

**DINAMICA INFLACIONARIA Y EL EFECTO PASS-THROUGH
EN BOLIVIA 1990 – 2010. UN ENFOQUE DE SVAR
COINTEGRADO**

Benigno Caballero Claure

Universidad Técnica de Oruro

Y

Rolando Caballero Martínez

Universidad Nacional Autónoma de México

Noviembre del 2011

Resumen: En este trabajo se estiman las fuentes de la inflación y el traspaso cambiario en Bolivia para el periodo 1990-2010. El enfoque es ecléctico y se considera que existen varias fuentes posibles de la inflación. 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

Correos electrónicos de los autores: b_caballero_c@hotmail.com ;
rolocaballero@hotmail.com y roland.caballerom@comunidad.unam.mx

1. INTRODUCCIÓN

En cualquier economía, el estudio de la inflación siempre será un tema apasionante con un gran número de líneas de investigación. Por ejemplo, se puede responder de manera cuantitativa algunas de las siguientes preguntas: ¿cuáles son las principales fuentes de este fenómeno?, ¿las conclusiones de la teoría económica de la inflación están fundamentadas por la evidencia empírica?. En definitiva, las causas de estudiarla pueden ser diversas, pero en cualquier caso, el objetivo es intentar encontrar una respuesta clara, que deje poco margen a las dudas.

En consecuencia, el interés principal de esta investigación es encontrar resultados reveladores relevantes sobre la naturaleza de la inflación en Bolivia. Para ello se investigan los determinantes de la inflación y el traspaso de las mismas entre 1990q1 y 2010q2¹, haciendo hincapié en el traspaso del tipo de cambio a los precios domésticos. Ello se debe en parte a la devaluación cambiaria que han vivido la mayor parte de países latinoamericanos en décadas pasadas, del cual Bolivia no ha estado exento. 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 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 graficas 1 y 2.

El enfoque utilizado para analizar la dinámica inflacionaria en Bolivia y su respectivo traspaso es multicausal. Es decir dada la realidad boliviana y la información valiosa de investigaciones previas, 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

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

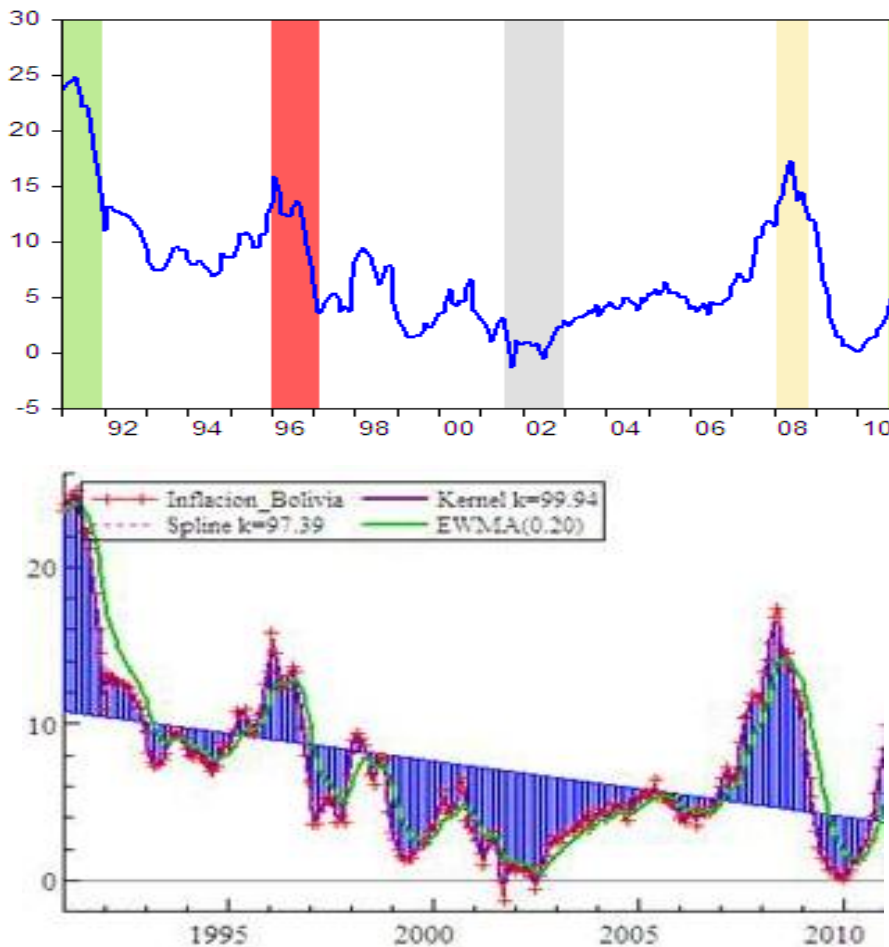
² Barro (1997) estudia el efecto negativo de la inflación sobre el crecimiento económico de los países. Martínez (2002) estudia las consecuencias negativas de la inflación sobre la distribución del ingreso en un amplio conjunto de países. Romer y Romer (1998) se focalizan al efecto de la inflación sobre 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.

varios modelos econométricos, entre ellos el modelo de corrección de errores y el SVAR.

Las estimaciones de los modelos sugieren que, efectivamente, dichos factores tienen un impacto significativo en distinto grado en la inflación en Bolivia. Sin embargo, los impactos de la brecha del producto, inflación inercial y el traspaso cambiario han sido más relevantes que el efecto del exceso de dinero en la inflación.

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 discute los hallazgos sobre el tema. La siguiente sección muestra los resultados de las estimaciones del modelo de corrección de errores y el SVAR. Finalmente, en la quinta sección se muestran las conclusiones de nuestros resultados.

Grafico 1 y 2 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. Su análisis se lleva a cabo por medio de un proceso bietápico, donde primeramente estimó relaciones de largo plazo en cada mercado bajo un esquema de cointegración y en la segunda etapa, haciendo uso del Teorema de Representación de Granger, construye un modelo econométrico que incorpora las desviaciones del estado estacionario de los mercados laboral, monetario, cambiario y de bienes como determinantes de la inflación danesa. Cabe destacar que esta metodología es muy interesante, ya que en lugar de utilizar variables de manera directa para explicar un fenómeno económico, utiliza los residuos de las relaciones de largo plazo.

En consecuencia la metodología econométrica de Juselius (1992), ha sido utilizada satisfactoriamente por otros autores, que han aplicado este enfoque para modelar el comportamiento de la inflación en diferentes economías. 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 Razo-Esquivel para el caso de México (2003).

En esa línea, el presente trabajo de investigación se circunscribe inicialmente a la metodología de Juselius (1992), 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-Luthkepohl 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 y observar impactos de largo plazo y relaciones dinámicas de las variables (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: $\forall t = 1, \dots, T$ $y \xi_t \approx \text{NIID}(0, \Sigma)$

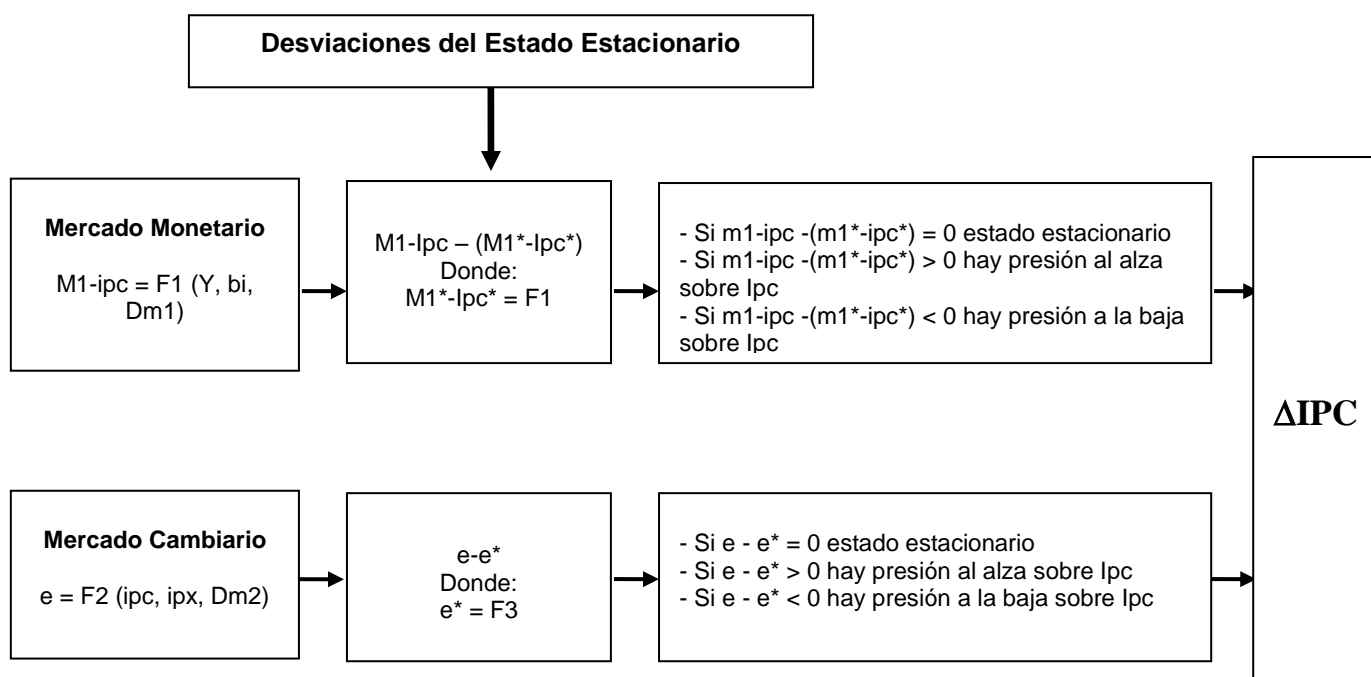
Donde TCMM y TCMC son los términos de corrección de errores que surgen de las relaciones de largo plazo de los mercados monetario y cambiario, $\Delta^1 \text{IPC}$ es la inflación trimestral de los precios consumidor de Bolivia, \mathbf{X}_t es un vector de variables estocásticas que son a lo más $I(1)$, 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 Razo y Esquivel (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.

³ Véase (anexo 3 y anexo 4)

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)⁴.

Cuadro 1

Canales de Trasmisión de Presiones Inflacionarios 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
 e^* : tipo de cambio nominal de largo plazo

Fuente: Razo y Esquivel (2003)

3. REVISION DE LA LITERATURA EMPIRICA SOBRE LOS DETERMINANTES DE LA INFLACIÓN Y EL TRASPASO CAMBIARIO EN BOLIVIA

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

La literatura empírica sobre los factores que subyacen a la determinación de la inflación y el traspaso cambiario en Bolivia es variada, por ejemplo un trabajo es el de Laguna (1997) que estudia la dinámica de la emisión y los precios, asumiendo que estas variables guardan una relación de largo plazo. Sus resultados permiten aceptar la hipótesis de causalidad de la emisión a la inflación. En las estimaciones de un vector autorregresivo de la inflación y el crecimiento de la emisión, señala que la emisión explica más del 70% de la variabilidad de la inflación. Sin embargo estos resultados se modifican cuando se introduce la depreciación del tipo de cambio.

Orellana y Requena (1999) a fin de establecer los determinantes de la inflación. Utilizan modelos UVAR, donde suponen que el nivel de precios depende de: un agregado monetario, de variables relacionadas con la transmisión de la inflación importada, de la tasa de depreciación cambiaria y de cambios en precios claves.

Cupé (2002) analiza el traspaso con un modelo desagregado del IPC, con la finalidad de analizar el efecto en cada uno de los componentes principales del índice para los años 1999, 2000, 2001 y 2002. Dentro sus conclusiones, se destaca que el coeficiente del traspaso cambiario sería de 0,24 si los precios de los hidrocarburos permanecen constantes.

Escobar y Mendieta (2004) modelan las principales variables macroeconómicas, en especial aquellas que determinan la inflación. Sus resultados muestran que el banco central puede influir en la trayectoria de los precios a través del tipo de cambio nominal (política cambiaria) y de la regulación de los agregados monetarios, en especial la emisión (política monetaria). Dado el carácter de economía dolarizada, el rol del tipo de cambio nominal es importante en la determinación de los precios internos. No obstante, ellos afirman que la inflación en Bolivia también depende de otros factores como son el comportamiento de los precios administrados de hidrocarburos, las presiones de gasto fiscal y la evolución de los precios externos (inflación externa). Dentro de sus principales conclusiones, se destaca que el coeficiente traspaso cambiario sería de 0,25 en el corto plazo, mientras que en el largo plazo, el coeficiente todavía permanece alto en torno a 0.65.

Por último Méndez y Evia (2008), a través de estimaciones de distintos modelos de regresión, demuestra que la mayor oferta de dinero explica parte de la inflación en Bolivia, pero queda una parte importante de la inflación que no puede ser atribuida a esta variable según los autores. Ajustando un modelo neo-keynesiano, la brecha del producto (exceso de demanda del sector público) contribuye a explicar la inflación en los años más recientes. Otras variables que resultan estadísticamente significativas para explicar la inflación son el tipo de cambio (en una formulación cuadrática), y la inflación internacional.

La evidencia nacional revisada en Bolivia, nos otorga un común denominador, que los factores que se manejan como determinantes de la inflación son los factores monetarios, inercia inflacionaria y el tipo de cambio, pero por razones de coyuntura económica actual han evolucionado otras variables que explican la reciente inflación en Bolivia como: el comportamiento de los precios administrados de hidrocarburos, las presiones de gasto fiscal, los excesos de demanda y la evolución de los precios externos

4. RESULTADOS EMPIRICOS

4.1 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 $W1$ es el conjunto de información integrado por las

⁵ Véase (anexo 3 y anexo 4)

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

desviaciones del estado estacionario del mercado monetario y cambiario⁷ y W2 es el conjunto formado por otras variables estacionarias en primeras diferencias que tienen efectos de corto plazo sobre la inflación trimestral. Por lo tanto W1 y W2 se pueden escribir de la siguiente forma:

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 = [$\pi(-1)$, 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.

El siguiente paso consistió en estimar el modelo corrector del error (MCE) con las variables estacionarias contenidas en W2 rezagadas hasta cuatro periodos. El tercer paso consistió en la eliminación de las variables que no fueron significativas a un 5% de nivel de significancia. Este procedimiento se realizó en forma recursiva, hasta que cada una de las variables del modelo fuera estadísticamente distinta de cero al 5% de nivel de significancia. En relación a los signos de los parámetros se espera que los términos de corrección del error de los mercados monetario y cambiario sean positivos⁸. La estimación del modelo se presenta en el cuadro 2.

⁷ W1 estaría formado por los residuos de las relaciones de largo plazo de los mercados monetario y cambiario en el caso de encontrar tendencias estocásticas comunes en ambos mercados por separado, véase Anexo nro. 3 y 4

⁸ Según Razo y Esquivel (2003) El signo esperado para los coeficientes de ajuste es negativo siempre y cuando la variable independiente del MEC sea la misma sobre la cual se normaliza el vector de cointegración o presente el mismo signo que la variable sobre la cual se lleva a cabo la normalización.

Como ejemplo, en el caso del mercado monetario el vector de cointegración final fue normalizado con respecto a los saldos monetarios reales (los precios consumidor presentaron un coeficiente muy cercano a menos uno por lo cual la regresión de cointegración se realizó en términos reales). La regresión de largo plazo que se estimó fue la siguiente:

$$m1t - ipct = b0 + b1 pibt + b3 It + b4 Dm + et$$

Si $m1t - ipct > b0 + b1 pibt + b3 It + b4 Dm$ el valor de corto plazo de la demanda de dinero es mayor a su valor de largo plazo. Para regresar al estado estacionario, entonces los saldos monetarios nominales deben disminuir o los precios consumidor deben de aumentar. Como el MCE presentado en este trabajo ostenta a los precios consumidor como la variable independiente entonces para reestablecer el equilibrio de largo plazo se presentará cierta presión al alza sobre los precios consumidor. Al aumentar los precios consumidor los saldos monetarios regresarán a su nivel de largo plazo y se reestablecerá el estado estacionario.

Modelo de Corrector de Error para la Inflación en Bolivia
Cuadro 2

Variable dependiente: (tasa de inflación) π_t					
Engle-Granger			Johansen (4)		
	PERIODO	1990-2010		PERIODO	2000-2010
Variable	Coeficiente	Probabilidad	Variable	Coeficiente	Estadístico T
C	0.006	0.0091	C	0.0207	6.73
$\pi_{t(-1)}$	0.402	0.0000	$\pi_{t(-1)}$	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	$\pi^{ext}_{(-1)}$	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	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

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 estimado para los determinantes de la inflación en Bolivia, cumple con todas las pruebas de diagnostico y ello implica que se obtienen estimadores MELI y eficientes, además de residuos esféricos y de ruido blanco⁹. Sin embargo el contraste de razón de verosimilitudes de Quandt-Andrews para cambio estructural en un punto desconocido, nos afirmaría que el modelo de corrección del error adolece de un quiebre estructural *exógeno* en el primer trimestre del 2007, que podría deberse a dos factores: la primera relacionada con la escalada inflacionaria a partir del 2007 en buena parte de los países latinoamericanos y segundo por las crisis sub-prime de USA que se

⁹ Véase Anexo Nro. 5 ; Cabe hacer notar que el vector de corrección del error correspondiente al modelo de Johansen, corresponde a la opción numero cuatro: intercepto y tendencia en el corrector de error, sin tendencia en el Var

inicia en 2007 que termino afectando en distinto grado a las economías que dependen de ella (hipótesis del decoupling).

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, termino de corrección de error monetario y la inflación externa en el modelo 4 de Johansen.

Con respecto al termino 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 (Razo y Esquivel, 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 (sobreevaluado) en relación al dólar. Dicha subvaluación (sobreevaluación) 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 (Razo y Esquivel, 2003). Aunque hay que reconocer que este resultado es discutible, en virtud de que la 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 *pass through cambiario* ($e_{E\&G,t-1}=0.269$ y $e_{J,t-1}=0.3803$). 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 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 ($\pi_{E\&G}^{ext}=0.081$ y $\pi_{J,t-1}^{ext}=0.017$), 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, además que la inercia inflacionaria resulta significativa al 99% y ello sería una muestra de que las expectativas de inflación de los agentes económicos en Bolivia es aún grande y por lo mismo, que los consumidores bolivianos todavía no adaptan sus hábitos de consumo ante un aumento en la inflación (Méndez y Evia, 2008). Ello podría deberse al proceso de hiperinflación que vivió Bolivia en la década de los 80, que dejó secuelas psicológicas en los agentes económicos.

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 trimestral¹⁰. El signo positivo de nuestro resultado confirma que con ciclos expansivos los productores tienen una mayor facilidad de traspasar los costos crecientes a los consumidores, ya que en este caso la pérdida de participación en el mercado por la sustitución de bienes que se presenta cuando el precio de los bienes se incrementa es menor a la que usualmente se observa en épocas de recesión (Borenzstein y De Gregorio, 1999 y Kamin, 1998). Por lo tanto en una demanda en expansión, el traspaso a los precios sería más fácil, cabe recalcar que este resultado es mayor al estimado por Evia y Mendez (2008) que es de 0.079.

La apertura de la economía [AP (+/-)] puede tener dos efectos contrarios y el signo esperado va a depender de cual de ellos sea el dominante. Entre más abierta sea una economía mayor se espera que sea el impacto del tipo de cambio sobre los precios internos. Por lo tanto, en este caso se tendría una relación positiva. Sin embargo, conforme se aumenta el proceso de apertura es posible que sectores económicos

¹⁰ 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

importantes se vean expuestos a grados mayores de competencia. Por ello, a fin de no perder participación en el mercado prefieren absorber este aumento de los costos mediante reducción de su margen de ganancia. Esto puede provocar una disminución en el crecimiento de los precios. En el modelo E&G el coeficiente de AP es (-) y no significativo, mientras que en el modelo de Johansen el coeficiente es (+) y significativo.

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.

4.2 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 grafica de la traza 3 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

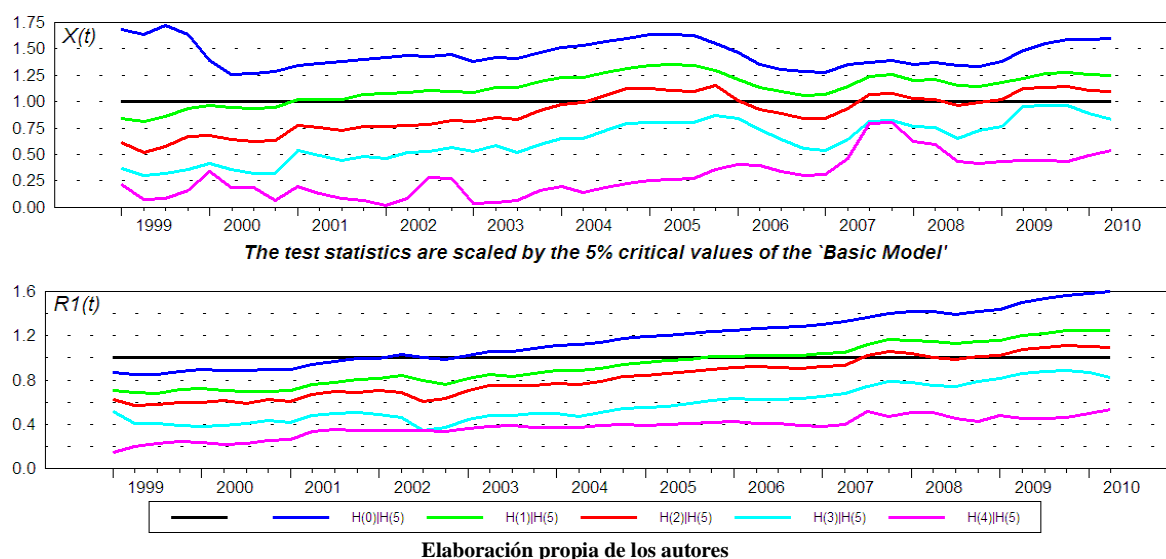
Nota: Para la prueba de Breitung se simulo el valor p-value por Montecarlo con 10000 repeticiones

(*) 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

Grafico 3 Estadístico de la Traza



Para brindar mayor referencia nos basamos en la grafica 3 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 plazo¹¹. 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 domestica. Por lo tanto, la relación de cointegración (o de largo plazo), es la siguiente¹²:

Vector de Cointegración Normalizado

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

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

¹¹ 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.

¹² Donde: $(y-y^*)_{t-1}$: brecha del producto, e_{t-1} : traspaso cambiario, π_{t-1} : Inflación nacional, π_{t-1}^{ext} : Inflación externa

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

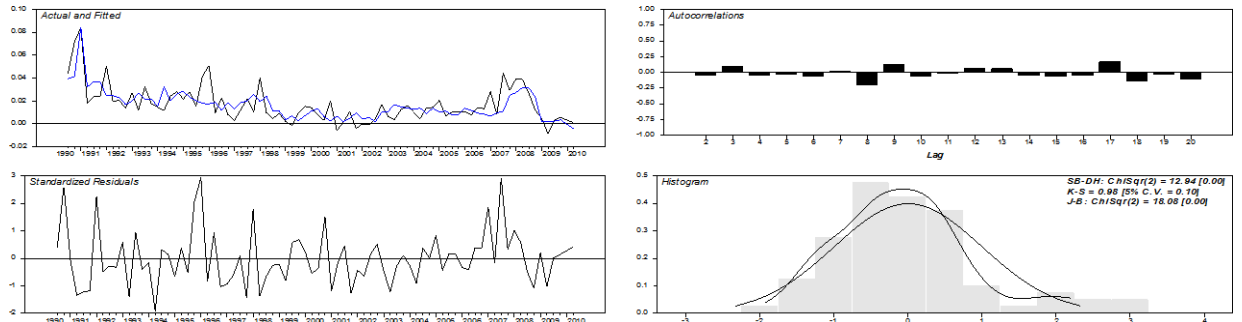
Por otro lado en la ecuación seis nos indica que la elasticidad de largo plazo del traspaso cambiario ($e_{t-1}=0.620$) permanece aún alto y es significativo, cuya cifra es ligeramente menor al obtenido por Mendieta y Escobar (2004) de 0.65 en el largo plazo. En cuanto a la brecha del producto ($y-y^*=0.795$) en el largo plazo resulta ser ligeramente no significativo, pero su signo nos diría que con ciclos expansivos los productores tienen mayor facilidad de traspasar los costos crecientes a los consumidores. 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 último la apertura comercial ($aper_{t-1}$) muestra un coeficiente de -0.273 , en donde su signo podría indicar que los bienes transables se ven afectados por una mayor competencia externa, un incentivo en los empresarios a no ajustar los precios a fin de evitar perder participación dentro del mercado, dificultando así la transmisión de los aumentos en los costos. Esto puede provocar una disminución en los precios que conllevaría a que la apertura tuviera un efecto negativo sobre la inflación.

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 válidas a partir de la ecuación de la inflación.

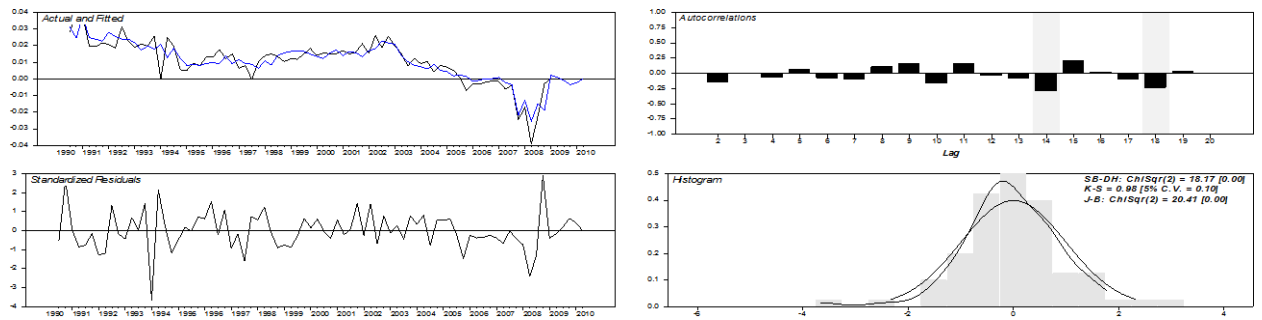
Gráficos de los residuos para cada VECM: observadas y ajustadas (arriba y a la izquierda), residuos estandarizados (abajo a la derecha), auto correlación (arriba a la derecha), histograma (abajo a la derecha)

Grafica 4

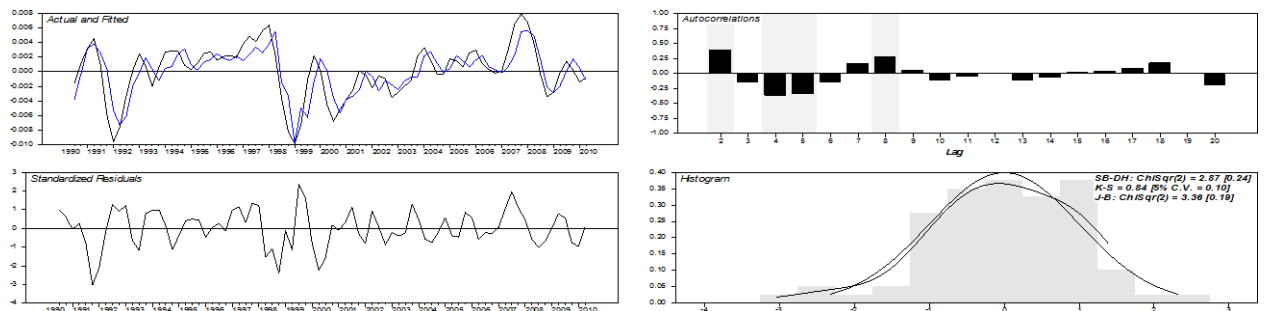
DLIPC



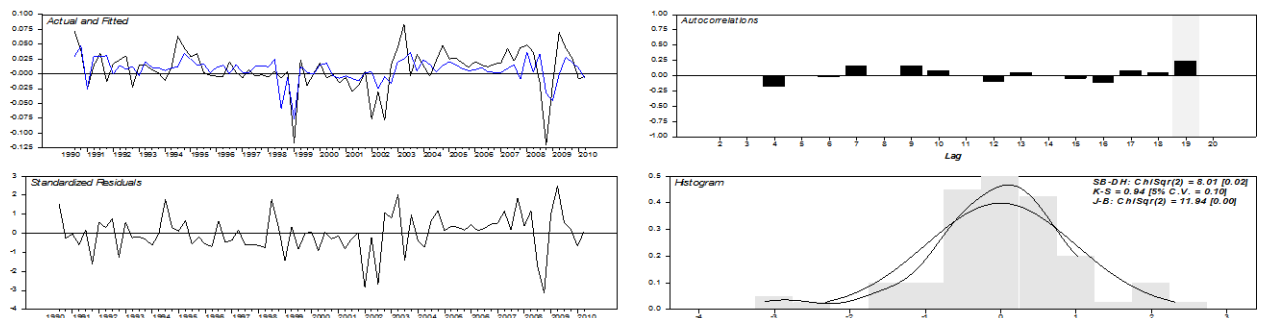
DLTCNV

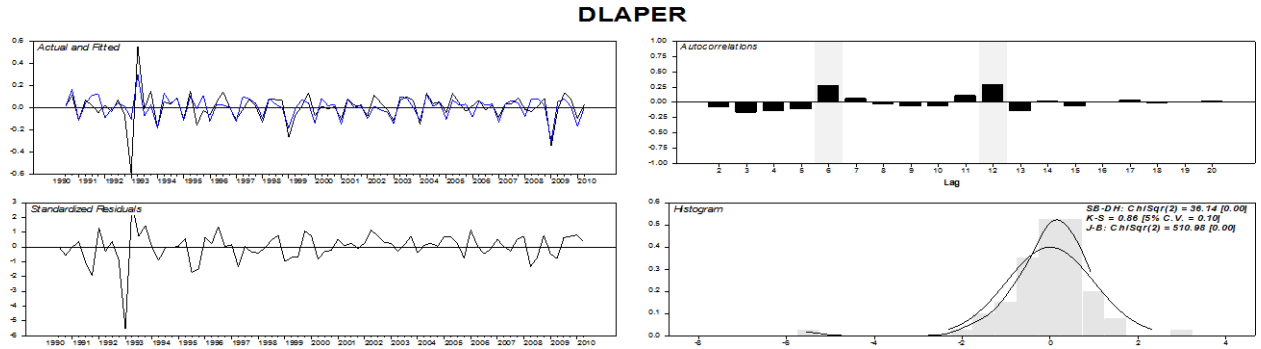


DGAP_PIB



DLIPX





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, más detalles de las pruebas de diagnostico del vector de cointegración se muestran en el anexo nro. 6.

4.3 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), 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:

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

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 (6).

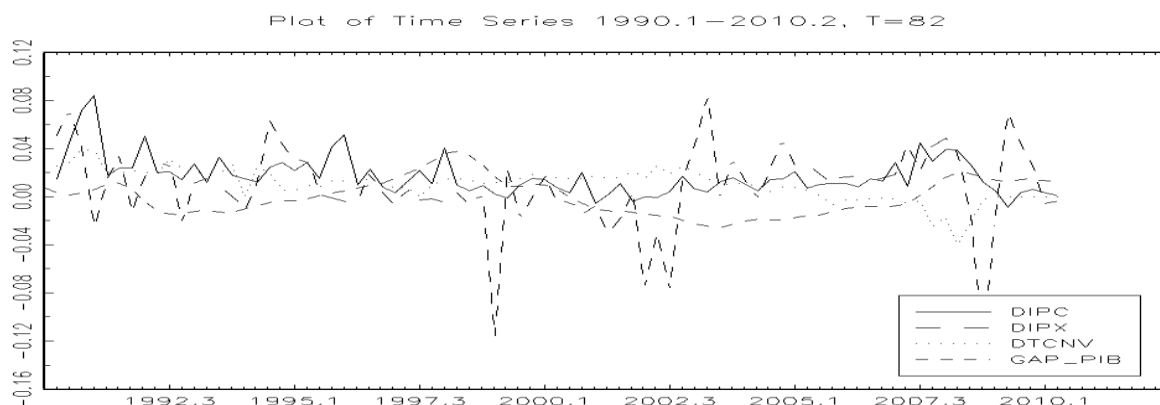
La determinación del orden razonable de las variables endógenas es particularmente importante para identificar choques estructurales. La inflación externa se ordena primero debido a que los residuales de la forma reducida de la inflación externa es probable que sean menos afectados por algunos otros choques excepto por los mismos choques de la inflación externa (Ito et al, 2005), 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, las estimaciones del VAR irrestricto se encuentra en el anexo nro 7.

También se utilizo pruebas de estabilidad de cusum, cusum al cuadrado, residuales recursivos, coeficientes recursivos y de chow para verificar la estabilidad de los parámetros, que se muestran con detalle en el anexo nro 6, además resaltar que se focalizo 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.

4.3.1 RESULTADOS Y CONCLUSIONES DEL VAR ESTRUCTURAL (SVAR)

Grafica 5



Elaboración propia de los autores

En la grafica 5 se muestra el comportamiento de cada una de las variables utilizadas en el estudio¹³. 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. Es decir, es una técnica que da cuenta de la importancia relativa de cada choque aleatorio en las variables endógenas del VAR en diferentes tiempos. Por ultimo se focalizara la atención en la descomposición de la varianza para los precios domésticos.

¹³ 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.

DESCOMPOSICION DE LA VARIANZA PARA LA INFLACION EN BOLIVIA

(Cuadro 5)

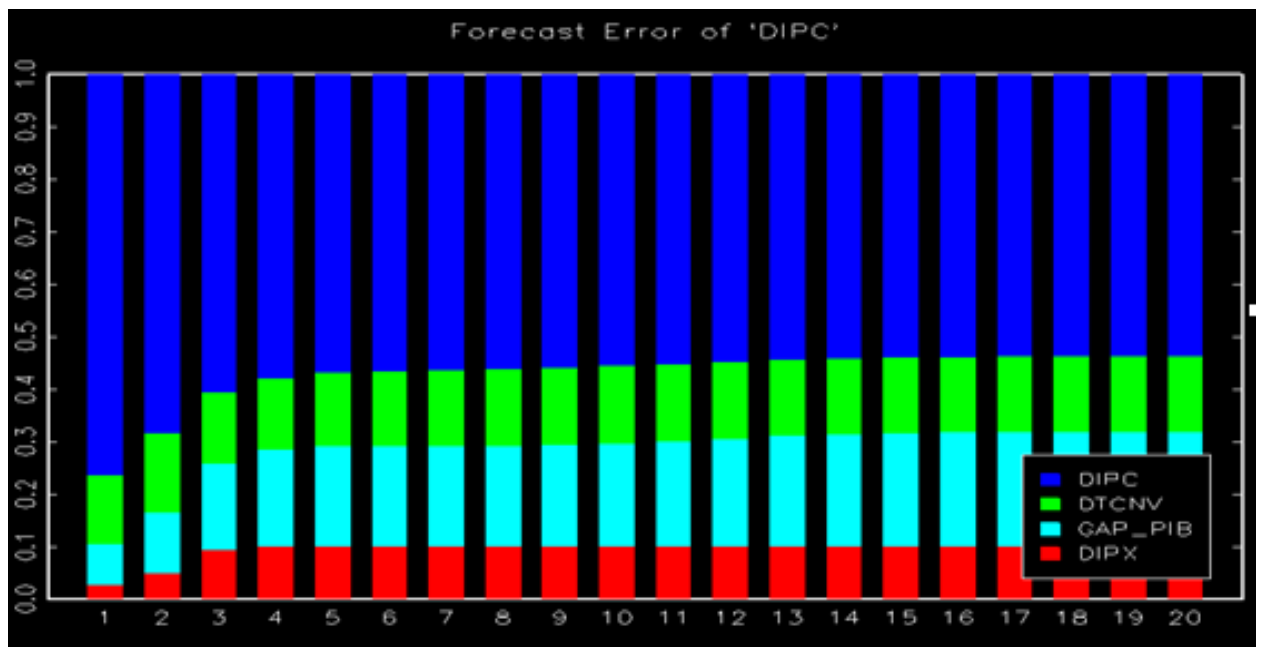
Horizonte	π^{ext}	$y-y^*$	e_t	π_t
1	0.02	0.08	0.12	0.78
2	0.05	0.12	0.14	0.69
3	0.09	0.16	0.13	0.62
4	0.10	0.18	0.13	0.59
5	0.10	0.19	0.13	0.58
6	0.10	0.19	0.14	0.57
7	0.10	0.20	0.14	0.56
8	0.10	0.22	0.15	0.53
9	0.10	0.22	0.16	0.52
10	0.11	0.21	0.19	0.49
15	0.11	0.21	0.19	0.49
20	0.11	0.21	0.19	0.49

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.

Grafica 6



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.

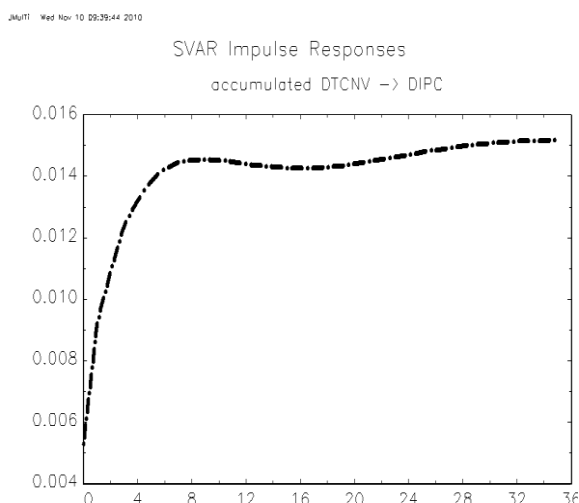
Podemos advertir que la varianza de la inflación " π_t ", esta explicada en el primer periodo por si misma en un 78% y según como pasa el tiempo el efecto se diluye, mientras que el tipo de cambio (traspaso cambiario) solo lo explica en un 12% en el primer trimestre y a partir del décimo periodo en alrededor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

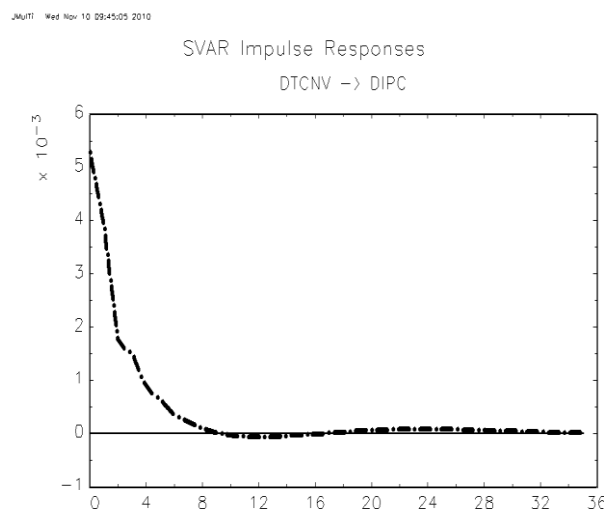
Por otro lado las gráficas 7 y 8 muestran la reacción acumulada y sin acumular de la inflación debido al impulso de un *shock* equivalente al valor de una desviación estándar en la tasa de depreciación. Con respecto a la reacción acumulada el impacto indica que el efecto traspaso del tipo de cambio sobre 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 afirmarían 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).

Grafica 7

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



Grafica 8



Elaboración propia de los autores

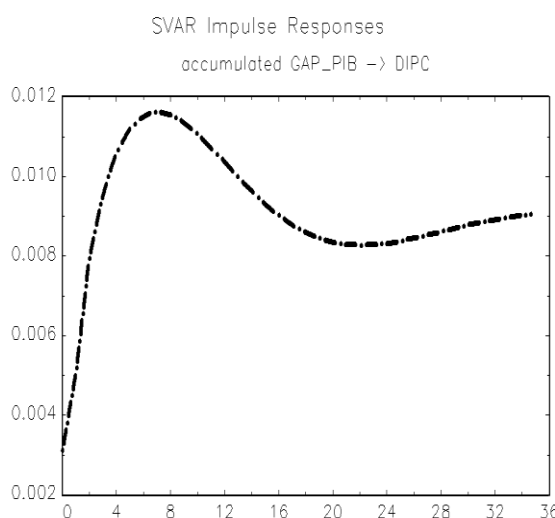
Por otro lado las Gráficas 9 y 10 muestran la reacción acumulada y sin acumular de la inflación debido al impulso de un *shock* equivalente al valor de una desviación estándar en la brecha del producto. El impacto indica que el efecto traspaso de la brecha del producto sobre los precios es significativo 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 pronóstico¹⁴. Ahora por otro lado también nos confirmaría que ante una demanda en expansión, como resultado de un incremento en la demanda de los productos en el mercado, los productores encuentran mayor facilidad para traspasar el incremento en sus costos a los precios finales y por lo mismo estimular la inflación (Borenzstein y De Gregorio, 1999 y Kamin, 1998). 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.

¹⁴ 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

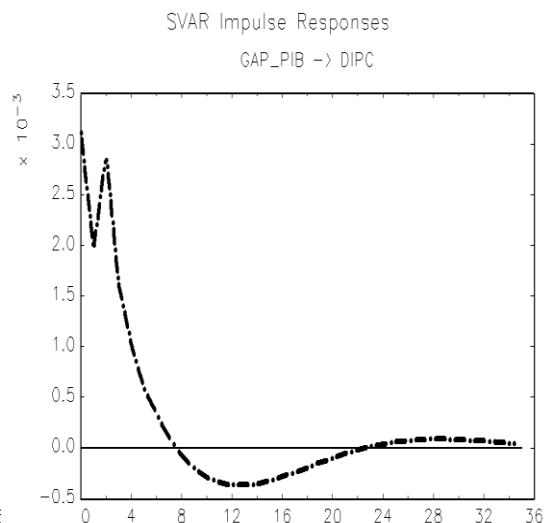
Grafica 9

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

JMUT1 Wed Nov 10 09:44:16 2010



JMUT1 Wed Nov 10 09:44:39 2010



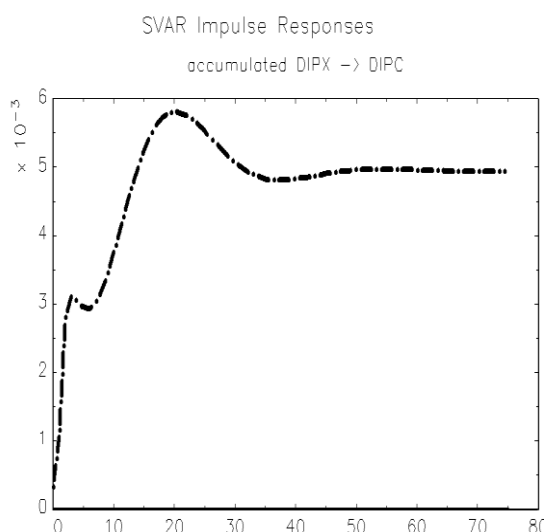
Elaboración propia de los autores

Por ultimo los Gráficos 11 y 12 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.

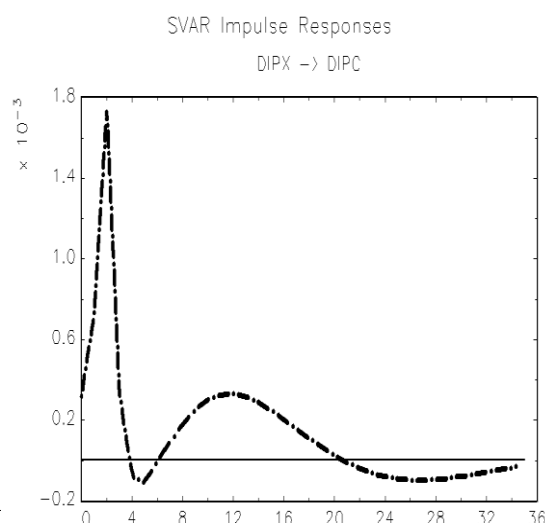
Grafica 11

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

JMUT1 Wed Nov 10 09:53:14 2010



JMUT1 Wed Nov 10 09:50:51 2010



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).

5. CONCLUSIONES GENERALES

El objetivo fundamental del presente trabajo ha sido el de identificar los factores que determinan la dinámica inflacionaria en Bolivia y el efecto traspaso de las mismas. Este hecho fue probado basándonos inicialmente en el enfoque de Juselius (1992), por lo tanto en esa línea se obtuvieron estimaciones de las relaciones de largo plazo en los mercados monetario y cambiario con la finalidad de analizar cómo las desviaciones del estado estacionario de cada uno de esos mercados afectan la dinámica inflacionaria en Bolivia. Las relaciones de largo plazo se estimaron mediante la aplicación de distintas técnicas de cointegración. Se encontró que la inflación en Bolivia puede ser representada inicialmente por un modelo de corrección del error basado en las desviaciones del estado estacionario para los mercados mencionados.

Por lo tanto una vez que se confirma que las desviaciones de cada uno de los mercados respecto de su nivel de largo plazo, tienen un proceso de reversión a su media, se utilizan los residuales de cada mercado para inferir el sentido de las presiones inflacionarias. En esa línea, se concluye 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, así como el papel preponderante que juega hasta nuestros días el tipo de cambio como instrumento para atenuar la inflación. Por otro lado el tener un coeficiente traspaso relativamente bajo en el corto plazo, podría deberse a tres factores: el primero relacionado con la depreciación débil de la moneda nacional entre 1990 y 2005 (Orellana y Requena, 1999 ; Cupé, 2002 y Escobar y Mendieta, 2004), segundo la apreciación persistente de la moneda nacional en los últimos cinco años y por ultimo la estabilidad de precios que ha registrado Bolivia en la presente década con relación a décadas pasadas (Taylor, 2000).

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.

6. BIBLIOGRAFIA

Banco Central de Bolivia (2009). “Reporte de Inflación”

Bhagwati, J. (1988). “The Pass-Through Puzzle: The Missing Prince from Hamlet”. mimeo, Columbia University.

Borensztein, E. and De Gregorio, J. (1999). “Devaluation and Inflation after Currency Crises”. mimeo. Universidad de Chile.

Caballero, B. (2002). “Manual de Econometría”.

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).

Comboni, J. (1994). "La Política Cambiaria de Bolivia en el Periodo agosto de 1985 – septiembre de 1994" *Monetaria* Vol. 18 No. 4.

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).

Devereux, M., Engel, C. and Tille, C. (1999). "Exchange rate Pass-Through and the Welfare effects of the Euro" *National Bureau of Economic Research*. WP 7382.

Dolado, J., Jenkinson, T. and Sosvilla-Rivero, S. (1990). "Cointegration and Unit Roots", *Journal of Economic Surveys*, No. 4: 249-73.

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).

Dornbusch, R. (1987). "Exchange Rates and Prices" *The American Economic Review* 77, 93-106.

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.

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.

Huarachi, G. y Gumiel, F. (1987). "Modelo Devaluación e Inflación: Caso Boliviano", Documento de Trabajo Estadístico de la Unidad de Análisis de Políticas Económicas (UDAPE).

Hylleberg, S., Engle, R. F., Granger, C. W.J. y Yoo, B.S. (1990). "Seasonal Integration and Co-Integration". *Journal of Econometrics*, 44, pp. 215-228.

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. (1988). "Statistical Analysis of Cointegration Vectors". *Journal of Economic Dynamics and Control* 12: 234-254.
- 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.
- León, J., Ana P. M. y Ramos, W. (2001). "El Pass Through del Tipo de Cambio: Un Análisis para la Economía Costarricense de 1991 al 2001". Documento de Investigación DIE-DM-11-2001-DI. Banco Central de Costa Rica.
- 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, Econometria 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.
- Razo, R. y Esquivel G. (2003). "Fuentes de Inflación en México. Un Análisis Multicausal de Corrección de Errores". El Colegio de México.
- Taylor, J. (2000). "Low Inflation, Pass-Through and the Pricing Power of Firms", *European Economic Review* Vol. 44: 1389-1408.

ANEXOS

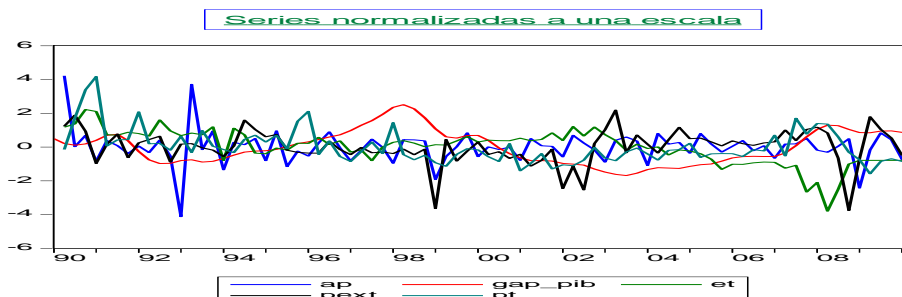
Anexo Nro 1

Definición de variables utilizadas

Variable	Fuente	Definición	Símbolo
Inflación nacional	BCB	Diferencia logarítmica trimestral Del IPC	π_t
Tasa de depreciación nominal	BCB	Diferencia logarítmica del tipo de cambio nominal de venta	e_t
Brecha del Producto	CEPAL	la brecha del producto [calculado con el filtro de Hodrick Prescott, (factor 10)] respecto del PIB desestacionalizado (con el método CENSUS X-12 ARIMA), sobre la base de información trimestral	$(Y - Y^*)$
Inflación externa	BCB	Diferencia logarítmica trimestral Del IPX	π^{ext}
Apertura Comercial	CEPAL	Relación entre el volumen de comercio exterior [exportaciones (X) e importaciones (M)] y la producción nominal (PIB): $(X+M)/PIB$	AP
Termino de corrección de error mercado monetario	BCB	Residuos de la relación de largo plazo del mercado monetario (Metodología Engle-Granger)	TCMM
Termino de corrección de error mercado cambiario	BCB	Residuos de la relación de largo plazo del mercado cambiario (Metodología Engle-Granger)	TCMC
Tipo de cambio nominal	BCB	Bs/1 \$us, cotización del tipo de cambio de venta	TC

Anexo Nro 2

Por otro lado a fin de establecer las propiedades de estacionariedad de la información, aplicamos distintas pruebas de raíz unitaria de: Dickey-Fuller aumentada (ADF), KPSS, Hegy¹⁵, UR con un quiebre endógeno.



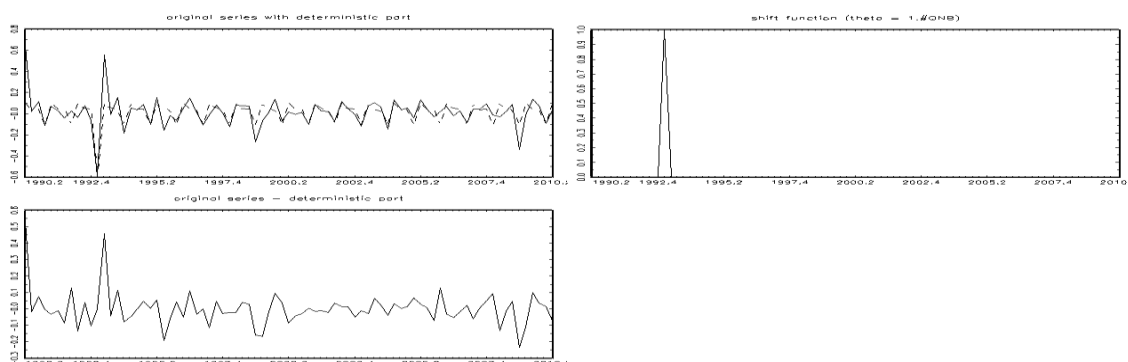
Pruebas de raíz unitaria en las variables de estudio

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

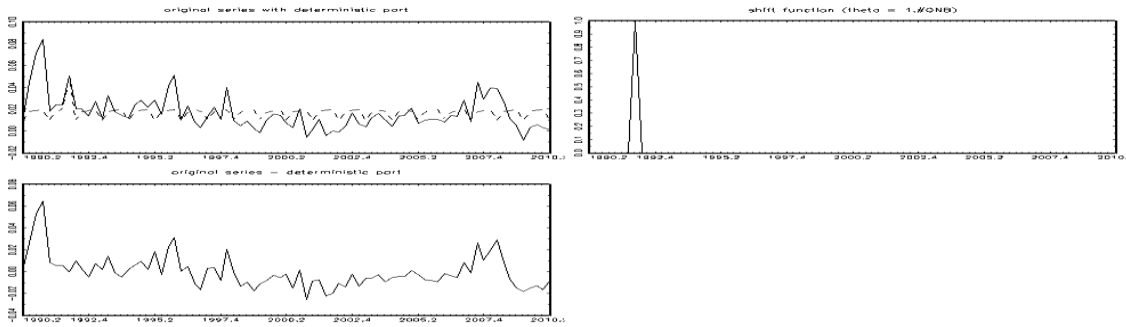
UR Test with structural break: Ap (impulse dummy)



¹⁵ El contraste que proponen Hylleberg et al. (1990) está basado en el hecho de que la tasa de crecimiento anual de cualquier serie trimestral se puede expresar según el polinomio: $(1 - L) = (1 - \alpha_1 L) (1 + \alpha_2 L) (1 - \alpha_3 iL) (1 + \alpha_4 iL)$ donde L es el operador de rezagos, donde $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ y α_4 son parámetros y su valor indica la existencia o no de raíces unitarias estacionales en las distintas frecuencias. Ver Hylleberg y Pagan (1999).

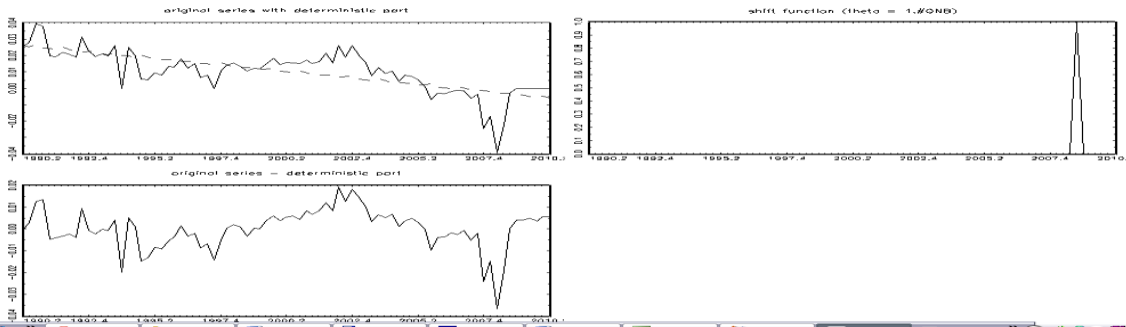
Test UR para la π_t con quiebre en 1992q1

UR Test with structural break: DLIPC (impulse dummy)



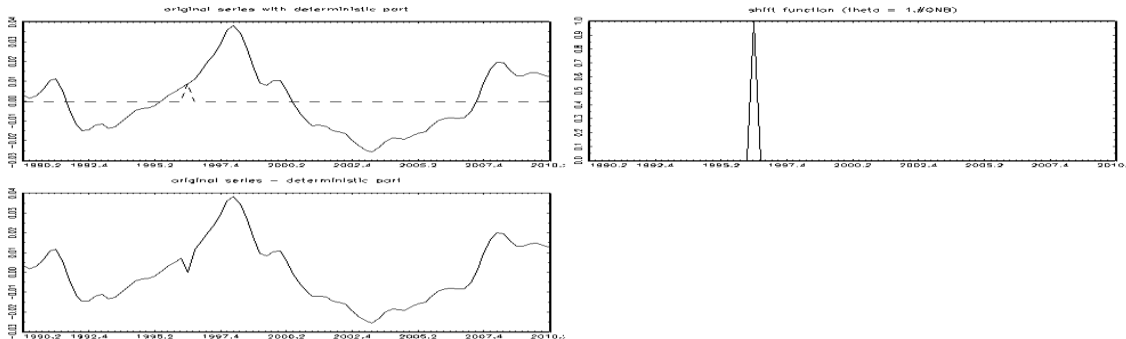
Test UR para la e_t con quiebre en 2008q4

UR Test with structural break: DLTCNV (impulse dummy)



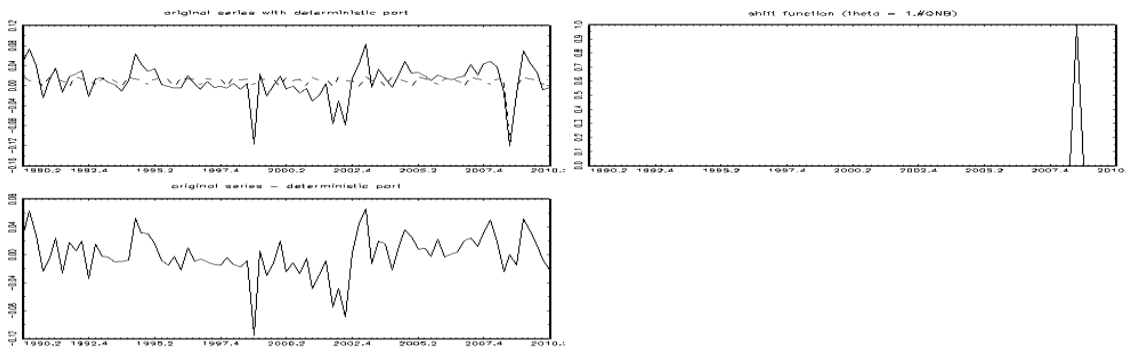
Test UR para la $(y-y^*)$ con quiebre en 1996q3

UR Test with structural break: GAP_PIB (impulse dummy)



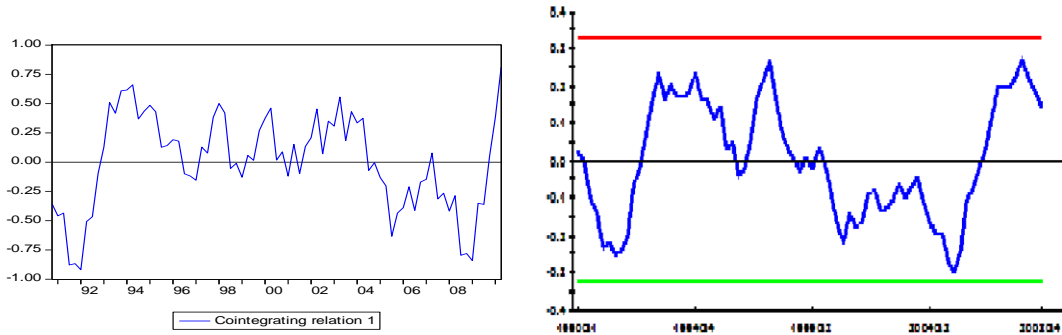
Test UR para la π^{ext} con quiebre en 2008q4

UR Test with structural break: DLIPX (impulse dummy)



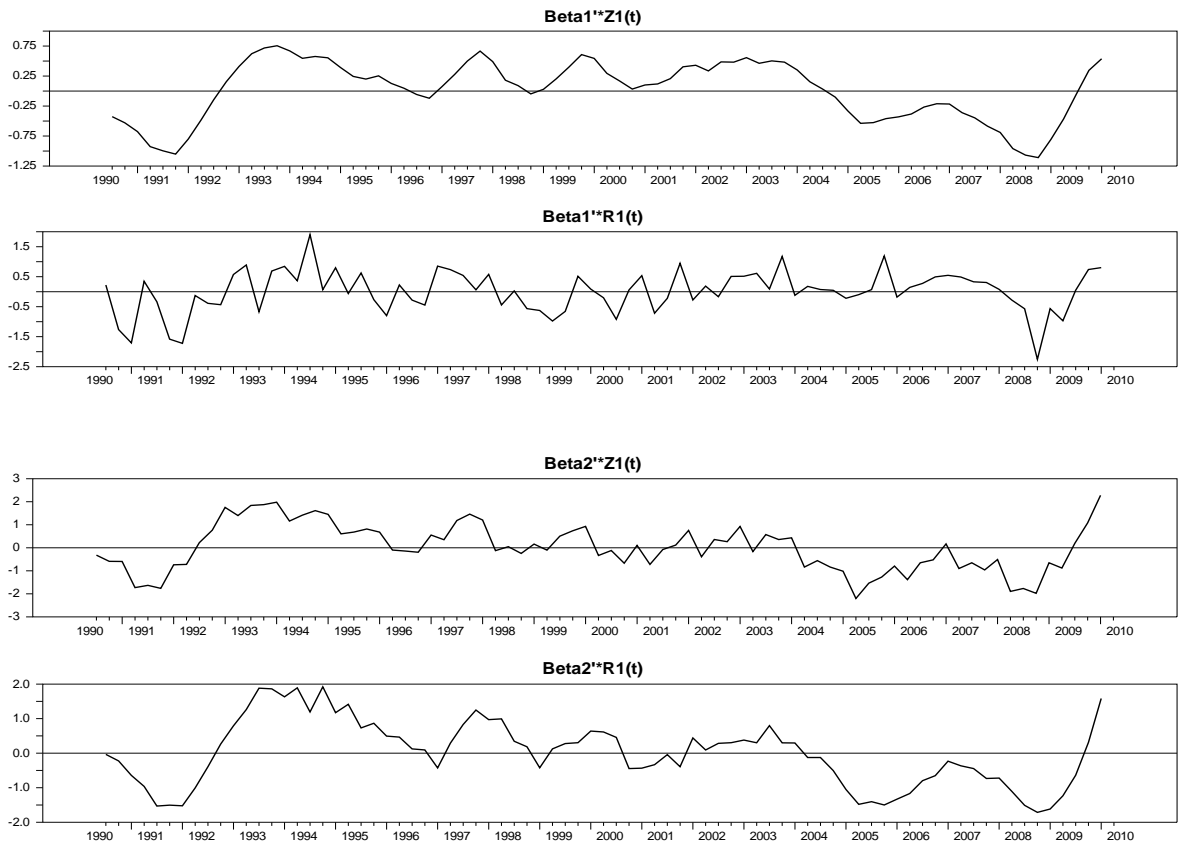
Anexo Nro 3

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



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

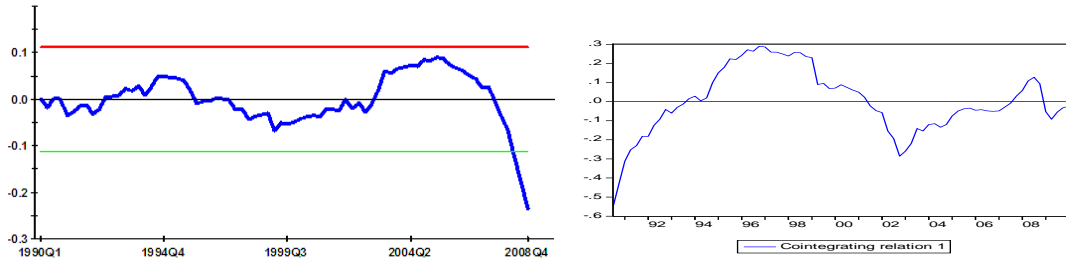
Relación de Cointegración de Johansen



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.

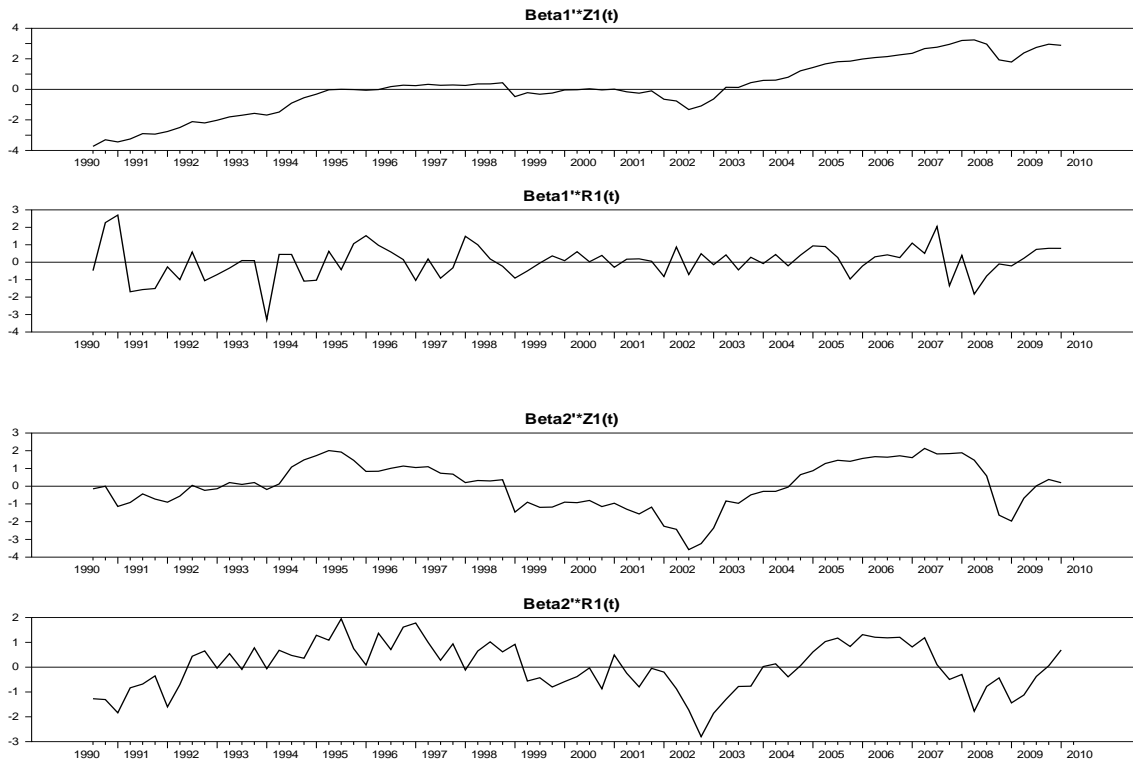
Anexo Nro 4

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



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

Anexo Nro 5

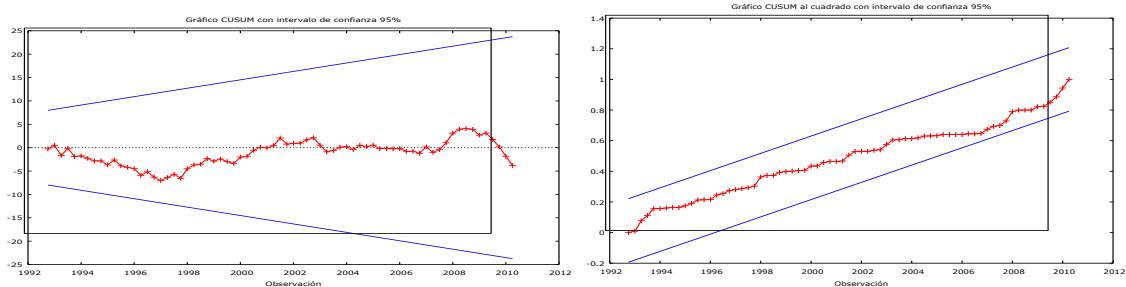
Pruebas de Diagnostico del Modelo de Corrección del Error para la inflación de Bolivia

SUPUESTO	ESTADISTICO	PROBABILIDAD	
Multicolinealidad	$e_t = 1.527$	<u>NOTA</u>	
- Factor de Inflación de la Varianza	TCMM(-1) = 1.09	Valores mayores que 10	PASA
	TCCM(-1) = 1.090	indican problema de	
	$\pi^{ext} = 1.207$	colinealidad	

	(Y-Y*) = 1.207 Determinante = 1.8769888		
Correlación Serial Estadístico Ljung Box	- Ljung Box = 0.5600	- Prob. Ljung=0.967	PASA
Estabilidad de Parámetros CUSUM -Estadístico Harvey Collier	- HC t(67) = -2.01028	- Prob. HC=0.08843	PASA
Efectos Arch de orden 2 - LM	- LM = 18.7376	- Prob. LM=0.2345	PASA
Normalidad - Jarque Bera - Chi cuadrado	- Jarque Bera = 1.21 Kurtosis = 2.38 Simetría = 0.052 -ChiCuadrado(2)=12.36	- Probabilidad JB=0.544 - Probabilidad Chi(2)=0.4532	PASA
Heterocedasticidad - White	- TR^2 = 45.6148	-Prob. LM=0.035	NO PASA
Estabilidad de Parámetros - Quandt y Andrews en un punto desconocido	- F(9, 62) = 3.23227	-Valor de tablas = 2.84 Quiebre exógeno en el primer trimestre del 2007	No PASA

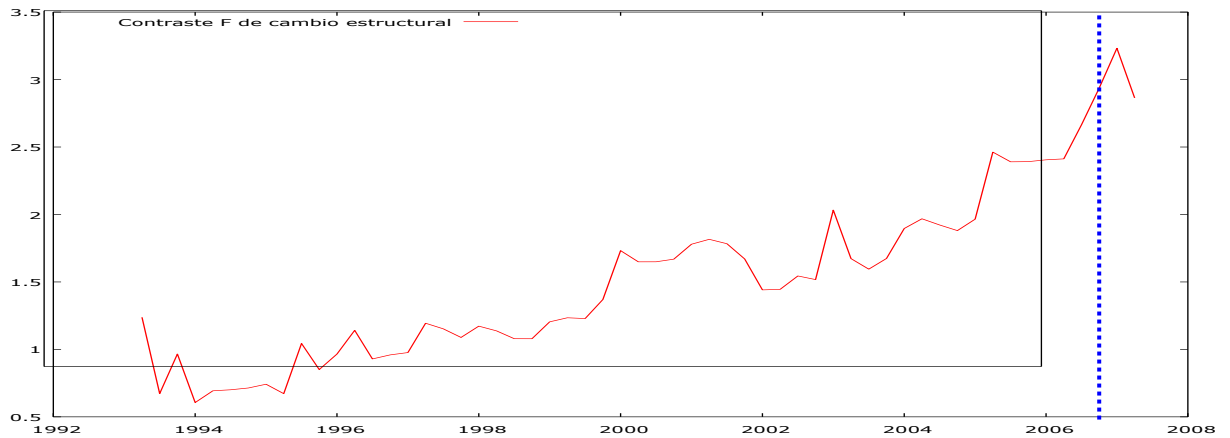
-Se puede advertir que se cumple con la mayoría de las pruebas de diagnóstico en el modelo de corrección del error

[(Estabilidad de parámetros (Cusum a la izquierda y Cusum al cuadrado a la derecha)]



-Se puede advertir que existe estabilidad estructural de los parámetros del modelo de corrector del error a través del tiempo

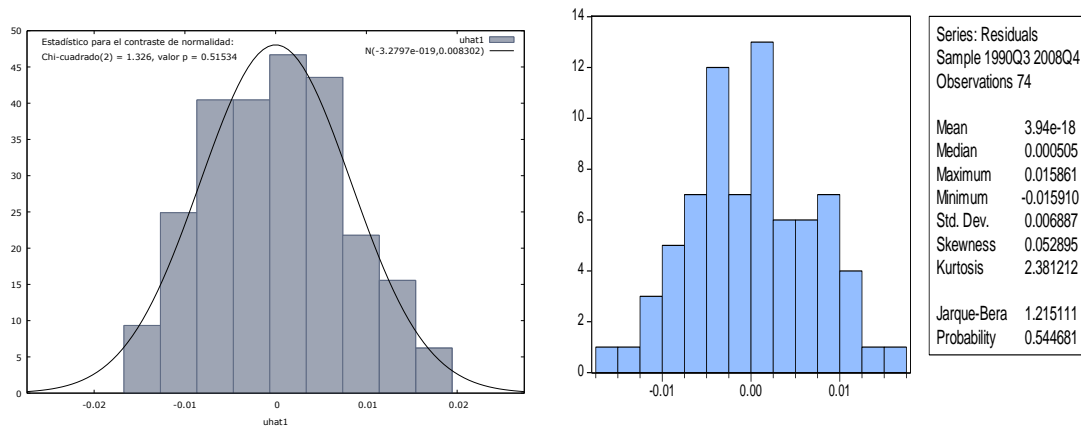
(Prueba de quiebre estructural en un punto desconocido de Quandt y Andrews para el Modelo de corrección del error]



-Este estadístico no sigue la distribución F estándar; los valores críticos provienen de Stock y Watson (2003)

-Además el estadístico de Quandt y Andrews sugiere que existe un cambio de régimen exógeno en 2007 q1

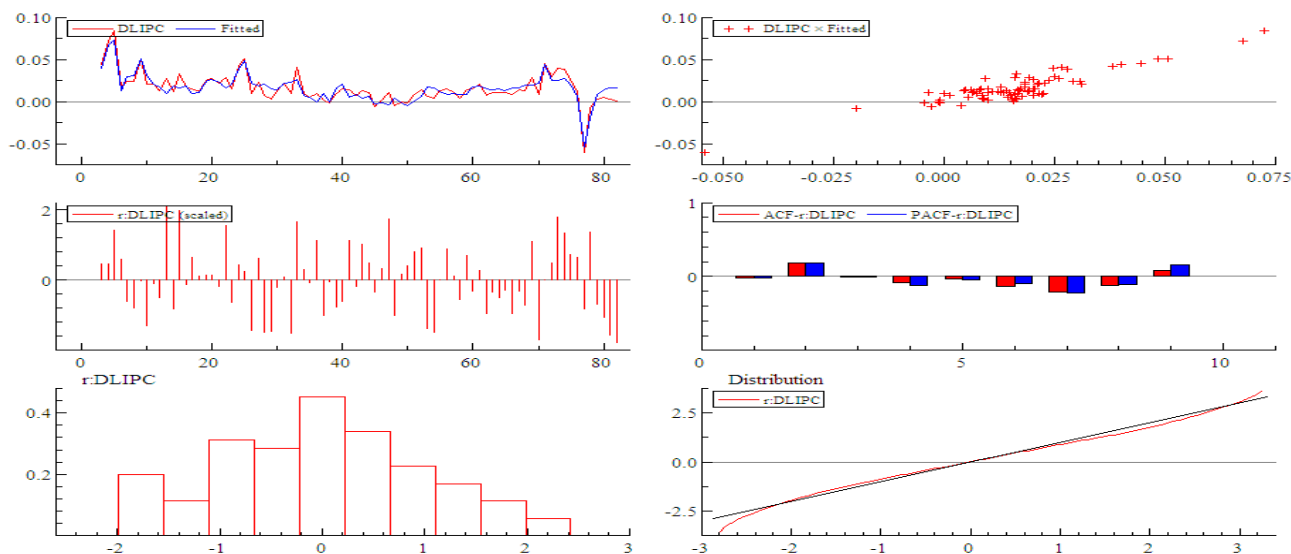
[Normalidad con Chi cuadrado (izquierda) y Jarque-Bera (derecha)]



-Se acepta la hipótesis de normalidad de los residuos en el modelo de corrector del error de la inflación de Bolivia

El modelo de corrección del error para la inflación en Bolivia, no presenta problemas de correlación serial, no normalidad, heterocedasticidad, efectos Arch y multicolinealidad, además que existe estabilidad estructural de los parámetros a través del estadístico cusum y cusum al cuadrado. Sin embargo el contraste de razón de verosimilitudes de Quandt para cambio estructural en un punto desconocido, con recorte del 15 por ciento: El valor máximo de $F(9, 62) = 3.23227$ corresponde a la observación 2007:1 Significativo al nivel del 5 por ciento (Valor crítico al 5% = 2.84). Por lo tanto el modelo de corrección del error adolecería de un quiebre estructural *exógeno* en el primer trimestre del 2007.

Simulación del Valor Observado y Pronosticado del Modelo de Corrección del Error para la Inflación en Bolivia (Resumen)



En la primera fila a la izquierda se muestra la relación entre el valor observado y pronosticado del Modelo. En la segunda fila a la izquierda se observa los residuales del modelo de corrección del error reescalados, a la derecha el córrelograma y en la última fila la distribución de los residuales del modelo de corrección del error para la inflación en Bolivia.

Anexo Nro 6

Pruebas de Diagnostico en el Vector de Cointegración para la inflación domestica

RESIDUAL ANALYSIS

Residual S.E. and Cross-Correlations

DLIPC	DLTCNV	DGAPPIB	DLIPX	
0.0115748	0.0065854	0.000728	0.033394	
DLIPC	1.000			
DLTCNV	-0.087	1.000		
DGAPPIB	0.052	-0.060	1.000	
DLIPX	-0.129	-0.035	0.059	1.000

LOG(|Sigma|) = -40.249

Information Criteria: SC = -38.621

H-Q = -39.145

Trace Correlation = 0.396

Prueba de Autocorrelación (1)

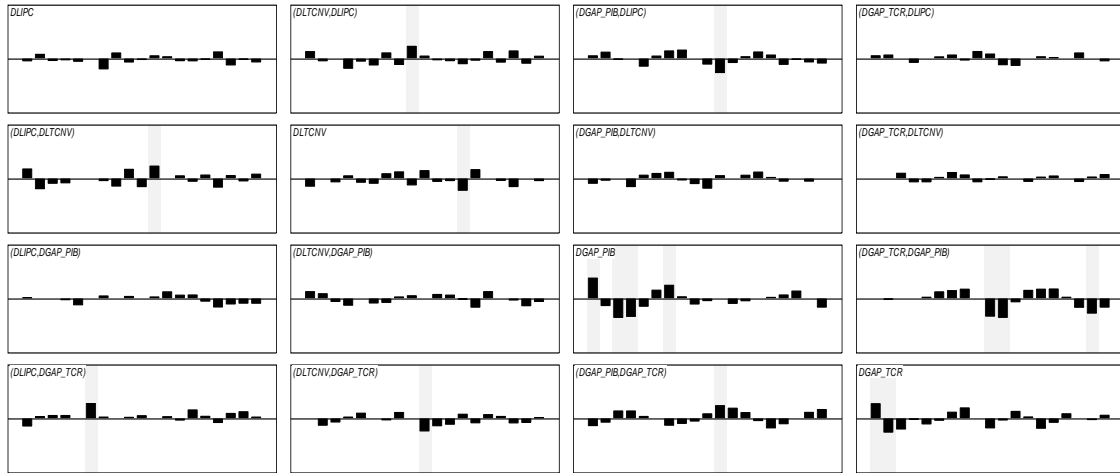
Ljung-Box (18) : ChiSqr (268) = 229.448 [0.958]

LM (1) : ChiSqr (16) = 25.036 [0.069]

LM(2) :

ChiSqr(16) = 19.707 [0.234]

Residual Cross- & Autocorrelations



Lags 1 to 20

Prueba de Normalidad (2)

ChiSqr(8) = 22.249 [0.004]

Prueba de Efectos ARCH (3)

LM(1) : ChiSqr(100) = 173.376 [0.000]

LM(2) : ChiSqr(200) = 314.777 [0.000]

Estadísticos Univariados (4)

	Mean	Std.Dev	Skewness	Kurtosis	Maximum	Minimum
DLIPC	0.001	0.012	0.678	3.545	0.033	-0.026
DLTCNV	-0.000	0.007	-0.779	5.302	0.017	-0.023
DGAPPPIB	0.000	0.001	-0.100	2.363	0.001	-0.002
DLIPX	-0.003	0.033	-0.382	3.724	0.082	-0.103

	ARCH(2)	Normality	R-Squared
DLIPC	5.126 [0.077]	5.918 [0.052]	0.477
DLTCNV	2.533 [0.282]	11.573 [0.003]	0.748
DGAPPPIB	1.948 [0.378]	1.040 [0.594]	0.305
DLIPX	11.391 [0.003]	3.845 [0.146]	0.207

En el Análisis de residuales, se muestra los criterios de información de Schwarz y de Hannan Quinn, y pruebas de normalidad, autocorrelación y arch, se muestra dos tipos de pruebas de autocorrelación LM, una de ellas es la prueba de autocorrelación de Ljung-Box basada en las autocorrelaciones y correlaciones cruzadas estimados de los primeros (T/4) rezagos. La segunda es una prueba de n-ésimo orden de autocorrelación donde los valores de n son asignados. La prueba de normalidad

corresponde a Doornik-Hansen. Se puede argumentar que el modelo de Vector de Cointegración para la inflación, cumple con los supuestos de no autocorrelación, pero que si adolece de problemas de normalidad y efectos arch que se debe al exceso de kurtosis y sesgo que presentan los residuales o dicho de otra forma a las grandes fluctuaciones que presentan ciertas variables en determinadas ocasiones.

Anexo Nro 7

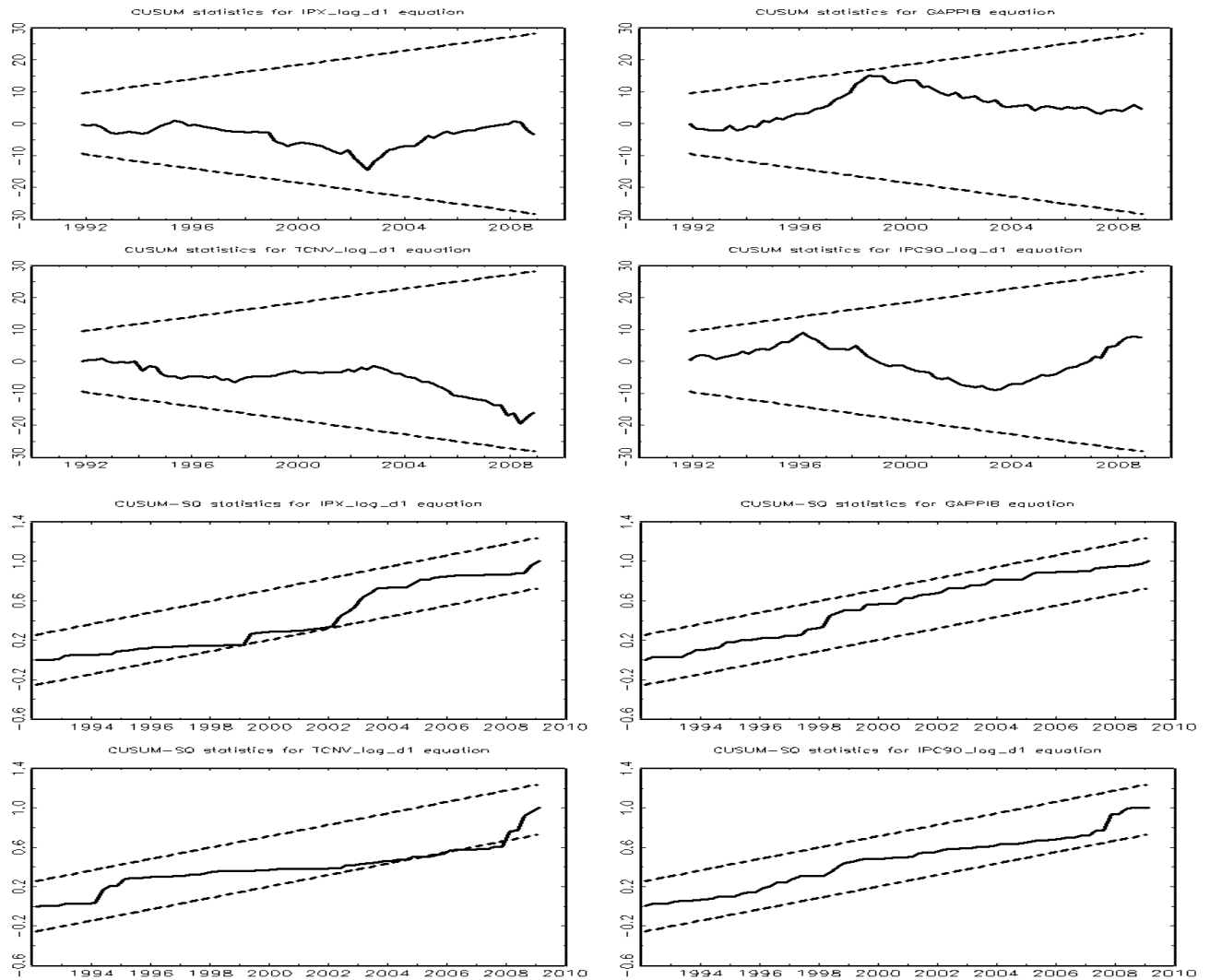
Pruebas de Diagnostico del VAR irrestricto del efecto Pass-Through del tipo de cambio a la tasa de inflación (Cuadro 7.6)

<i>SUPUESTO</i>	<i>ESTADISTICO</i>	<i>PROBABILIDAD</i>	<i>PASA</i>
<i>Correlación Serial</i>			
<i>-Estadístico de Portmanteau</i>	- Portmanteau = 201.43 - Estadístico Ajustado. = 227.80	- Prob. = 0.9666 - Prob. = 0.7040	PASA
<i>Efectos Arch (individual)</i>			
<i>- Test de Arch</i>	-Estadístico u1 = 15.81 -Estadístico u2 = 14.29 -Estadístico u3 = 13.39 -Estadístico u4 = 14.20	-Prob. u1 = 0.465 -Prob. u2 = 0.046 -Prob. u3 = 0.643 -Prob. u4 = 0.583	PASA
<i>Normalidad</i>			
<i>-Jarque Bera</i>	-JB u1 = 4.8790 -JB u2 = 0.1429 -JB u3 = 39.70 -JB u4 = 3.39	-Prob. u1 = 0.0572 -Prob. u2 = 0.9310 -Prob. u3 = 0.0000 -Prob. u4 = 0.1835	PASA

En las pruebas de diagnostico del VAR se puede confirmar que las innovaciones del VAR no tienen problemas de autocorrelación, heterocedasticidad, y ello nos llevaría a confirmar que las innovaciones son esféricas, además que cada una de las innovaciones cumple con el supuesto de normalidad y que tampoco existe efectos arch en las innovaciones del VAR de manera individual ni de manera conjunta.

Por lo tanto las estimaciones que se realicen con el modelo estarán correctamente especificadas, por las razones ya mencionadas.

Pruebas de Estabilidad en el VAR (Prueba de Cusum)
(Suma Acumulada de los Residuos)



En las pruebas de Cusum y Cusum al cuadrado del VAR se puede observar que las innovaciones asociadas a cada variable presentan signos de estabilidad estructural. Si bien la innovación asociada al tipo de cambio (tcnv_log_d1) con el test de Cusum al cuadrado presenta ligera inestabilidad en el periodo 2008, ello no se observa así con el test de cusum, ya que con este ultimo test las innovaciones del tipo de cambio y de las demás variables presentan estabilidad estructural a lo largo del periodo en estudio.

