

INFLACIÓN Y TRASPASO DEL TIPO DE CAMBIO EN BOLIVIA 1990 – 2010. UN ENFOQUE DE SVAR COINTEGRADO¹

Rolando Caballero Martínez

Universidad Nacional Autónoma de México

Centro de Estudios Monetarios y Financieros (Madrid, España)

Benigno Caballero Claure

Universidad Técnica de Oruro

University of New Mexico (EE.UU.)

Febrero del 2016

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.

CLASIFICACIÓN JEL: C51, C32, E31

Palabras clave: Inflación, Cointegración, SVAR

¹ El presente documento de investigación fue presentado en el Magno: “*1er Congreso Nacional de Investigación Económica*” celebrado del 22 al 24 de octubre del 2012 en Ciudad de México, México D.F., página web del evento: <http://www.economia.unam.mx/avisos/sie1.pdf>, página nro. 2. Al mismo tiempo también fue presentado en el Magno: “*5to Encuentro de Economistas del Banco Central de Bolivia*” celebrado en septiembre del 2012 en ciudad Santa Cruz Bolivia y fue publicado en la revista de economía “*Economía Informa*” de la UNAM perteneciente al prestigioso Índice de Revistas Mexicanas de Investigación Científica y Tecnológica, página web del documento completo: <http://www.economia.unam.mx/publicaciones/econinforma/377/05caballero.pdf>

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 2010q2². Identificar éstos factores es relevante porque la inflación es una variable económica clave que tiene efectos socio económicos en el bienestar de la población³. Al mismo tiempo, el periodo de estudio es relevante porque durante estos años Bolivia atravesó por una fase desinflacionaria importante (1999-2003), por tres fases inflacionarias importantes (1990-1992, 1994-1996, 2006-2008), así como una inflación acelerada (2010), que la misma se puede advertir en las grafica 1.

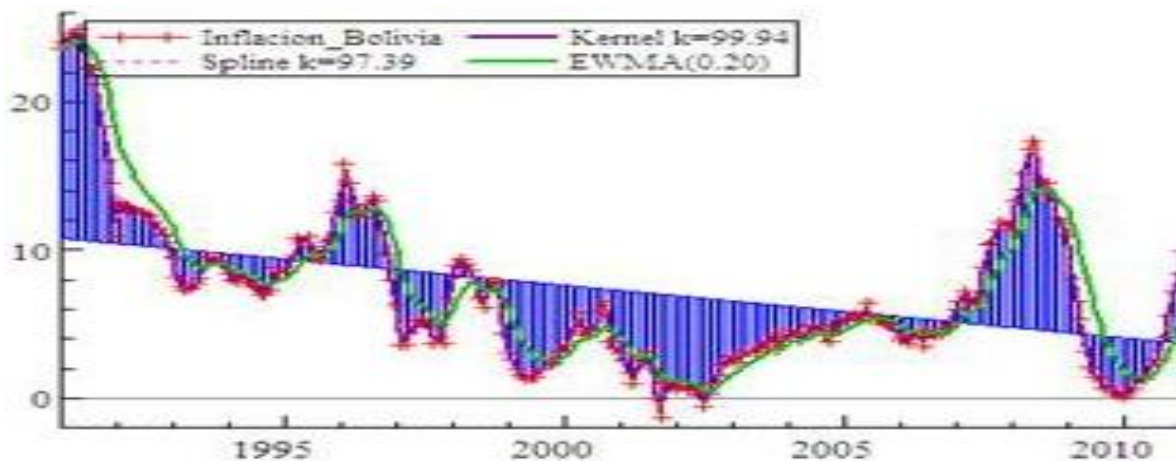
El enfoque utilizado para analizar la dinámica inflacionaria en Bolivia y su respectivo traspaso es multicausal. Es decir, se permitirá la existencia de varios factores que dan lugar a presiones inflacionarias, como ser: los mercados monetario, cambiario, además de una inflación de tipo inercial, traspaso cambiario, apertura comercial, brecha del producto e inflación externa. Por lo mismo, supondremos que el proceso generador de inflación en Bolivia y el traspaso del tipo de cambio, se puede aproximar por medio de varios modelos econométricos, entre ellos el modelo de corrección de errores y el SVAR. Las estimaciones de los modelos sugieren que, efectivamente, las variables en estudio tienen un impacto significativo en distinto grado en la inflación en Bolivia.

El artículo está estructurado de la siguiente manera. En la segunda sección se describe la estrategia para modelar la inflación en Bolivia. La tercera sección muestra los resultados de las estimaciones del modelo de corrección de errores y el SVAR. Finalmente, en la cuarta sección se muestran las conclusiones de nuestros resultados.

² Donde q1 y q2 se refieren al primer y segundo trimestre respectivamente.

³ 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.

Gráfico 1 Tasas de Inflación Mensual en Bolivia (%)



Elaboración propia de los autores con datos del Banco Central de Bolivia

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 media⁴. 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:

$$\Delta^1 \text{IPC} = \psi_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \psi_{k-1} \Delta X_{t-k} + \Gamma_1 (\text{TCMM})_{t-1} + \Gamma_2 (\text{TCMC})_{t-1} + \gamma + \zeta D_t + \xi_t$$

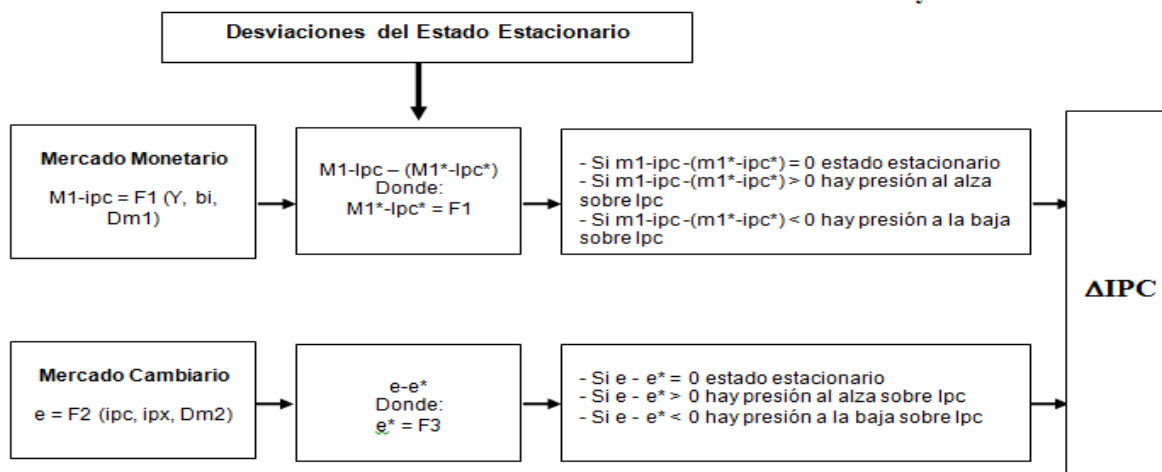
Donde : $\forall t = 1, \dots, T$ $y \xi_t \approx \text{NIID}(0, \Sigma)$

Donde TCMM y TCMC son los términos de corrección de errores que surgen de las relaciones de largo plazo de los mercados monetario y cambiario, $\Delta^1 \text{IPC}$ 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 término 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.

⁴ Las relaciones de largo plazo de los mercados monetario y cambiario están totalmente disponibles a pedido de los autores, sin embargo un resumen se puede advertir en los anexos 2 y 3

Por otro lado el cuadro 1 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)⁵.

Cuadro 1
Canales de Trasmisión de Presiones Inflacionarias de Mercados Monetario y Cambiario



* Donde: m1-ipc = Oferta monetaria real observada; m1*-ipc* = Oferta monetaria real de largo plazo
ipc: Índice de precios al consumidor; ipx: Índice de precios externos; e: tipo de cambio nominal
g*: tipo de cambio nominal de largo plazo

Fuente: Esquivel y Razo (2003)

3. RESULTADOS EMPIRICOS

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 cambiario⁶, 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

⁵ **Nota:** Las variables que se definen en el texto, las que tienen *, representan los valores implícitos a las relaciones de largo plazo

⁶ Véase anexo nro 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.

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 $E[\pi | W1, W2]^7$. 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 = [π (-1), π^{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 2

Variable dependiente: (tasa de inflación) π_t

Variable	Engle-Granger		Variable	Johansen (4)	
	PERIODO	1990-2010		PERIODO	1990-2010
	Coefficiente	Probabilidad		Coefficiente	Estadístico T
C	0.006	0.0091	C	0.0207	6.73
π_t (-1)	0.402	0.0000	π_t (-1)	0.0978	0.93
e_t (-1)	0.269	0.0334	e_t (-1)	0.3803	-1.99
(Y-Y*) ₍₋₂₎	0.198	0.1042	(Y-Y*) ₍₋₂₎	0.1920	0.34
π^{ext}	0.081	0.0929	π^{ext} (-1)	0.0170	0.41
TCMM ₍₋₁₎	0.019	0.0447	TCMM ₍₋₁₎	0.0133	1.75
TCMC ₍₋₁₎	0.087	0.0081	TCMC ₍₋₁₎	0.1241	-3.32
RES ₍₋₁₎	-0.307	0.0003	RES ₍₋₁₎	-0.2593	-5.80
AP	-0.002	0.8491	AP ₍₋₁₎	0.0505	4.12
DUM07	0.021	0.0261	DUM08	0.0031	0.40
			DUM91Q1	-0.0413	-3.41
			Q1	0.0068	2.36
	R²=0.55			R²=0.68	
	Valor p (de F)	0.000000	Valor p de F	Valor p de F	0.000000

Nota: TCMM y TCMC: representa los términos de corrección de error del mercado monetario y cambiario
 -(Y-Y*) vendría a ser la brecha del producto, RES (-1) representa el termino corrector de error, AP apertura comercial
 -Dum 08, DUM07, DUM91Q1 son dummies de pulso correspondientes a los años 2007, 2008 Y 1991, que ambos toman el valor de la unidad en el primer y segundo trimestre respectivamente y Q1 es una Dummy centrada

Elaboración propia de los autores

Cabe destacar que el modelo estimado no presenta problemas de correlación serial, no normalidad de los residuos, y multicolinealidad. Sin embargo, presenta problemas de heterocedasticidad, además que existe también estabilidad estructural de los parámetros a través del estadístico cusum y cusum al cuadrado. Por lo tanto se verifica con distintas pruebas que el modelo

⁷ Donde $E[\pi | W1, W2]$ representa la media de la inflación condicionada a sus regresores.

estimado para los determinantes de la inflación en Bolivia, cumple con todas las pruebas de diagnóstico excepto la de heterocedasticidad⁸.

El resultado más importante del modelo es la significancia estadística a través del estadístico t, F y sus valores de probabilidad que presentan todos los regresores, con excepción de la apertura comercial en el modelo E&G y la inercia inflacionaria, brecha del producto, término de corrección de error monetario y la inflación externa en el modelo 4 de Johansen.

Con respecto al término de corrector de error del mercado monetario ($TCMM_{E\&G}=0.019$ y $TCMM_J=0.013$), la dinámica de reversión a la media del mercado monetario funciona de la siguiente manera, si el término de corrección de errores es positivo (negativo) el valor de corto plazo de la demanda de dinero será mayor (menor) al de largo plazo, lo cual provocará presión al alza (a la baja) de los precios domésticos (Esquivel y Razo, 2003). En esa línea se puede advertir que en ambos modelos, los desequilibrios transitorios del mercado monetario son positivos, pero solo resulta significativo el coeficiente correspondiente al modelo E&G. Este resultado es importante, ya que nos permitiría afirmar que la inflación en Bolivia, estaría explicado por un componente monetario (Friedman, 1956).

Otro resultado importante del modelo es la significancia estadística del término de corrector de error del mercado cambiario ($TCMC_{E\&G}=0.087$ y $TCMC_J=0.124$), para explicar el comportamiento de la inflación en Bolivia, que como es positivo y significativo al 5% en ambos modelos, nos indicaría que el tipo de cambio nominal bilateral con respecto al dólar americano estaría subvaluado. La explicación del mecanismo descrito radica en el grado de sobrevaluación o subvaluación del tipo de cambio nominal. Por ejemplo, si el tipo de cambio se ubica por encima (debajo) de su nivel de largo plazo se argumenta que el boliviano se encuentra subvaluado (sobrevaluado) en relación al dólar. Dicha subvaluación (sobrevaluación) de la moneda doméstica provoca que los productos importados presenten un mayor (menor) costo para el consumidor y/o para el productor doméstico, lo cual, probablemente se refleja en mayores (menores) precios domésticos (Esquivel y Razo, 2003). Aunque hay que reconocer que este resultado es discutible, en virtud de que la

⁸Cabe hacer notar que el vector de corrección del error correspondiente al modelo de Johansen, corresponde a la opción número cuatro: intercepto y tendencia en el corrector de error, sin tendencia en el Var

moneda boliviana en los últimos años del presente siglo, fue ganando mucho terreno con 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* ($e_{E\&G,t-1}=0.269$ y $e_{Jt-1}=0.3803$). 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 al 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 del 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 está 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 ($\pi^{\text{ext}}_{E\&G}=0.081$ y $\pi^{\text{ext}}_{Jt-1}=0.017$), 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 al 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 al 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 trimestral⁹.

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 al 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 (TCE) 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

⁹ 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

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 grafica 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

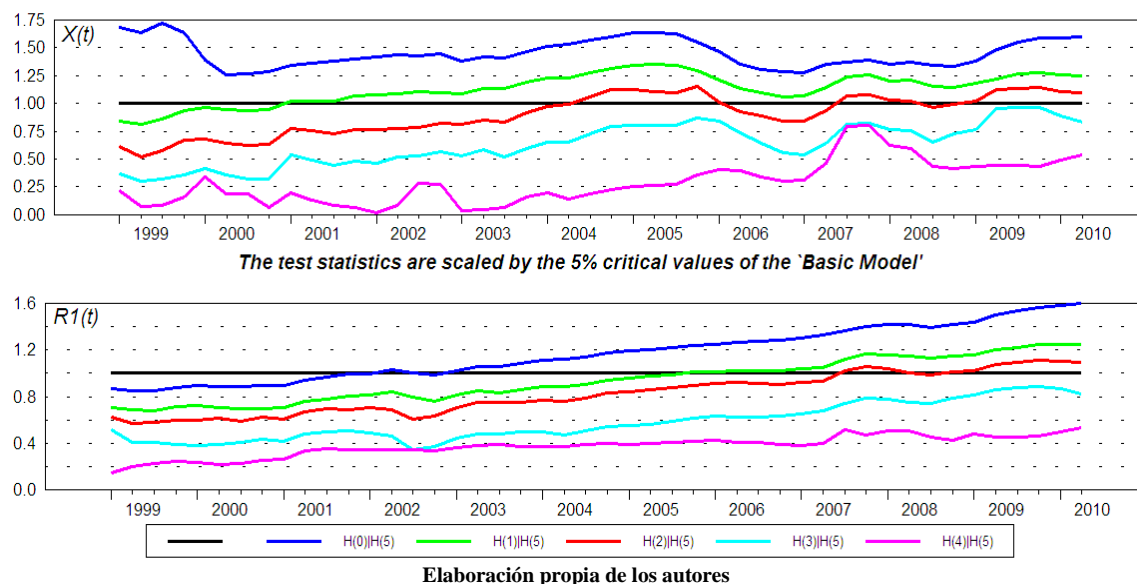
Nota: Para la prueba de Breitung se simulo el valor p-value por Montecarlo con 10000 repeticiones

(*) Se rechaza la hipótesis nula al 5%

(**) Se acepta la hipótesis nula al 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

Gráfico 2 Estadístico de la Traza



Para brindar mayor referencia nos basamos en la grafica 2 del estadístico traza. Para cada calculo 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 plazo¹⁰. 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).

¹⁰ 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 mas 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.

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 domestica. Por lo tanto, la relación de cointegración (o de largo plazo), es la siguiente¹¹:

Vector de Cointegración Normalizado

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

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	$\alpha(y-y^*)_t$	$\alpha(\pi^{ext})_t$	$\alpha(aper)_t$
α :	(-0.259	-0.139	0.008	0.239	-0.765)
Estadístico t	-5.800	-5.615	1.367	1.680	-2.753

Elaboración propia de los autores

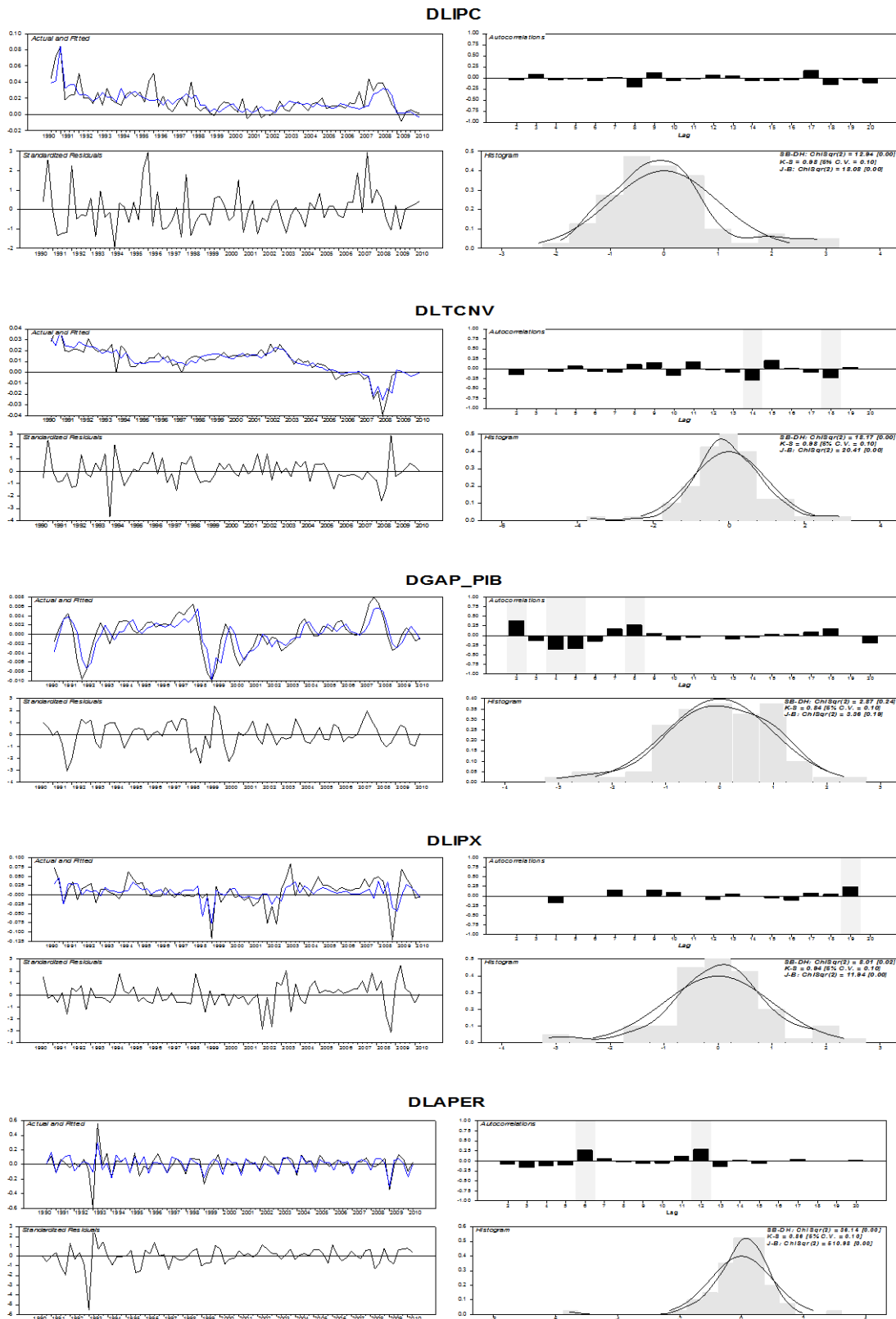
Por otro lado en la ecuación del VECM nos indica que la elasticidad de largo plazo del traspaso cambiario ($e_{t-1}=0.620$) permanece aún alto y es significativo, cuya cifra es ligeramente menor al obtenido por Mendieta y Escobar (2004) de 0.65 en el largo plazo. Mientras que el traspaso de la inflación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

¹¹ Donde: $(y-y^*)_{t-1}$: brecha del producto, e_{t-1} : traspaso cambiario, π_{t-1} : Inflación nacional , π^{ext}_{t-1} : Inflación externa

Gráficos 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)

Gráfica 3



Elaboración propia de los autores

Se puede argumentar que el modelo VECM (2) cumple con los supuestos de no auto correlación 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), 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:

$$\begin{bmatrix} u^{\pi^{ext}} \\ u^{(y-y^*)} \\ u^{\epsilon_t} \\ u^{\pi_t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 \\ b_{21} & b_{22} & 0 & 0 \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} & 0 \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & b_{44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \delta^{\pi^{ext}} \\ \delta^{(y-y^*)} \\ \delta^{\epsilon_t} \\ \delta^{\pi_t} \end{bmatrix} \quad (1)$$

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 (u_t), para generar perturbaciones estructurales (δ_t), 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 ultima en el ordenamiento, asumiendo que la inflación domestica esta afectada

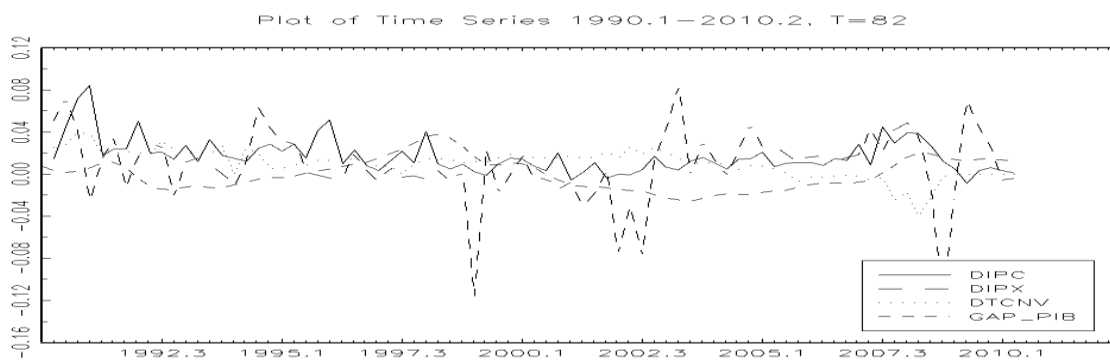
contemporáneamente por los cuatro choques y a su vez sería la más endógena de las variables analizadas.

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 Portmanteu, 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



Elaboración propia de los autores

En la grafica 4 se muestra el comportamiento de cada una de las variables utilizadas en el estudio¹². 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.

¹² Siguiendo la propuesta de Mendieta y Escobar (2004), construimos un modelo VAR con cuatro variables, $x_t = \{(\Delta IPX_t, (y - y^*)_t, \Delta e_t, \Delta IPC_t)\}$, 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.

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 ultimo se focalizara la atención en la descomposición de la varianza para los precios domésticos.

**DESCOMPOSICION DE LA VARIANZA PARA LA INFLACION EN BOLIVIA
(Cuadro 5)**

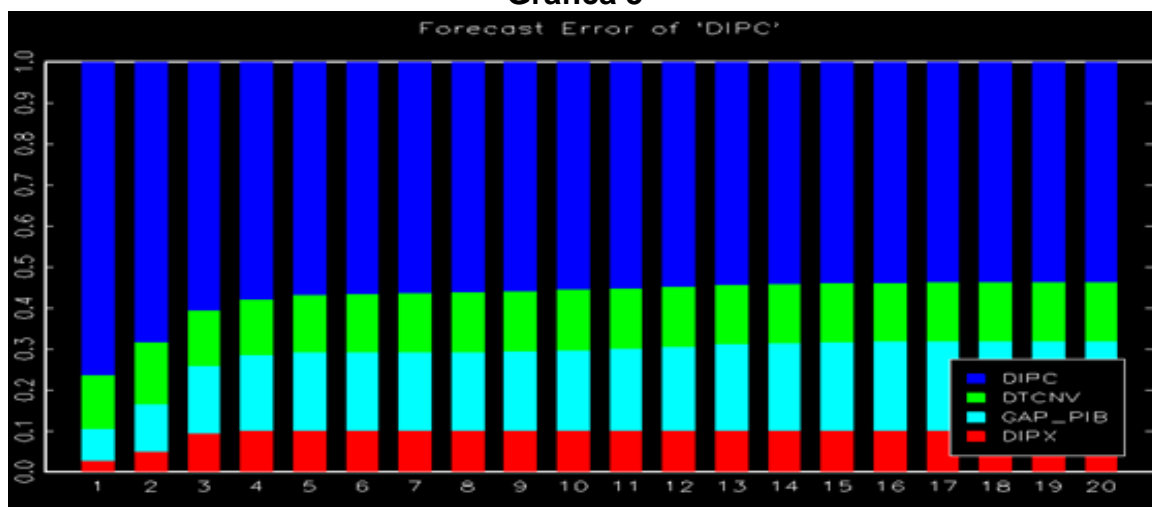
Horizonte	π^{ext}	$y-y^*$	e_t	π_t
1	0.02	0.08	0.12	0.78
2	0.05	0.12	0.14	0.69
3	0.09	0.16	0.13	0.62
4	0.10	0.18	0.13	0.59
5	0.10	0.19	0.13	0.58
6	0.10	0.19	0.14	0.57
7	0.10	0.20	0.14	0.56
8	0.10	0.22	0.15	0.53
9	0.10	0.22	0.16	0.52
10	0.11	0.21	0.19	0.49
15	0.11	0.21	0.19	0.49
20	0.11	0.21	0.19	0.49

Elaboración propia de los autores

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

ANALISIS GRAFICO DE LA DESCOMPOSICION DE LA VARIANZA.

Gráfica 5



Elaboración propia de los autores

El cuadro (5) presenta los resultados obtenidos en la descomposición de la varianza 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.

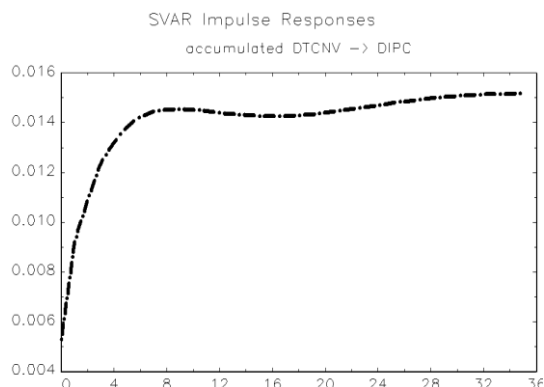
Podemos advertir que la varianza de la inflación " π_t ", esta explicada en el primer periodo por si misma en un 78% y según como pasa el tiempo el efecto se diluye, mientras que el tipo de cambio (traspaso cambiario) solo lo explica en un 12% en el primer trimestre y a partir del décimo periodo en alrededor del 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 afirmaría 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).

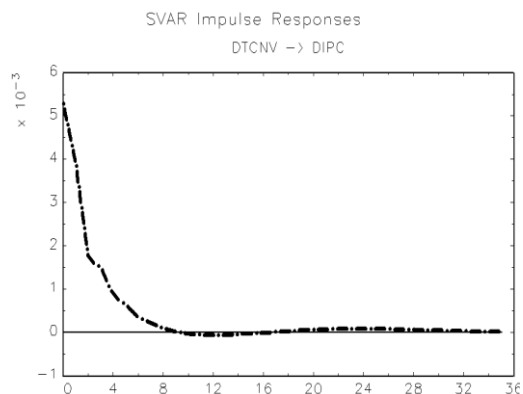
Gráfica 6
Respuesta de la tasa de inflación a un choque de una desviación de la depreciación

JNUT1 Wed Nov 10 09:39:44 2010



Gráfica 7

JNUT1 Wed Nov 10 09:45:05 2010

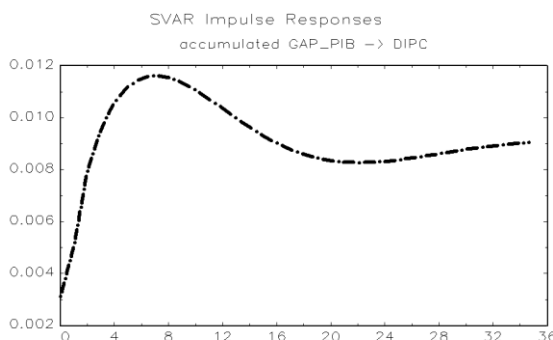


Elaboración propia de los autores

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 pronóstico¹³. Mientras que el impulso respuesta no acumulada nos afirmaría 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.

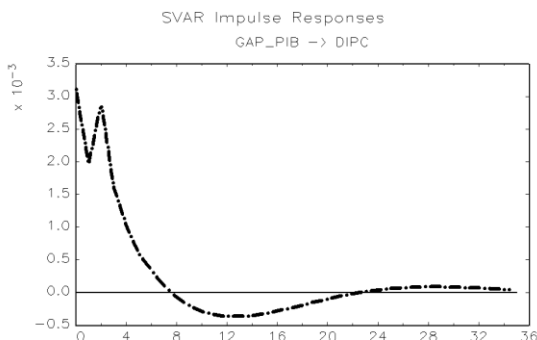
Gráfica 8
Respuesta de la tasa de inflación a un choque de una desviación del GAP del PIB

JNUT1 Wed Nov 10 09:44:16 2010



Gráfica 9

JNUT1 Wed Nov 10 09:44:28 2010



Elaboración propia de los autores

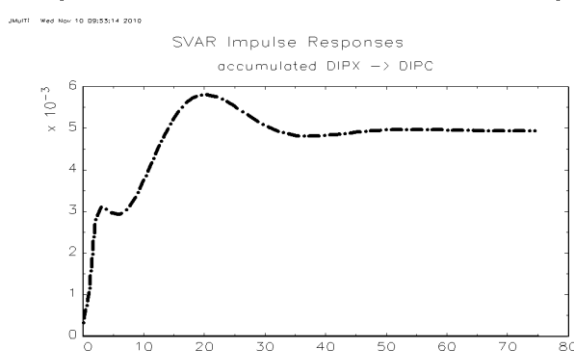
Por ultimo los Gráficos 10 y 11 muestran la reacción acumulada y sin acumular de la inflación debido al impulso de un *shock* equivalente al valor de una

¹³ 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

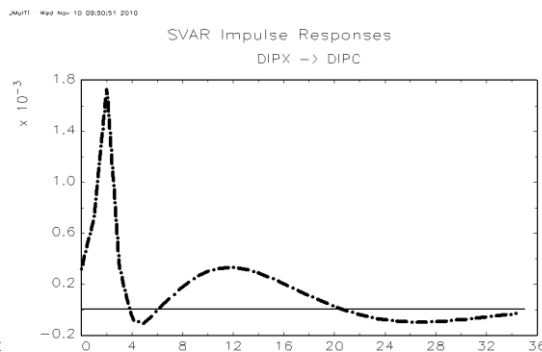
desviación estándar en la inflación externa. El impacto indica que el efecto traspaso de la inflación importada sobre los precios es oscilatorio con tendencia a incrementarse, mientras que el impulso respuesta no acumulado nos afirmaría que el efecto de la inflación importada a la inflación nacional, estadísticamente termina en el cuarto trimestre.

Gráfica 10

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



Gráfica 11



Elaboración propia de los autores

En general la transmisión de los precios externos a la inflación es significativo por dos razones: la primera asociado a la importante participación de los bienes transables en el índice de precios al consumidor y la segunda debido a la proporción de artículos importados en Bolivia en los últimos diez años (entre 1999 y 2008), en donde las importaciones aumentaron en términos relativos al PIB de 27,3% en 1999 a 38,0% en 2008 (Cupé, 2002).

4. CONCLUSIONES GENERALES

Finalmente podemos concluir que la dinámica de la inflación en Bolivia bajo el enfoque Juselius (1992), esta determinada en distinto grado de significancia por los desequilibrios del mercado monetario y cambiario, así como por un componente inercial de la inflación doméstica, la apertura comercial, la brecha del producto, la inflación importada y el ajuste cambiario.

Ahora en cuanto al traspaso cambiario, se encontró que el *traspaso cambiario* a corto plazo se realiza con un periodo de retraso y que su magnitud es cercana al 0.27 con la metodología E&G, mientras con la metodología de Johansen el coeficiente alcanza un valor de 0.38, en promedio cifra similar a los hallazgos de Escobar y Mendieta (2004) y Orellana (1999). En el largo plazo, se observa un impacto considerable de las variaciones del tipo de cambio sobre los precios ya que el efecto se aproxima a 0.62 que es mayor con relación al impacto de corto plazo, lo cual es consistente con el papel tan

importante que desempeña el tipo de cambio en las expectativas de los agentes económicos.

Finalmente en la estimación del VAR estructural (SVAR) tomando como enfoque inicial el de McCarthy (2000) y ajustada al caso Boliviano, bajo este enfoque el coeficiente *traspaso cambiario*, demostró que el efecto más importante de manera inicial es la misma inercia inflacionaria, seguido en importancia de las variaciones del tipo de cambio, Pero a medida que pasa el horizonte de pronóstico, el traspaso cambiario y la brecha del producto cobran importancia para explicar el porcentaje de la varianza de la inflación doméstica. La presente investigación parte de la convicción de que el Banco Central de Bolivia si bien ha hecho un esfuerzo meritorio en mantener saneada la economía, con relación a la estabilidad de precios, debe seguir aunando esfuerzos para un control más eficiente de la inflación y a ello debe sumarse el importante apoyo de la gestión pública.

5. BIBLIOGRAFIA

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). "Apuntes de Econometría y Estadística". Universidad Técnica de Oruro, 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). "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration- 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.

Loria E. (2007). "Econometría con Aplicaciones". Facultad de Economía, UNAM

Loria E., Torres D. y García M. (2009). "La Metodología del VAR Cointegrado, Un Modelo de Crecimiento Económico para México, 1988-2007". Facultad de Economía. UNAM.

McCarthy, J. (1999). "Pass-through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialised Countries", BIS *Working Paper* No. 79.

Mendoza M. y Quintana L. (2008). "Modelos y Aplicaciones para la economía Mexicana, Econometría básica". Facultad de Economía, UNAM

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

Orellana, W. y J. Requena (1999). "Determinantes de la Inflación en Bolivia", *Revista de Análisis del Banco Central de Bolivia* Vol. 2 No. 2.

Obstfeld, M. and Rogoff, F. (1995). "Foundations of International Macroeconomics". USA: MIT Press.

Rodriguez Domingo (2006). "Traspaso del tipo de cambio a la inflación en México, un análisis de VAR", Tesis de maestría en economía UNAM

Sánchez A., Loria E. y Salgado U. (2009). "New evidence on the monetary approach of exchange rate determination in Mexico 1994–2007: A cointegrated SVAR model". Journal of International Money and Finance. Pag.: 1-16.

Sánchez, Méndez y Perrotini (2010). "Política macroeconómica y fuentes de las fluctuaciones de los tipos de cambio en México 1995-2006: Un modelo SVAR con restricciones de largo plazo". Facultad de Economía, UNAM

Taylor, J. (2000). "Low Inflation, Pass-Through and the Pricing Power of Firms", *European Economic Review* Vol. 44: 1389-1408.

ANEXOS

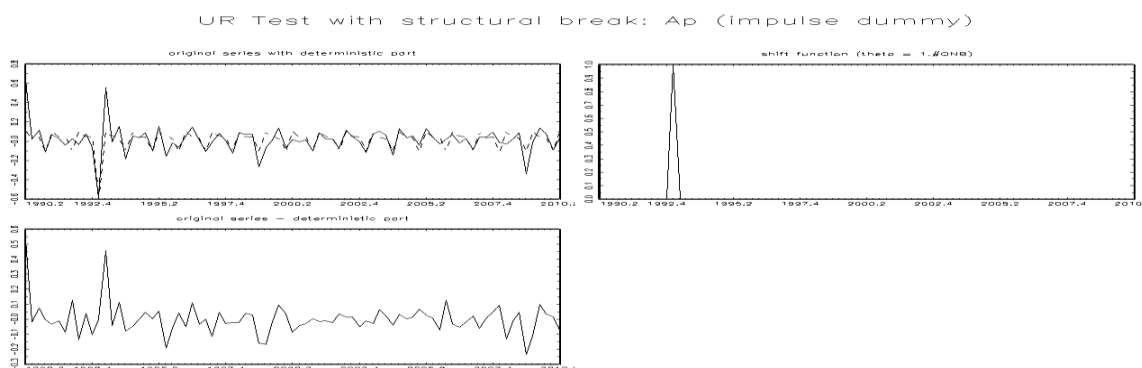
Anexo Nro. 1

Pruebas de raíz unitaria en las variables de estudio

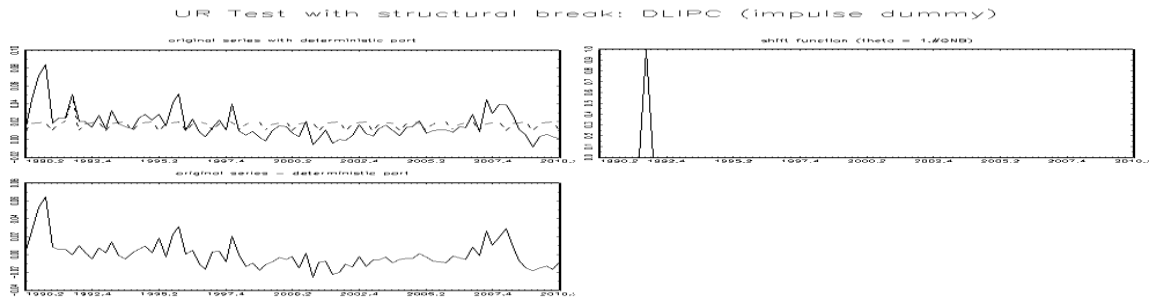
Variables	ADF p-value	KPSS	Valor Tablas al 5%	Hegy con estacionalidad		UR con quiebre endógeno	
				VC	VT	VC	VT
π_t	0.00*	0.60*	0.73	T(p1):- 4.54 T(p2): -4.27 F34 : 28.09	T(p1): -2.84 T(p2): -2.83 F34: 6.57	-4.59	-3.03
e_t	0.03**	0.70*	0.76	T(p1):- 0.78 (a) T(p2): -6.26 F34: 52.78	T(p1): -2.85 T(p2): -1.93 F34: 3.08	-3.03 (b)	-3.55
(Y-Y*)	0.01**	0.12*	0.46	T(p1):- 2.35 (a) T(p2): -7.05 F34: 17.59	T(p1): -2.85 T(p2): -1.93 F34: 3.08	-3.31	-2.88
π^{ext}	0.00**	0.19*	0.46	T(p1):- 4.16 T(p2): -4.04 F34: 24.93	T(p1): -2.84 T(p2): -2.83 F34: 6.57	-2.49 (b)	-2.88
AP	0.00*	0.50*	0.73	T(p1):- 6.77 T(p2): -4.45 F34: 21.25	T(p1): -2.84 T(p2): -2.83 F34: 6.57	-6.19	-2.88

* Con intercepto; **Ninguno; (a) Existe raíz de frecuencia cero; (b) Existe raíz unitaria con quiebre estructural

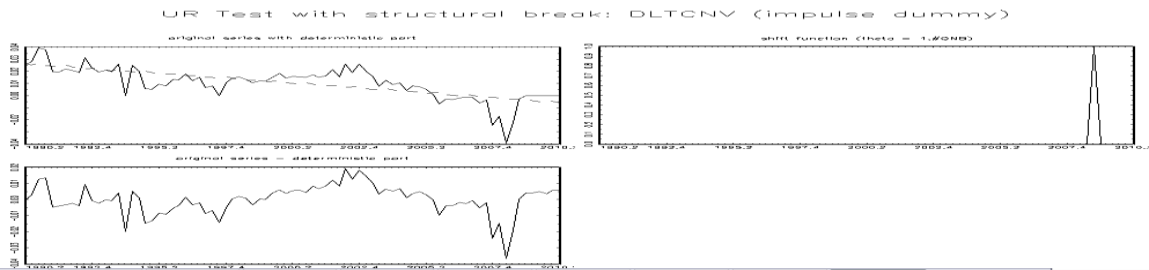
Test UR para la AP con quiebre en 1993q1



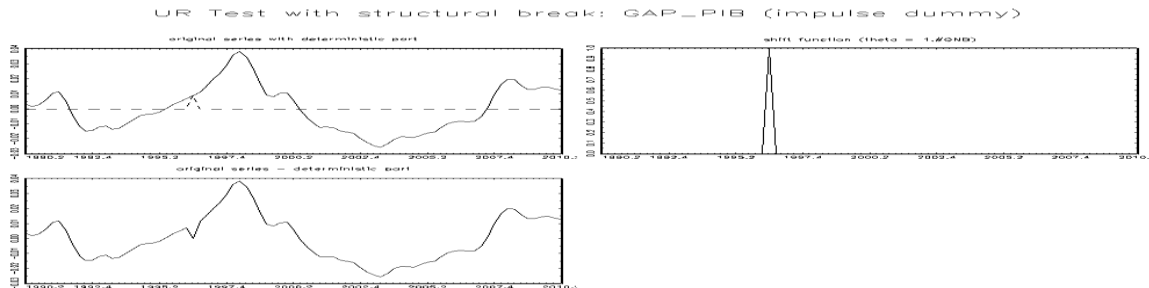
Test UR para la π_t con quiebre en 1992q1



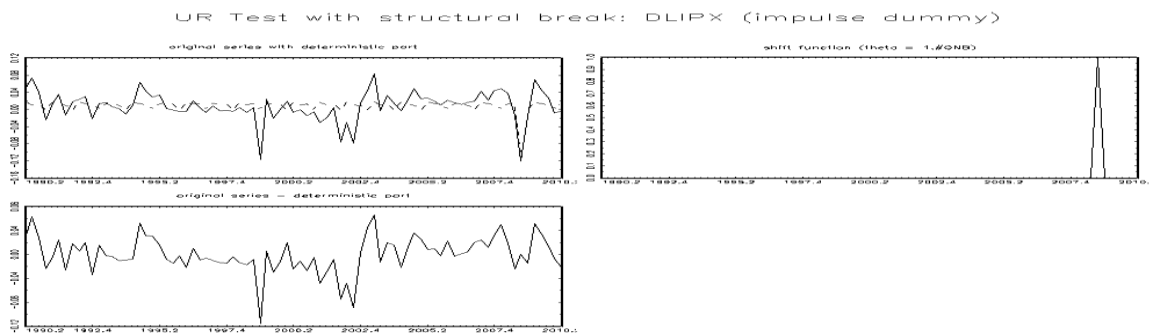
Test UR para la E_t con quiebre en 2008q4



Test UR para la $(y-y^*)$ con quiebre en 1996q3



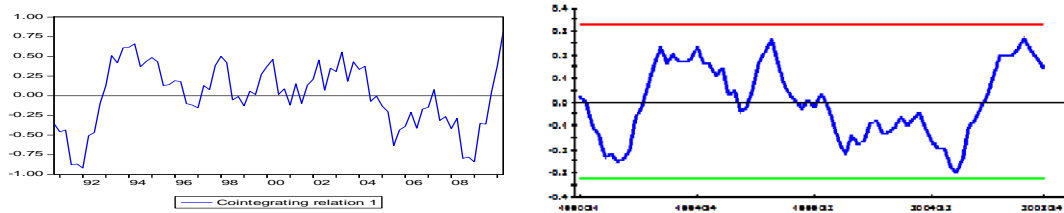
Test UR para la π^{ext} con quiebre en 2008q4



Elaboración propia de los autores

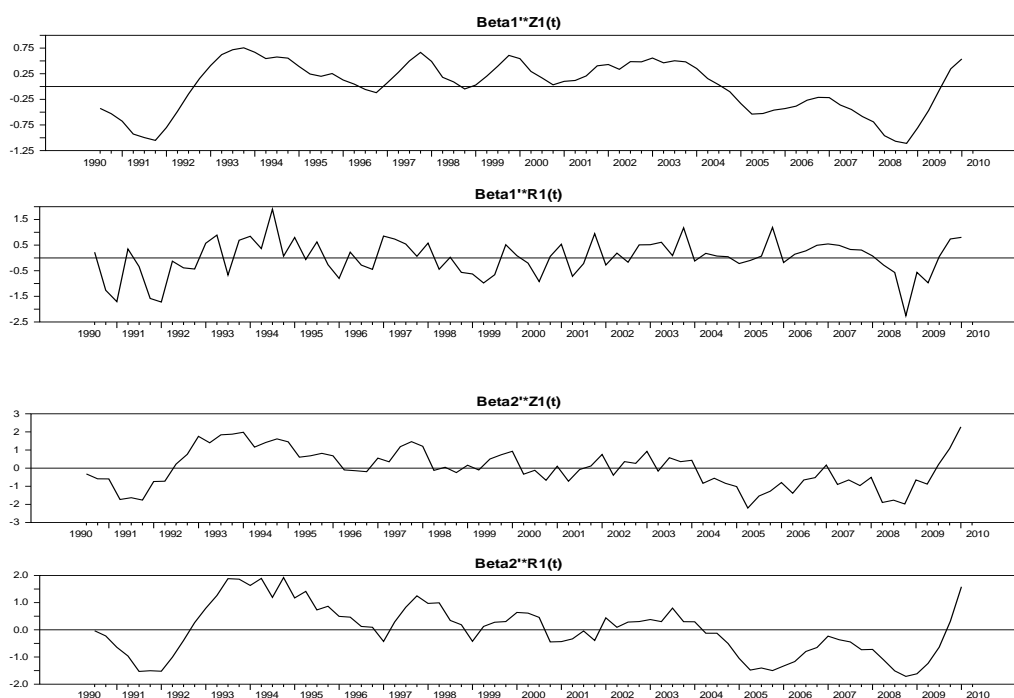
Anexo Nro. 2

Relaciones de largo plazo del mercado monetario (Johansen y E&G)



-Se puede advertir que existe un proceso de reversión a la media, por la tanto existe cointegración en el mercado monetario

Relación de Cointegración de Johansen

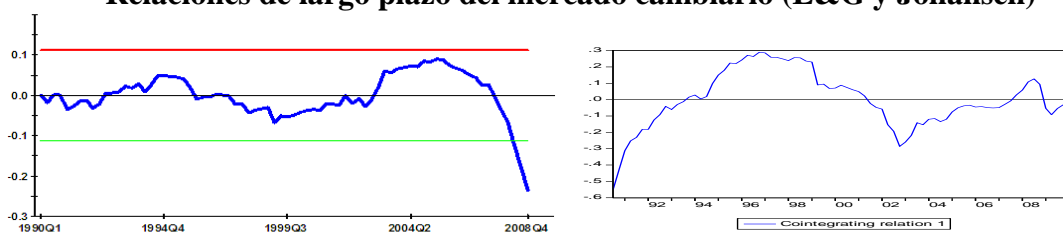


Elaboración propia de los autores

Se observa el modelo completo $-Z(t)-$ y modelo concentrado $-R(t)-$. Para las dos primeras relaciones de cointegración, se puede advertir primordialmente con el modelo concentrado que existe un proceso de reversión a la media de la combinación lineal de las variables rápido, ante los diferentes shocks, en otras palabras los diferentes shocks no han tenido efectos permanentes o de largo plazo, por ello mismo $r = 1$ en el mercado monetario.

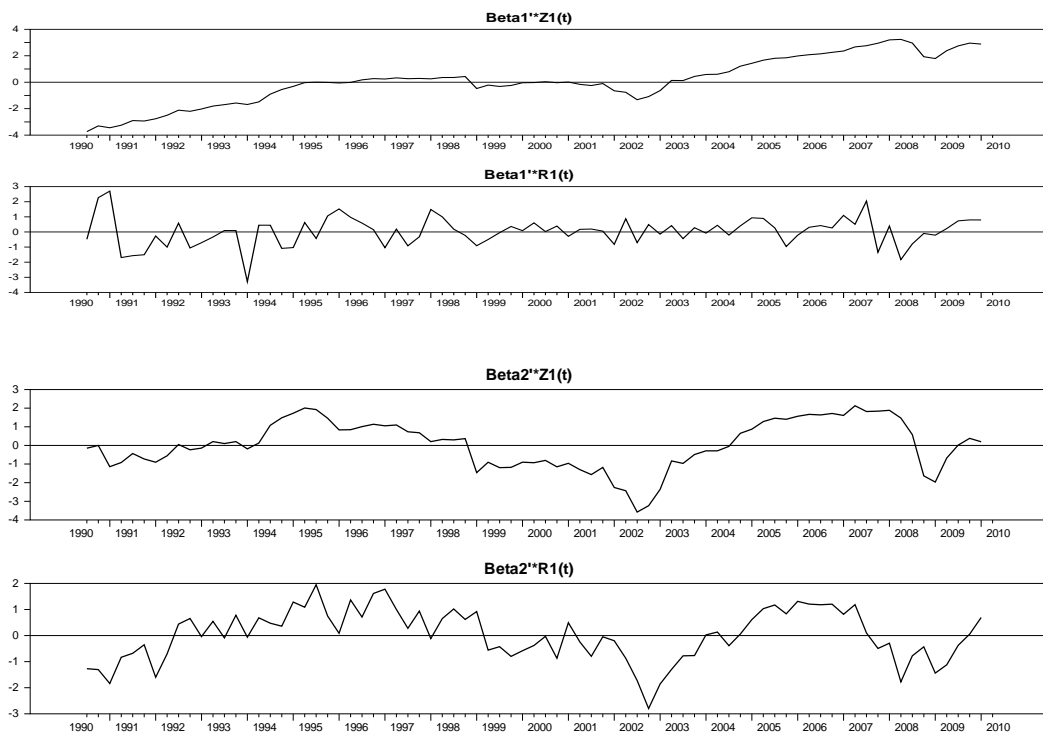
Anexo Nro 3

Relaciones de largo plazo del mercado cambiario (E&G y Johansen)



-Se puede advertir que existe un proceso de reversión a la media, por la tanto existe cointegración en el mercado cambiario

Relación de Cointegración de Johansen



Elaboración propia de los autores

Se observa que con el modelo concentrado $-R(t)-$ de la primera relación de cointegración, $r = 1$ en el mercado cambiario.