, E31

1. Introducción

En cualquier economía, el estudio de la inflación siempre será un tema apasionante con un gran número de líneas de investigación. En consecuencia, el interés principal de esta investigación es encontrar resultados relevantes sobre la naturaleza de la inflación y el traspaso del tipo de cambio en Bolivia. Para ello se investigan los determinantes de la inflación y el traspaso de las mismas entre 1990q1 y 2010q2¹. Identificar éstos factores es relevante porque la inflación es una variable económica clave que tiene efectos socio económicos en el bienestar de la población². Al mis-

1 Donde q1 y q2 se refieren al primer y segundo trimestre respectivamente.

2 Barro (1997) estudia el efecto negativo de la inflación sobre el crecimiento económico de los países. Martínez (2002) estudia las consecuencias negativas de la inflación sobre la distribución del ingreso en un amplio conjunto de países. Romer y Romer (1998) se focalizan al efecto de la inflación sobre la situación económica de los pobres. Por su parte, Sheriff (2007) estudia el efecto negativo que tiene la inflación en Bolivia y en un grupo de países sudamericanos sobre el crecimiento económico de estos países.

* Universidad Nacional Autónoma de México, roland.caballerom@comunidad.unam.mx, rcaballeromartinez@gmail.com ■ ■ ■

** Universidad Técnica de Oruro, b_caballero_c@hotmail.com

2. Modelo multicausal de la inflación en Bolivia

En esta sección describiremos la estrategia para modelar la inflación y el traspaso del tipo de cambio en Bolivia. La idea básica es que la inflación tiene múltiples causas y que no hay un enfoque que sea capaz de explicar satisfactoriamente el proceso inflacionario de cualquier economía. Por otra parte, el enfoque utilizado toma en consideración las propiedades de series de tiempo de las variables, por lo que evita incurrir en los problemas de regresión espuria. La metodología econométrica que seguiremos fue propuesta originalmente por Juselius (1992), quien realizó un estudio de fuentes de inflación, para el caso de Dinamarca.

En consecuencia la metodología econométrica de Juselius (1992), ha sido utilizada satisfactoriamente por otros autores, como ejemplo a David Hendry (2001) para el Reino Unido, Metin (1995) quién estudió el caso de Turquía, Durevall (1998) el caso de Brasil y Esquivel - Razo para el caso de México (2003).

En esa línea, el presente trabajo de investigación se circunscribe a la metodología de Juselius (1992) y Esquivel y Razo (2003), que para el caso boliviano, se toma en cuenta: los mercados monetario, cambiario, además de una inflación de tipo inercial, traspaso cambiario, brecha del producto, apertura comercial e inflación externa.

Por lo tanto, en una primera etapa, se analizará si las desviaciones del mercado monetario y cambiario con respecto a su nivel de largo plazo tienen un proceso de reversión a su media³. Todo ello basándonos en las técnicas de cointegración de: Engle-Granger, Johansen, Saikonen-Luthkepol y Breitung. En el caso de evidenciar tendencias estocásticas comunes en cada uno de los mercados, se utilizará los residuos de las relaciones de largo plazo, para inferir el sentido de las presiones inflacionarias de los mismos en el modelo preliminar.

Para luego en una segunda etapa ayudados por el Teorema de Representación de Granger se construya un modelo dinámico de corrección de errores que incorpore las desviaciones del estado estacionario en los mercados monetario y cambiario, que junto con la inflación inercial, brecha del producto, inflación importada, apertura comercial y ajuste cambiario, serían las posibles fuentes de inflación y traspaso cambiario en Bolivia. Adicionalmente al modelo anterior, se estiman modelos de vectores de corrección de error (VECM) y VAR estructural (SVAR), con la finalidad de darle mayor robustez al análisis (Mendoza y Quintana, 2008).

El modelo propuesto en este trabajo para analizar los efectos de corto y largo plazo sobre la inflación es el siguiente:

³ Las relaciones de largo plazo de los mercados monetario y cambiario están totalmente disponibles a pedido de los autores.

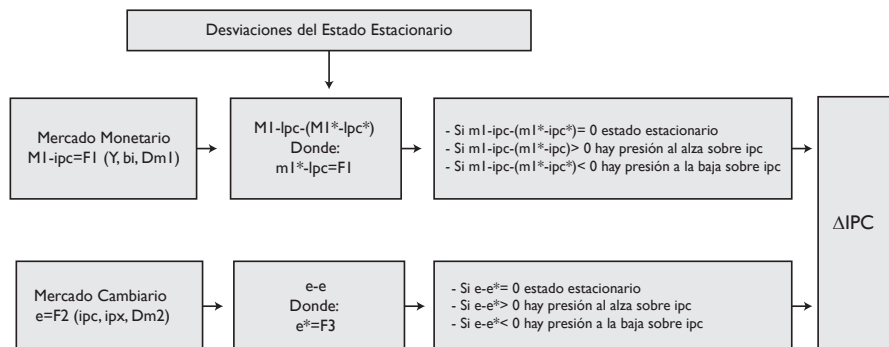
$$\Delta IPC = \Psi_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Psi_{k-1} \Delta X_{t-k} + \Gamma_1 (TCMM)_{t-1} + \Gamma_2 (TCMM)_{t-1} + \gamma + \zeta D_t + \zeta_t$$

Donde: $\forall t=1, \dots, T$ y $\zeta_t = \text{NIID}(0, \Sigma)$

Donde TCMM y TCMC son los términos de corrección de errores que surgen de la relaciones de largo plazo de los mercados monetario y cambiario, $\Delta^1 IPC$ es la inflación trimestral de los precios consumidor de Bolivia, X_t es un vector de variables estocásticas que son a lo más $I(1)$, γ es el termino de deriva, ψ son matrices de dimensión $p \times p$ y ζ es una matriz de dimensión 1×4 que contiene los coeficientes de variables estacionales centradas. Dados los resultados de estudios anteriores, más propiamente del caso de Juselius (1992), así como el de Esquivel y Razo (2003), se espera encontrar que los términos de corrección de errores de los mercados monetario y del tipo de cambio presenten un coeficiente estadísticamente distinto de cero.

Por otro lado el cuadro I muestra la dinámica de transmisión de las presiones inflacionarias de cada uno de los mercados que se considera en la aplicación a Bolivia. Por ejemplo, si el mercado monetario no se encuentra en su estado estacionario, se presentará cierta presión sobre la inflación. Más aún, si el valor de corto plazo de la demanda de dinero es mayor a su valor de largo plazo [$(m1-pc) > (m1^*-pc^*)$] se presionará al alza los precios al consumidor, lo que a su vez provocará que disminuyan los saldos monetarios reales y por lo tanto el mercado monetario regresará a su estado estacionario. Lo mismo sucederá con los desequilibrios del mercado cambiario (Esquivel y Razo 2003)⁴.

Cuadro I
Canales de Transmisión de Presiones Inflacionarias de Mercados Monetario y Cambiario



4 Nota: Las variables que se definen en el texto, las que tienen *, representan los valores implícitos a las relaciones de largo plazo.

3 Resultados empíricos

3.1 Evidencia de corto plazo de la inflación en Bolivia: un modelo de corrección del error

Ahora siguiendo la metodología de Juselius (1992), una vez culminado el análisis en una primera etapa de cada uno de los mercados y haber encontrado cointegración en los mercados monetario y cambiario⁵, a continuación se presentan los resultados del modelo de inflación para el periodo 1990.1-2010.2 bajo el esquema de un Modelo Dinámico de Corrección de Errores. El modelo estimado, además de utilizar como factores explicativos de la inflación a la relación de largo plazo del mercado monetario y cambiario, también utiliza otras variables como determinantes de corto plazo del cambio en el nivel de precios.

El primer paso del proceso de derivación del modelo supone que la inflación trimestral (π) en Bolivia esta restringida por dos conjuntos de información, $W1$ y $W2$, de tal forma que $E[\pi | W1, W2]$ ⁶. Donde $W1$ esta compuesta por: $TCMM$ y $TCMC$ son los residuales de la relación de largo plazo del mercado monetario y cambiario. Por su parte $W2 = [\pi(-1), \pi_{ext}, (Y-Y^*), e, ap$ y $Qn]$ representan respectivamente la inflación inercial, inflación importada, brecha del producto, pass-through cambiario, apertura comercial y dos dummies que representarían shocks exógenos a la economía boliviana.

Modelo de Corrector de Error para la Inflación en Bolivia

Cuadro I

Variable dependiente: (tasa de inflación) π_t

| Variable | Engle-Granger | | Variable | Johansen | |
|-------------------|---------------|-----------|-------------------|----------|-----------|
| | Periodo | 1990-2010 | | Periodo | 1990-2010 |
| C | 0.006 | 0.0091 | C | 0.0207 | 6.73 |
| $P_{t(-1)}$ | 0.402 | 0.0000 | $P_{t(-1)}$ | 0.0978 | 0.93 |
| $e_{t(-1)}$ | 0.269 | 0.0334 | $e_{t(-1)}$ | 0.3803 | -1.99 |
| $(Y-Y^*)_{t(-2)}$ | 0.198 | 0.1042 | $(Y-Y^*)_{t(-2)}$ | 0.1920 | 0.34 |
| P_{ext} | 0.081 | 0.0929 | $P_{ext(-1)}$ | 0.0170 | 0.41 |
| $TCMM_{t(-1)}$ | 0.019 | 0.0929 | $TCMM_{t(-1)}$ | 0.0133 | 1.75 |
| $TCMM_{t(-1)}$ | 0.087 | 0.0081 | $TCMM_{t(-1)}$ | 0.1241 | -3.32 |
| $RES_{t(-1)}$ | -0.307 | 0.0003 | $RES_{t(-1)}$ | -0.2593 | -5.80 |
| AP | -0.307 | 0.8491 | $AP_{t(-1)}$ | 0.0505 | 4.12 |
| DUM07 | 0.021 | 0.0261 | DUM08 | 0.0031 | 0.40 |
| | | | DUM91Q1 | -0.0413 | -3.41 |
| R | | | Q1 | 0.06068 | 2.36 |

Fuente: elaboración propia de los autores.

⁵ Véase anexo número 2 y 3 y también las relaciones de largo plazo de los mercados monetario y cambiario y su respectivo proceso de reversión a su media, están totalmente disponibles a pedido de los autores.

⁶ Donde $E[\pi | W1, W2]$ representa la media de la inflación condicionada a sus regresores.

relación al dólar, es decir, la moneda boliviana, se fue apreciando poco a poco, la misma que se fue reflejando en varios factores, como ejemplo: en el proceso de bolivianización de la economía de Bolivia, y en las cuentas de ahorro de las economías domésticas. Sin embargo, el resultado de subvaluación de la moneda nacional de nuestro resultado econométrico, podría deberse al tamaño de la muestra, en donde efectivamente dominan más los periodos de depreciación continúa de la moneda nacional (antes del 2005) que los periodos de sobrevaluación de la moneda (después del 2005 hasta la fecha).

Con respecto al coeficiente de *traspaso cambiario* ($\alpha = 0.269$ y $\beta = 0.3803$). En el modelo E&G, indica que un incremento en un punto porcentual del tipo de cambio en el periodo T, generaría un incremento del 0.26% en los precios domésticos en el periodo T+1, significativo a 95% de confianza, por otro lado el coeficiente del modelo de Johansen resulta ser ligeramente superior. Esta cifra es casi igual a los hallazgos de Mendieta y Escobar (2007) en su estudio encuentran que para el caso boliviano el traspaso estuviera en el orden de 0.25 en el corto plazo. Sin embargo en las estimaciones puede afirmarse que el traspaso cambiario en el corto plazo es ligeramente bajo, y ello es razonable por dos motivos: la primera tiene que ver con la política de apreciación del boliviano, que se implemento a partir del 2005 y que existe pronósticos de que la apreciación se acusaría aún más para el 2011 y 2012. El segundo motivo esta relacionado con una caída importante en la tasa de inflación en Bolivia desde 1990 a la fecha, permitiendo ello una caída de las expectativas de inflación de los agentes económicos en Bolivia y por lo mismo del traspaso cambiario a los precios domésticos en la presente década (Taylor, 2000).

Con respecto al traspaso de la inflación importada en el corto plazo ($\alpha = 0.081$ y $\beta = 0.017$), en el modelo de E&G indica que de manera contemporánea y en el corto plazo, existe un traspaso del 0.081 de las fluctuaciones de la inflación importada a los precios domésticos, significativo a 90% de confianza. Es decir que un incremento de un punto porcentual de la inflación importada, provoca un aumento del 0.081% en la inflación nacional. Por otro lado, el coeficiente de Johansen presente el mismo signo, aunque su valor es ligeramente bajo. Este resultado confirmaría, lo importante que es para la economía nacional, el buen comportamiento de los precios de sus socios comerciales mas allegados.

Con relación al coeficiente del término autorregresivo (Inflación inercial) nos proporciona una idea sobre el componente inercial del proceso inflacionario, así como la persistencia de esta variable en el tiempo. El resultado para este parámetro en el modelo E&G nos indica que por cada punto porcentual de inflación de los precios del consumidor en T, se presenta un aumento de 0.40% en los precios domésticos en el tiempo T+1.

En el caso del Gap del producto con dos periodos de retraso. En ambos modelos E&G y Johansen tienen un signo positivo, pero no significativo, pese que el coeficiente de E&G es ligeramente significativo a 90%. Antes de ello, Habría que destacar que se calculó la brecha del producto (calculado con el filtro de Hodrick Prescott) respecto del PIB desestacionalizado (con el método CENSUS X-12 ARIMA), sobre la base de la información trimestral.⁸

Por ultimo el término de corrección del error en ambos modelos es parecido y significativo. Por ejemplo en el modelo E&G el termino de corrección del error es RES(-1): -0.30701 significativo a 99% de confianza y con el signo esperado a priori, este resultado, nos diría que primero existe cointegración entre las variables estudiadas y segundo que el signo negativo del Res (-1)= -0.30701, actúa para reducir el desequilibrio en el próximo periodo, en efecto, si las variables están en desequilibrio en el periodo t-1, entonces el termino de corrección del error (τ CE) actúa para restaurar las variables hacia el equilibrio en el periodo t, o en el futuro.

3.2 Evidencia de largo plazo de la inflación en Bolivia: Vector de Cointegración (VECM)

Con la finalidad de mostrar los efectos de largo plazo de los determinantes de la inflación y su respectivo traspaso, se estima un VECM (2) irrestricto, con dummies de intervención para los años 1991, 2008 y los términos de corrección del error de los mercados monetario y cambiario obtenidos con el procedimiento E&G, como variables exógenas, tomando en cuenta la relación entre la inflación nacional, inflación externa, tipo de cambio, apertura comercial y la brecha del producto. Por su parte el cuadro 3 y la gráfica de la traza 2 sugiere que existe una relación de cointegración estable, tal como se muestra a continuación:

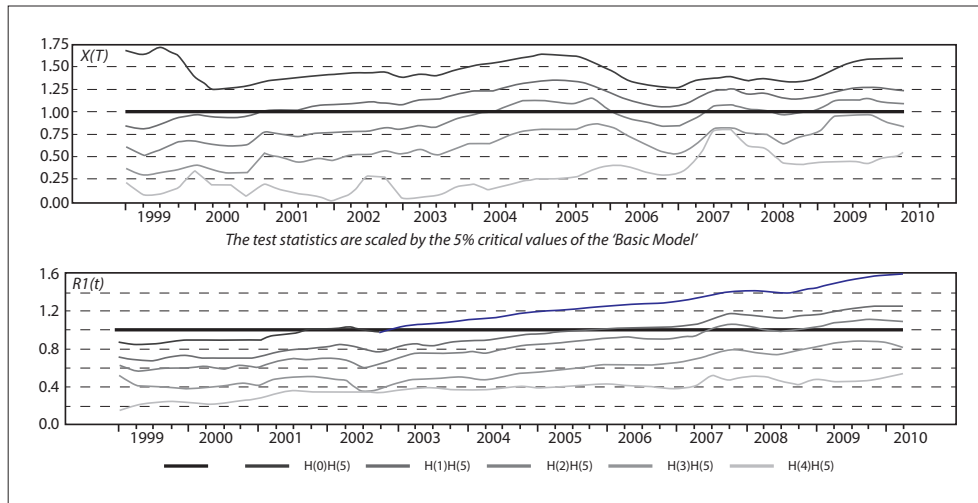
Cuadro 3
Pruebas de Cointegración

| Rango | Traza Johansen | P value | 95% Quantil | Saikonen Lutkepohl | 95% Quantil | Breitung Estadístico | P-value |
|-------|-------------------|------------|----------------|-----------------------|----------------|-------------------------|---------|
| 0 | 116.50 | 0.000 | 88.55 | 228.84 | 59.95 | 1631.91 | 0.0083* |
| 1 | 56.27** | 0.185 | 63.65 | 71.73 | 40.07 | 184.53 | 0.9274 |
| 2 | 22.09 | 0.904 | 42.77 | 16.31 *** | 24.16 | 59.58 | 0.8379 |

Nota: Para la prueba de Breitung se simulo el valor p-value por Montecarlo con 10000 repeticiones (*) Se rechaza la hipótesis nula a 5% (**) Se acepta la hipótesis nula a 5% (***) La prueba de Saikonen-Lutkepohl se corre con un rezago óptimo dado por el criterio de schwarz, con una dummy de pulso para el 1er trimestre de 1991.

⁸ Census X12-ARIMA es un programa de código abierto creado por el U.S. Census Bureau que permite la corrección estacional de los datos basado en promedios móviles, los cuales se sustentan en el dominio del tiempo o en el de frecuencias. Census X12-ARIMA logra el ajuste estacional con el desarrollo de un sistema de los factores que explican la variación estacional en una serie.

Gráfica 2
Estadístico de la Traza



Fuente: elaboración propia de los autores

Para brindar mayor referencia nos basamos en la gráfica 2 del estadístico traza. Para cada cálculo recursivo del estadístico, se presentan dos gráficos: Uno en términos del modelo completo $-X(t)$ - y otro con base al modelo concentrado $-R(t)$ -, en el cual solo toma en cuenta el ajuste hacia el equilibrio de las relaciones de largo plazo, dejando de lado los efectos de corto plazo.⁹ Tanto para la forma $-X(t)$ - y la forma concentrada $-R(t)$ - se podría afirmar de que el rango de cointegración es igual a 1 (Loria et al, 2009).

Por lo tanto, se puede concluir que existe una relación de largo plazo entre las variables en estudio. Dado que se verifica una relación de cointegración, la variable normalizada es la tasa de inflación doméstica. Por lo tanto, la relación de cointegración (o de largo plazo), es la siguiente:¹⁰

⁹ Juselius et al (1990) señala que debido a la posible inestabilidad de los parámetros de corto plazo y problemas de tamaño de la muestra, la forma $-R(t)$ - es la más recomendable, para más detalles véase : La Metodología del VAR cointegrado: Un modelo de crecimiento para México de: E. Loria, L Torres y M. García, 2009.

¹⁰ Donde: $(y-y^*)$ t-l: brecha del producto, et-l: traspaso cambiario, π t-l: Inflación nacional, π ext t-l: Inflación externa.

Vector de Cointegración Normalizado

$$\pi t-1 = -1.089 + 0.620 e_{t-1} + 0.795 (y-y^*)_{t-1} + 0.471 \pi_{ext\ t-1} - 0.273 a_{per\ t-1} + 0.005 t_{t-1}$$

Estadístico (t) (-6.70) (-1.99) (-7.43) (6.35) (-3.99)

Cuadro 4
(Coeficientes Alpha del VECM irrestricto)

| Velocidades de ajuste para el VECM | | | | | |
|--|----------------|--------------|--------------------|------------------------|----------------------|
| Modelo 4 | | | | | |
| Constante restringida en el vector de cointegración, sin tendencia en el VAR | | | | | |
| | $\alpha \pi_t$ | αe_t | $\alpha (y-y^*)_t$ | $\alpha (\pi^{ext})_t$ | $\alpha (a_{per})_t$ |
| α : | (-0.259) | -0.139 | 0.008 | 0.239 | -0.765) |
| Estadístico t | -5.800 | -5.615 | 1.367 | 1.680 | -2.753 |

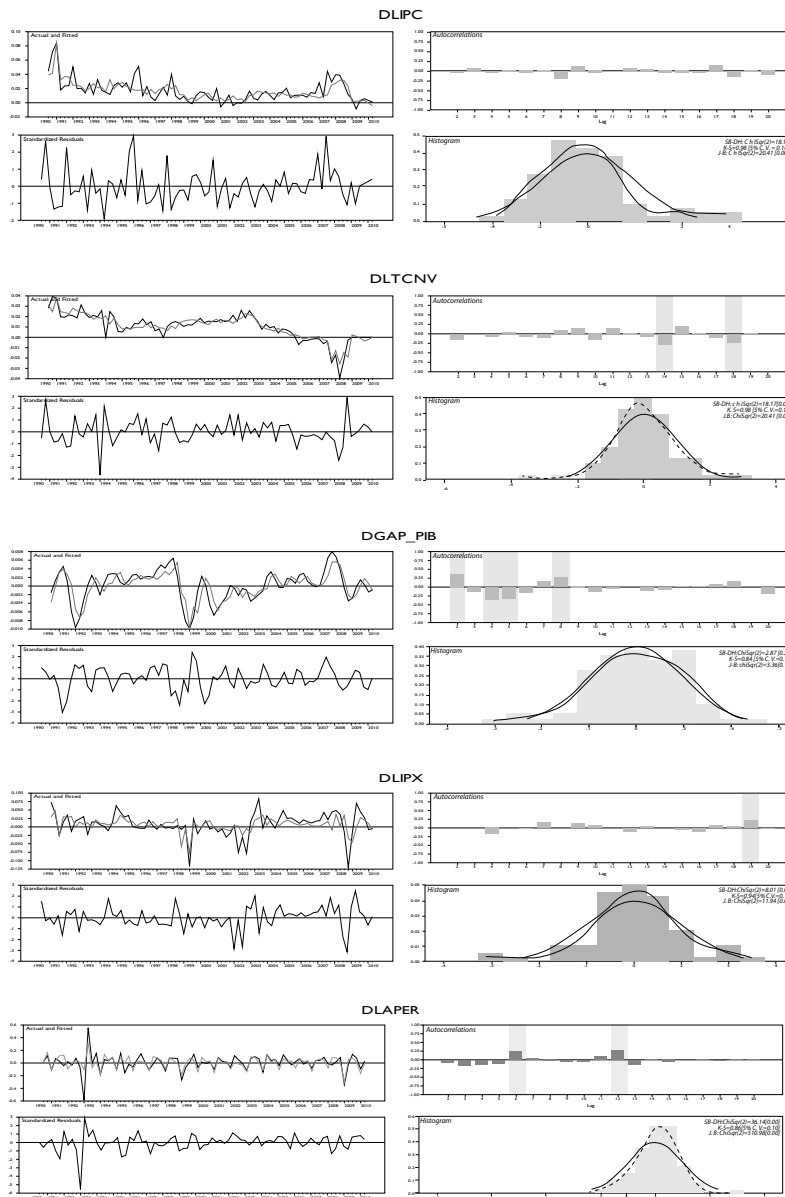
Fuente: elaboración propia de los autores.

Por otro lado en la ecuación del VECM nos indica que la elasticidad de largo plazo del traspaso cambiario ($e_{t-1}=0.620$) permanece aún alto y es significativo, cuya cifra es ligeramente menor al obtenido por Mendieta y Escobar (2004) de 0.65 en el largo plazo. Mientras que el traspaso de la inflación importada a los precios domésticos en el largo plazo es ($\pi_{ext}=0.471$) significativo, cuya cifra es mayor al obtenido por Mendieta y Escobar (2006) de 0.39 en el largo plazo.

Por su parte el cuadro 4 muestra los coeficientes *alpha* proporcionados por el procedimiento de Johansen (1988), los cuales tienden a ser relativamente pequeños, con excepción del coeficiente de la apertura comercial. Asimismo, ello implica que para el periodo en estudio las variables tipo de cambio nominal y brecha del producto son exógenas débilmente. De esta manera se pueden extraer inferencias validas a partir de la ecuación de la inflación.

Gráfica 3

Gráficas de los residuos para cada VECM: observadas y ajustadas (arriba y a la izquierda), residuos estandarizados (abajo a la izquierda), auto correlación (arriba a la derecha), histograma (abajo a la derecha)



Fuente: elaboración propia de los autores.

Se puede argumentar que el modelo $VECM(2)$ cumple con los supuestos de no autocorrelación y homocedasticidad, pero si adolece de problemas de normalidad y efectos ARCH, debido en parte a las grandes fluctuaciones que presentan algunas variables en determinados periodos.

3.3 Modelo VAR estructural del efecto *pass-through* para Bolivia

Con la finalidad de analizar la relación dinámica entre las variables que determinan la inflación y a su vez validar los resultados anteriores, se estima un VAR siguiendo la línea de McCarthy *et al* (2000), Sánchez y Loria (2009), Sánchez, Méndez y Perrotini (2010) y Domingo Rodríguez (2006), pero adaptando esta metodología al caso de la experiencia boliviana y para ello se plantea la siguiente forma funcional.

De esta manera, la estructura de estimación queda planteada como:

$$\begin{bmatrix} u_{\pi^{ctx}} \\ u_{(y-y^x)} \\ u_{e_t} \\ u_{\pi_t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 \\ b_{21} & b_{22} & 0 & 0 \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} & 0 \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & b_{44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \delta_{\pi^{ctx}} \\ \delta_{(y-y^*)} \\ \delta_{e_t} \\ \delta_{\pi_t} \end{bmatrix}$$

La meta de este análisis es explorar en que cuantía el tipo de cambio y otros tipos de choques afectan a la inflación domestica. Para recuperar esos choques estructurales, tenemos una matriz de varianzas y covarianzas de los residuales del VAR en la forma reducida (ut), para generar perturbaciones estructurales (δt), dicha relación entre los residuales del VAR de la forma reducida y las perturbaciones estructurales se manifiesta en el sistema (1). La determinación del orden razonable de las variables endógenas es particularmente importante para identificar choques estructurales. La inflación externa se ordena primero debido a que los residuales de la forma reducida de la inflación externa es probable que sean menos afectados por algunos otros choques excepto por los mismos choques de la inflación externa (Ito *et al*, 2005) y Rodríguez (2006), mientras que los choques de la inflación externa afectan probablemente a todas las variables en el sistema. Siguiendo a McCarthy (1999), la brecha del producto, como una forma de modelar la demanda, esta ordenada en la siguiente posición y respondería a sus propios choques y choques de la inflación externa. Finalmente, la variable precio es

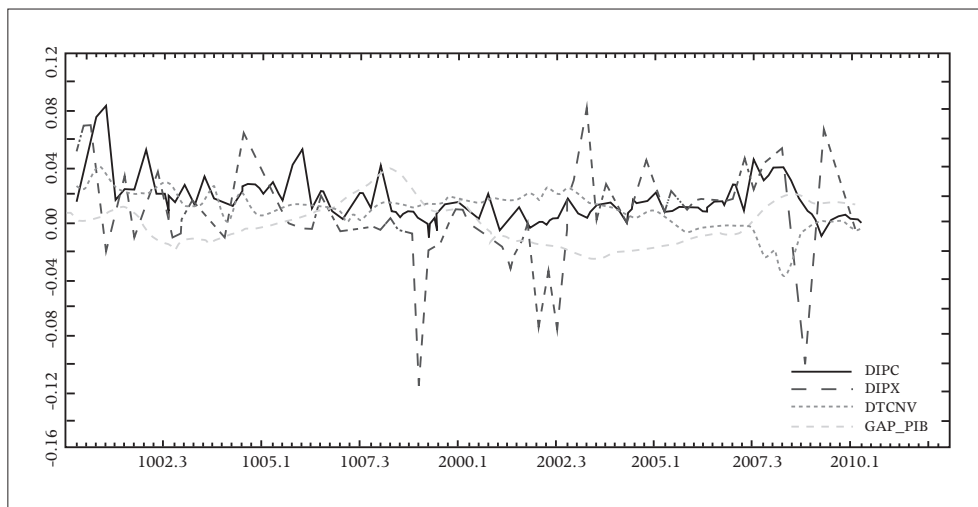
la última en el ordenamiento, asumiendo que la inflación doméstica está afectada contemporáneamente por los cuatro choques y a su vez sería la más endógena de las variables analizadas.

El VAR fue estimado escogiendo el número de rezagos con los criterios estadísticos no paramétricos usuales de elección (Akaike, Schwartz, Error de predicción final y Hannan Quinn), verificando que los residuos estimados no tengan autocorrelación y que correspondan simplemente a “ruido blanco”. Para ello, fundamentalmente se utilizó las pruebas de Portmanteau, Jarque Bera, Arch LM y Varch LM. Los criterios mencionados señalaron la utilización de dos rezagos. Entre las variables exógenas adicionales, sólo se incluyeron dos dummies estacionales centradas (q1 y q2), para capturar la estacionalidad determinísticas.

También se utilizó pruebas de estabilidad de cusum, cusum al cuadrado, residuales recursivos, coeficientes recursivos y de Chow para verificar la estabilidad de los parámetros, además resaltar que se focalizó en el análisis de impulsos respuestas (FIR) y descomposición de la varianza (DV) para obtener los resultados y comentarios finales en cuanto a esta metodología.

3.3.1 resultados y conclusiones del VAR estructural (SVAR)

Gráfica 4



Fuente: elaboración propia de los autores.

En la gráfica 4 se muestra el comportamiento de cada una de las variables utilizadas en el estudio.¹¹ Además existen dos instrumentos para el análisis del traspaso que corresponden a las funciones de impulso-respuesta acumulado y sin acumular y la descomposición de la varianza.

En cuanto a la descomposición de la varianza nos muestra la elasticidad o porcentaje de la varianza de una variable endógena que viene explicada por la varianza de las demás variables o dicho de otra forma la descomposición de la varianza pretende descomponer (distribuir) el cambio de una variable endógena, producto de un choque aleatorio, entre el conjunto de las variables endógenas. Por último se focalizará la atención en la descomposición de la varianza para los precios domésticos.

Cuadro 5
Descomposición de la varianza para la inflación en Bolivia

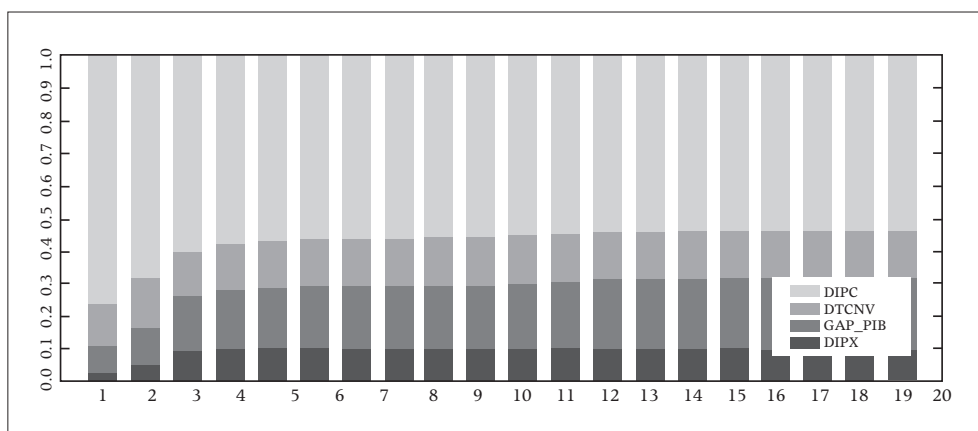
| Horizonte | π^{ext} | $y-y^*$ | e_t | π_t |
|-----------|-------------|---------|-------|---------|
| 1 | 0.02 | 0.08 | 0.12 | 0.78 |
| 2 | 0.05 | 0.12 | 0.14 | 0.69 |
| 3 | 0.09 | 0.16 | 0.13 | 0.62 |
| 4 | 0.10 | 0.18 | 0.13 | 0.59 |
| 5 | 0.10 | 0.19 | 0.13 | 0.58 |
| 6 | 0.10 | 0.19 | 0.14 | 0.57 |
| 7 | 0.10 | 0.20 | 0.14 | 0.56 |
| 8 | 0.10 | 0.22 | 0.15 | 0.53 |
| 9 | 0.10 | 0.22 | 0.16 | 0.52 |
| 10 | 0.11 | 0.21 | 0.19 | 0.49 |
| 11 | 0.11 | 0.21 | 0.19 | 0.49 |
| 12 | 0.11 | 0.21 | 0.19 | 0.49 |

Fuente: elaboración propia de los autores.

Donde: π^{ext} : Inflación externa, $y-y^*$: brecha del producto, e_t : Traspaso cambiario y π_t : Inflación nacional.

¹¹ Siguiendo la propuesta de Mendieta y Escobar (2004), construimos un modelo VAR con cuatro variables, $tx = \{(\Delta IPX_t, (y-y^*)_t, \Delta e_t, \Delta IPC_t)\}$ donde: $\Delta IPX = \pi^{ext}$, denota la inflación externa, $\Delta IPC = \pi_t$, denota la inflación nacional, $(y-y^*)$, denota la brecha del producto y $\Delta e_t = e_t$, denota el tipo de cambio nominal. Δ representa el operador en primeras diferencias.

Gráfica 5
Análisis gráfico de la descomposición de la varianza



Fuente: elaboración propia de los autores.

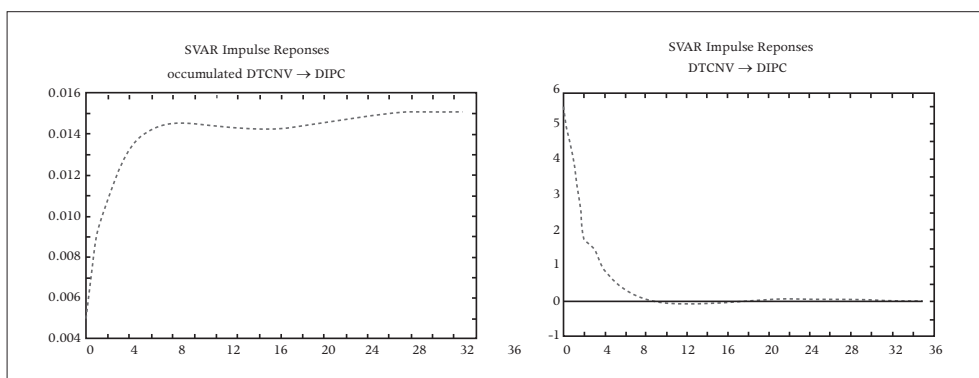
El cuadro (5) presenta los resultados obtenidos en la descomposición de la varianza para las para los precios domésticos se estabiliza por completo a partir del décimo trimestre, momento en que todos los valores de su descomposición se repiten exactamente.

Podemos advertir que la varianza de la inflación « π_t », esta explicada en el primer periodo por si misma en un 78% y según como pasa el tiempo el efecto se diluye, mientras que el tipo de cambio (traspaso cambiario) solo lo explica en un 12% en el primer trimestre y a partir del décimo periodo en alrededor de 19%. La brecha del producto explica de manera creciente el comportamiento de la varianza de la inflación, en el primer trimestre es de solo 8%, y a partir del décimo trimestre su efecto se estabiliza. Por ultimo, la inflación externa es la variable que menos explica a la varianza de la inflación a medida que pasa el horizonte de pronóstico.

Primero el efecto individual de un shock inducido en la inflación tiene una respuesta positiva en la misma, efecto que se mantiene en el sistema y persiste en el tiempo, si bien va disminuyendo a medida que pasa el horizonte de pronóstico, es dinámico, este resultado es factible en la línea de la teoría de la inercia inflacionaria, que nos argumenta que la inercia es la lenta adaptación de los precios a las condiciones de la economía, de tal forma que los precios actuales están indexados a los precios pasados, creándose un sistema de ajuste directo a los mismos (Lendvai, 2004). Por otro lado las gráficas 6 y 7 muestran la reacción acumulada y sin acumular de la inflación debido al impulso de un shock equivalente al valor de una desviación estándar en la tasa de depreciación. Con respecto a la reacción acumulada el impacto

indica que el efecto traspaso del tipo de cambio sobre los precios es significativo y positivo. En efecto, el traspaso de la tasa de depreciación es de mediana duración y demora en desaparecer aproximadamente cinco a seis trimestres, mientras que el impulso respuesta no acumulada nos afirmaríamos que el efecto del traspaso cambiario, estadísticamente termina su efecto en el octavo trimestre, además nos estaría confirmando de que el VAR estructural estimado es estable. El resultado es razonable debido a que la devaluación del peso boliviano siempre ha estado asociada a una mayor inflación (Orellana y Requena, 1999).

Gráficas 6 y 7 Respuesta de la tasa de inflación a un choque de una desviación de la depreciación



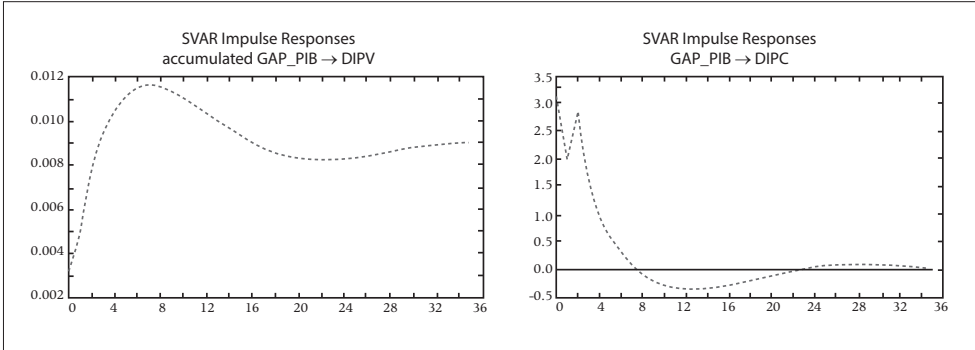
Fuente: elaboración propia de los autores.

Por otro lado las gráficas 8 y 9 muestran la reacción acumulada y sin acumular de la inflación debido al impulso de un *shock* equivalente al valor de una desviación estándar en la brecha del producto. El impacto indica que el efecto traspaso de la brecha del producto sobre los precios es significativo alcanzando un efecto máximo en el sexto trimestre para luego descender, esto nos sugiere que los excesos de demanda es un componente importante en la formación de la inflación en el corto plazo, pero cuya significancia va disminuyendo a medida que pasa el horizonte de pronóstico ¹². Mientras que el impulso respuesta no acumulada nos afirmaríamos que el efecto de la brecha del producto sobre la inflación, estadísticamente termina su efecto en el sexto trimestre, como converge a cero, ello implicaría estabilidad en el VAR estructural.

¹² Cabe recalcar que el análisis impulso respuesta de la brecha del producto sobre los precios domésticos es corroborado por el impacto y la significancia de los excesos de demanda sobre los precios, tanto en el modelo de corrección del error y en el vector de cointegración.

Gráficas 8 y 9

Respuesta de la tasa de inflación a un choque de una desviación del GAP del PIB

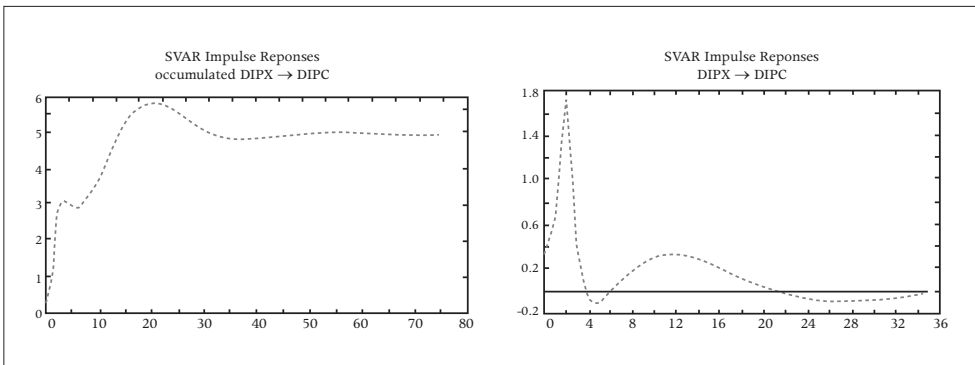


Fuente: elaboración propia de los autores.

Por ultimo las gráficas 10 y 11 muestran la reacción acumulada y sin acumular de la inflación debido al impulso de un *shock* equivalente al valor de una desviación estándar en la inflación externa. El impacto indica que el efecto traspaso de la inflación importada sobre los precios es oscilatorio con tendencia a incrementarse, mientras que el impulso respuesta no acumulado nos afirmaría que el efecto de la inflación importada a la inflación nacional, estadísticamente termina en el cuarto trimestre.

Gráfica 10 y Gráfica 11

Respuesta de la tasa de inflación a un choque de una desviación de la inflación externa



Fuente: elaboración propia de los autores.

5. Bibliografía

- Banco Central de Bolivia (2009), *Reporte de Inflación*.
- Borensztein, E. and De Gregorio, J. (1999), "Devaluation and Inflation after Currency Crises". mimeo. Universidad de Chile.
- Caballero, Benigno (2003), *Manual de Econometría*, Latinas Editores, Bolivia
- Comboni, J. y de la Viña, J. (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).
- Cupé, E. (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).
- Domínguez, K. y Rodrik, D. (1990), "Manejo del Tipo de Cambio y Crecimiento Después de la Estabilización: El caso boliviano", *Análisis Económico de la Unidad de Análisis de Políticas Económicas* (UDAPE).
- Enders, W. (1995), *Applied Econometric Time Series*. New York: John Wiley & Sons.
- Engle, R. and Granger, C. (1987), "Co-integration and Error Corrections: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica* 55: 251-276.
- Escobar, F. y Mendieta, P. (2004), "Inflación y depreciación en una economía dolarizada: El Caso de Bolivia" *Revista de Análisis del Banco Central de Bolivia*, Vol. 7 No. 1, junio.
- Esquivel G. y Razo, R. (2003), *Fuentes de Inflación en México. Un Análisis Multicausal de Corrección de Errores*, El Colegio de México.
- Evia, J y Méndez, A. (2008), "Determinantes de la Inflación Reciente en Bolivia" Instituto de Investigaciones Socio Económicas, documento de Trabajo Nro. 08/08.
- Hendry, D. (2001), "Modelling UK inflation, 1875-1991" *Journal of Applied Econometrics*, V. 16, Issue 3, May-June, pp. 255-275.
- Ito, T and Sato, K. (2005), "Pass-Through of Exchange Rate Changes and Macroeconomics Shocks to Domestic Inflation in East Asian Countries" *RIETI discussion paper series 05-E-020*.
- Johansen, S. and Juselius, K. (1990), "Maximun Likelihood Estimation and Inference on Coin-tegration- with Applications to the demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52: 169-210.
- Juselius, K. (1992), "Domestic and Foreign Effects on Prices in an Open Economy: The Case of Denmark", *Journal of Policy Modeling* 14 (4): 401-428.
- Laguna, M. (1995), "Dinámica de la Emisión y de la Inflación Boliviana: Período 1992-1995". Gerencia de Estudios Económicos, Banco Central de Bolivia.
- Lendvai, J. (2004), *Inflation Inertia and Monetary Policy Shocks*, Department of Economics, University of Namur.

