



Munich Personal RePEc Archive

Estimating a Monetary Policy Reaction Function for Bolivia

Cernadas, Luis and Aldazosa, René

Banco Central de Bolivia

January 2011

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/40592/>
MPRA Paper No. 40592, posted 11 Aug 2012 07:49 UTC

“ESTIMACIÓN DE UNA FUNCIÓN DE REACCIÓN PARA LA POLÍTICA MONETARIA EN BOLIVIA”

Luis Fernando Cernadas
René Aldazosa*

Resumen

El presente documento tiene por objeto modelar el comportamiento de la política monetaria del Banco Central de Bolivia y encontrar una variable que resuma y describa la postura del ente emisor.

De acuerdo al programa monetario, el Banco Central ejecuta su política a través del manejo de agregados monetarios. Sin embargo, dado el esquema cambiario *crawling peg* que opera en el país, el tipo de cambio nominal se convirtió en una variable crucial para el manejo de la política económica. Adicionalmente, la reducción en los niveles de dolarización habría provocado una mejora en el mecanismo de transmisión de tasas de interés.

Por ello, se estiman tres funciones de reacción; una para el tipo de cambio nominal, otra para la tasa de interés relevante y una última para el saldo de colocaciones netas. En el primer caso, los resultados muestran que en un escenario inflacionario la autoridad monetaria reacciona apreciando el tipo de cambio nominal. En el segundo caso, la evidencia sugiere que este mecanismo de transmisión aún sería reducido y, finalmente se encuentra evidencia empírica del uso del saldo de colocaciones netas como variable explicativa de la postura de la autoridad monetaria.

Clasificación JEL: E4, E5

Palabras claves: Política Monetaria, Mecanismos de Transmisión, Función de Reacción, Bolivia

Correos electrónicos de los autores: lfcernadas@bcb.gob.bo / ealdazosa@bcb.gob.bo

* El documento se encuentra publicado en la Revista Monetaria, Vol. XXXIV, N° 1 del Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos (CEMLA). Se agradecen los comentarios y sugerencias de Walter Orellana y Hugo Rodríguez. Los errores u omisiones son de entera responsabilidad de los autores. Las opiniones vertidas en este documento no reflejan necesariamente la posición del Banco Central de Bolivia. Los comentarios y sugerencias son bienvenidos.

1. Introducción.

En años recientes, numerosos estudios se han enfocado en la evaluación de la política monetaria a través de la estimación de reglas de política¹, dando lugar a las funciones de reacción. Estas son relaciones sistemáticas que evalúan la forma en que los bancos centrales reaccionan ante cambios en variables consideradas relevantes. Algunas asumen que la autoridad monetaria tiene un comportamiento *forward looking*; es decir, el banco central reacciona ante cambios esperados en la inflación y producto; y otras, un comportamiento *backward looking i.e.*, al banco central le interesa el comportamiento pasado de la inflación para la conducción presente de su política monetaria.

De acuerdo con lo anterior, una función de reacción supone la fijación de una variable instrumento y un grupo reducido de variables objetivo (por lo general inflación y actividad económica), de forma tal que la autoridad monetaria pueda cuantificar la magnitud del ajuste en su instrumento ante cambios en las variables objetivo. Dependiendo del esquema de política monetaria y del mecanismo de transmisión relevante para cada banco central, se tendrá un instrumento que permita alcanzar los objetivos. Este instrumento puede ser una tasa de interés de corto plazo con impacto en el mercado monetario, un agregado monetario (típicamente la base monetaria) o el tipo de cambio.

En este sentido, el objetivo del presente documento es modelar el comportamiento de la política monetaria del Banco Central de Bolivia (BCB) en el período 1995 – 2009 a través de la especificación y estimación de funciones de reacción. Luego de esta introducción, en la sección 2 se consideran algunas generalidades relacionadas con la estimación de funciones de reacción. En la sección 3, se especifican y estiman funciones de reacción para la política monetaria del BCB, empleando como instrumento el tipo de cambio en el primer caso, la tasa de interés relevante del banco central en un segundo ejercicio y finalmente se emplea el saldo de colocaciones netas del BCB en una tercera estimación. En la última sección, se presentan algunas consideraciones de cierre.

2. Generalidades

Una función de reacción puede definirse, en términos generales, como una expresión matemática que describe la forma en que un banco central tiende a ajustar su instrumento de política, en respuesta a desviaciones de la inflación y/o del producto respecto a su nivel objetivo. En este sentido, dependiendo del mecanismo de transmisión relevante para la autoridad monetaria y el instrumento que ésta emplee para alcanzar sus objetivos, se pueden especificar diferentes tipos de funciones de reacción.

¹ Una regla, es un proceso sistemático de decisión que usa información disponible de forma consistente y predecible. Una regla de política monetaria es la aplicación de este principio en la implementación de la misma por parte de un Banco Central (Poole, 1999).

Por ejemplo, si el mecanismo de transmisión relevante para un banco central es el de tasas de interés, se puede especificar una función de reacción que emplee como instrumento una tasa de interés de corto plazo. Este tipo de función de reacción fue desarrollada por Taylor (1993) para modelar el comportamiento de la política monetaria de la Reserva Federal, y es la que goza de mayor popularidad hasta la fecha. La función especificada fue la siguiente:

$$i_t = (y_t - y^*) + (\pi_t - \pi^*)$$

Donde: i_t es la tasa de fondos federales de EE.UU.²; $(\pi_t - \pi^*)$ la tasa de inflación observada menos la meta de inflación; $(y_t - y^*)$ la brecha entre el producto observado y el producto potencial.

Diferentes estudios estimaron funciones de reacción de este tipo para modelar la política monetaria de distintos bancos centrales del mundo. Sin embargo, Clarida, Galí y Gertler (1998) proponen una modificación a la función de Taylor bajo el supuesto de que la tasa de interés no sólo depende de la brecha del producto y la inflación sino también de una tasa objetivo y un rezago de la tasa observada. Así, estiman funciones de reacción para los bancos centrales del grupo de países G3 (Estados Unidos, Japón y Alemania) y para los tres principales países de Europa E3 (Italia, Francia y Reino Unido), encontrando que desde 1979 los bancos centrales del grupo de países G3 persiguieron implícitamente un esquema monetario de metas de inflación. La evidencia sugiere que estos países tienen una visión *forward looking*, respondiendo a la inflación futura en lugar de la inflación pasada. En el caso de los bancos centrales del grupo E3 encuentran que su política monetaria fue influenciada por la política monetaria alemana. Más aún, usando como referencia la política del *Bundesbank*, encuentran que en la época que colapsó el Sistema Monetario Europeo las tasas de interés del grupo E3 eran más altas que aquellas que garantizaban sus propias condiciones macroeconómicas.

Por otra parte, Ball (1998) criticó el modelo de Taylor argumentando que este es adecuado para economías grandes como la de EE.UU., pero resulta subóptima para economías pequeñas y abiertas, por lo que propone la inclusión del tipo de cambio dado que esta tiene efectos sobre la inflación.³

Otra forma de especificar una función de reacción es empleando como instrumento un agregado monetario (típicamente la base monetaria), lo cual supone que el esquema empleado por el banco central sería uno de agregados monetarios, y el mecanismo de transmisión relevante, el canal del crédito. McCallum (1988), desarrollo una función de reacción de este tipo para modelar el comportamiento de la política monetaria de la Reserva Federal en la década de los 80, en un contexto en que la misma se regía por un esquema de agregados monetarios. La forma funcional especificada fue la siguiente:

² La tasa de fondos federales es la tasa overnight para préstamos interbancarios.

³ El modelo es una extensión del modelo de Svensson (1997) y Ball (1997) para economías pequeñas y abiertas.

$$\Delta m_t = \Delta x_t - \Delta v_t^\alpha + \lambda(\Delta x_t^* - \Delta x_{t-1})$$

Donde: Δm_t es la tasa de crecimiento de la base monetaria; Δx_{t-1} , la tasa de crecimiento del producto nominal; Δx_t^* , la tasa de crecimiento del producto potencial y Δv_t^α , es la tasa de crecimiento de la velocidad de circulación.

Es importante mencionar que la mayoría de los bancos centrales han abandonado el régimen de agregados monetarios. En este sentido, no existe una gran cantidad de estudios sobre reglas de política que empleen éste instrumento. Sin embargo, una muestra representativa de este tipo de estimaciones es el trabajo de Koivu *et al.* (2008), quienes proponen una función de reacción para la política monetaria de China. Su resultado más importante señala que, una función de este tipo ayudaría a pronosticar la evolución de la tasa de inflación.

En el contexto actual en el que la globalización incrementa los flujos de capitales hacia los países, se ha vuelto más complicado para los bancos centrales determinar una política monetaria apropiada, sobretodo en economías pequeñas y abiertas. En este sentido, surge una tercera forma de especificar funciones de reacción, que es empleando como instrumento de política monetaria el tipo de cambio. Parrado (2004) desarrolló una función de reacción de este tipo para modelar el comportamiento de la política monetaria en Singapur, dado que el banco central de este país ha centrado su política en el manejo del tipo de cambio para el control del nivel precios. Los resultados de este estudio sugieren que la política monetaria de Singapur se ha orientado a la estabilización de la inflación y el producto. La función especificada fue la siguiente:

$$\Delta e_t = (1 - \rho)\alpha + (1 - \rho)\beta\pi_{t+n} + (1 - \rho)\gamma x_{t+n} + \rho\Delta e_{t-1}$$

Donde: Δe_t es la tasa de variación del tipo de cambio; ρ representa un parámetro de suavizamiento de la variable dependiente (que se encuentra entre 0 y 1); α es una constante; finalmente x_{t+n} , π_{t+n} , son la brecha del producto y la inflación esperada en el período t+n, respectivamente.

2.2. Experiencias previas para Bolivia y otros países de América Latina.

Liederman *et al.* (2008), estudian los mecanismos de transmisión y la formulación de políticas en economías dolarizadas. Para tal efecto, estiman funciones de reacción para la política monetaria de Perú, Bolivia, Chile y Colombia. Cabe destacar que en el caso de Bolivia emplean la tasa de depreciación (apreciación) de la moneda nacional (tasa de deslizamiento o *crawling rate*) en lugar de la tasa de interés como instrumento de política, lo cual refleja el hecho de que no se permite la flotación del tipo de cambio. Sus principales resultados muestran que todos estos bancos centrales persiguen el objetivo de controlar la inflación. Sin embargo, un aumento de la tasa de inflación lleva a mayores tasas de interés

en Chile, Colombia y Perú, mientras que en Bolivia conduce a una desaceleración de la tasa de depreciación de la moneda nacional.

Por otra parte, la política monetaria en Colombia, Perú y Bolivia respondería a cambios en el producto, lo cual mostraría que las autoridades monetarias de estos países han recurrido a su instrumento de política con propósitos anticíclicos. Finalmente, el documento señala que los bancos centrales de Perú y Bolivia reaccionaron en el tiempo a cambios en las reservas internacionales. En Perú, una pérdida de reservas se contrarresta con un incremento de la tasa de política, mientras que en Bolivia se refleja en un incremento de la tasa de depreciación.

En esta misma línea, siguiendo el argumento de que Bolivia no tiene un ancla inflacionaria definida formalmente, pero la postura monetaria se basó en la posición que se adopte respecto a la variación del tipo de cambio nominal, Mendieta *et al.* (2008), estimaron una regla cambiaria como parte de un modelo estructural pequeño. Sus resultados resaltan que el tipo de cambio reacciona apreciándose cuando la inflación se encuentra arriba de su objetivo. Adicionalmente, cuando el producto se encuentra por encima de su nivel potencial, el tipo de cambio reacciona con una apreciación. Finalmente, la autoridad monetaria se esfuerza por mantener estable la competitividad cambiaria.

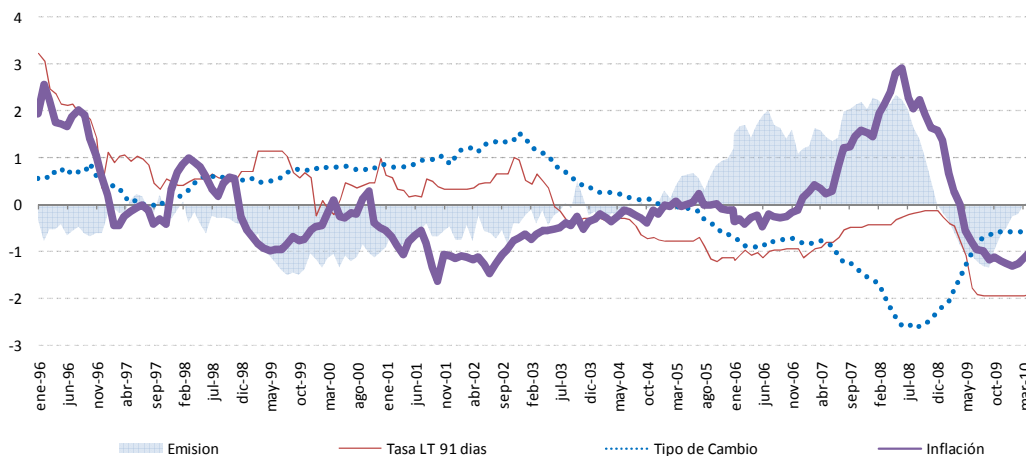
3. Evidencia empírica para Bolivia

De acuerdo al programa monetario, el Banco Central ejecuta su política a través del manejo de agregados monetarios, Así, con el objetivo de mantener una tasa de inflación baja y estable, el BCB instrumenta un esquema de política monetaria basado en metas intermedias de cantidad. Es decir, fija límites a la expansión del Crédito Interno Neto (CIN), a objeto de que la oferta monetaria sea consistente con la demanda de dinero del público y no resulte en presiones inflacionarias. El esquema se complementa con la determinación de una meta de Reservas Internacionales Netas (RIN), que responde a las características de la economía boliviana: abierta, con régimen de tipo de cambio fijo aunque deslizante y con dolarización financiera parcial. Por tanto, el programa monetario del BCB tiene como metas intermedias niveles máximos de CIN y límites mínimos de RIN, donde la meta operativa es la liquidez del sistema financiero, definida como el excedente de encaje.⁴

Sin embargo, dado el esquema cambiario *crawling peg* que opera en el país, el tipo de cambio nominal se convirtió en una variable crucial para el manejo de la política económica, ya sea para procurar competitividad cambiaria o afectar la inflación. Por otro lado, la reducción en los niveles de dolarización habría provocado una mejora en la eficacia de la autoridad monetaria para afectar sus objetivos, puesto que mayores niveles de bolivianización inducen un mejor efecto transmisión (Lahura, 2005, en el caso de Perú).

⁴ El esquema descrito se expresa en un Programa Monetario que de manera anual aprueba el Directorio del BCB. Banco Central de Bolivia, Informe de Política Monetaria (marzo 2006)

Gráfico 1*
Objetivo y Posibles Instrumentos de la Autoridad Monetaria
(Variación porcentual a 12 meses)



*Datos Normalizados

El gráfico 1 muestra la evolución de la tasa de inflación como variable objetivo del BCB y posibles instrumentos que emplearía la autoridad monetaria; la tasa de depreciación (apreciación) del tipo de cambio nominal (TCN), la tasa de crecimiento de la emisión monetaria⁵ y la evolución de la tasa de adjudicación de Letras de Tesorería (LT) a 91 días en moneda nacional (MN).

Hacia finales de 2006, la tasa de inflación estuvo alrededor de 5%, es decir se encontraba en niveles coherentes con los fundamentos de la economía. Sin embargo, a partir de 2007 se observó un repunte inesperado que tuvo uno de sus orígenes en el incremento de la demanda internacional de alimentos, afectando la demanda interna y provocando un aumento inusitado del nivel de precios.⁶ Ante ello, el BCB respondió incrementando las colocaciones de sus títulos, y como consecuencia se elevó el rendimiento de las letras de regulación monetaria. Con estas acciones, las presiones inflacionarias fueron reducidas sin perjuicio para la economía.

Por otro lado, al finalizar el año 2008 y durante 2009 la crisis financiera internacional llevó a los principales Bancos Centrales del mundo a asumir una inusitada política monetaria expansiva, conduciéndolos –incluso- a la compra de títulos gubernamentales y otros de mayor riesgo. El Banco Central de Bolivia no se mantuvo ajeno a estas políticas, participó reduciendo la oferta de sus títulos de regulación monetaria y disminuyendo el ritmo de sus colocaciones netas, lo cual derivó en una caída de las tasas de rendimiento de sus papeles.

⁵ La definición de Emisión empleada en el programa monetario corresponde a: Emisión=Reservas Internacionales Netas + Crédito Interno Neto, esta identidad responde a la conceptualización de la Emisión por el lado de la oferta. Por otro lado, la definición de Emisión por el lado de la demanda corresponde a Emisión=Billetes y Monedas + Cajas de Bancos.

⁶ Para más detalles ver el Informe de Política Monetaria del BCB de diciembre de 2008.

El tipo de cambio, por su parte, ha sido empleado tradicionalmente como ancla nominal del nivel de precios, evidenciándose que el BCB habría empleado este instrumento permanentemente en el control de la inflación. En efecto, en períodos de elevada inflación el BCB respondió apreciando la moneda nacional, mientras que en períodos de baja inflación, el BCB aplicó políticas de depreciación tendiendo a favorecer al sector exportador y fomentando de este modo la actividad económica. Sin embargo, durante toda la crisis financiera internacional el tipo de cambio nominal se mantuvo inalterado, pues se juegan expectativas de depreciación que pueden afectar el nivel de bolivianización de la economía.

A partir de 2005, el incremento del uso de la moneda nacional profundizó las operaciones del sistema financiero en esta moneda, lo cual induciría a un mejor efecto transmisión de las políticas del BCB. En este escenario, el gráfico 1 muestra que en períodos de elevada inflación el BCB incrementó el saldo de sus colocaciones netas, lo cual derivó en el aumento de sus tasas de rendimiento, intentando influenciar al alza las tasas del sistema financiero y retirar los excedentes de liquidez de la economía que estarían generando presiones inflacionarias.

En este escenario, donde el Banco Central instrumenta su política monetaria por medio de un esquema de agregados monetarios, pero donde el tipo de cambio juega un papel muy importante, surge la siguiente pregunta: ¿Cuál es la variable relevante de la autoridad monetaria, que permite conocer su postura económica?. Para ello, como primera aproximación se emplea un modelo de vectores autorregresivos (VAR) de cinco variables, mediante el cual se busca caracterizar la política monetaria estudiando el impacto del tipo de cambio y la emisión sobre la inflación en el periodo 1995M1 – 2009M12.^{7, 8}

La metodología de vectores autorregresivos fundamenta su análisis en un sistema dinámico de ecuaciones, en el cual, el valor actual de cada variable depende de los valores rezagados de sí misma y de las otras variables involucradas en el sistema. Un VAR irrestricto como el que se estimará tiene la siguiente forma funcional:

$$x_t = A(L)x_t + u_t$$

donde x_t , es un vector que incluye las variables del sistema, en este caso se emplean como variables endógenas las tasas de crecimiento mensuales de la inflación subyacente,⁹

⁷ Se emplean estas dos variables debido al análisis que realizan Mendoza y Boyan (2001), quienes identifican a la emisión como la variable mediante la cual el BCB instrumenta su política monetaria. Por otro lado, Leiderman *et al.* (2008) y Mendieta *et al.* (2008), establecen al tipo de cambio como aquella variable mediante la cual el BCB da a conocer su orientación económica.

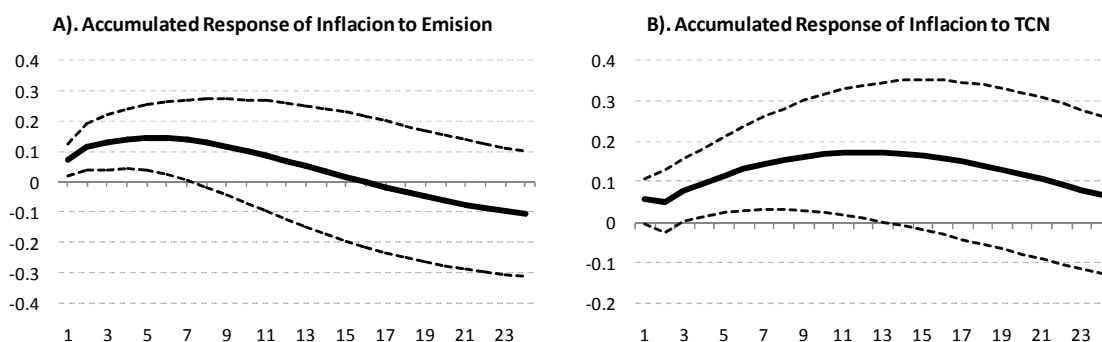
⁸ No se introduce en el modelo inicial la tasa de interés del BCB puesto que bajo un esquema de agregados monetarios, esta tiene un carácter endógeno.

⁹ Medida de la inflación en la que se excluyen los cinco productos más y menos inflacionarios y los estacionales (Informe de Política Económica, enero 2008).

bolivianización,¹⁰ emisión, tipo de cambio nominal y la brecha del Índice Global de Actividad Económica (IGAE).¹¹ Como variable exógena se utilizó el índice de precios del exterior relevante para Bolivia. Los rezagos empleados en la estimación fueron elegidos mediante los criterios de información de Schwarz y Akaike, sugiriendo ambos estadísticos el empleo de 9 rezagos.

Un instrumento muy utilizado en la literatura económica empírica es el análisis impulso - respuesta, a través del cual se puede estudiar la dinámica de corto plazo de las series involucradas en la estimación. El gráfico a continuación muestra los resultados de dicho análisis.

Gráfico 2*
Respuesta Acumulada de la Inflación Subyacente
ante un Shock igual a 1 SD, de Emisión, Tipo de Cambio Nominal



*El análisis impulso respuesta se realiza siguiendo la metodología de impulsos generalizados de Pesaran y Shin (1998). En cada panel, la línea sólida muestra la respuesta estimada, mientras las líneas segmentadas representan una banda de confianza de dos veces el error standard.

En el panel A, se observa una respuesta contemporánea de la inflación mensual ante shocks causados por la emisión, adicionalmente, su efecto máximo se alcanzaría el 7^{mo} mes para luego decrecer hasta desaparecer. Por otro lado, ante un shock del tipo de cambio nominal la inflación respondería a partir del tercer mes alcanzando su efecto máximo al cabo de un año. Las bandas de confianza del análisis impulso-respuesta indicarían que la inflación responde de manera inmediata a shocks causados por la emisión. Por el contrario, shocks generados mediante fluctuaciones del tipo de cambio demorarían tres meses en tener resultados estadísticamente significativos sobre la variación de los precios.

De acuerdo a este análisis, el modelo VAR sugiere que la emisión y el tipo de cambio nominal (éste último en mayor medida), tienen un impacto estadísticamente significativo sobre la inflación. Sin embargo, para que una variable sea confiable y considerada como instrumento de política, dependerá de que esta posea una relación estable y predecible con el objetivo final, sea inflación y/o crecimiento del producto (Estrella y Mishkin, 1996).

¹⁰ Esta variable se define como el porcentaje de depósitos en moneda nacional respecto al total de los depósitos que se mantienen en el sistema financiero.

¹¹ Se emplean las variaciones mensuales de estas variables, pues de esa forma poseen un comportamiento I(0).

Estudios realizados en países que migraron de una estrategia de metas intermedias de cantidad a un esquema de tasas de interés, evidencian un debilitamiento en la citada relación. Para el caso boliviano, Mendoza y Boyan (2001) proveen evidencia sobre el deterioro de la relación predecible entre la meta intermedia y la inflación, en el período 1989-2000, misma que sugiere un menor espacio para la instrumentación de la política monetaria basada en metas intermedias de Crédito Interno Neto (CIN). Así, en línea con citados autores se extendió la verificación empírica y se realizaron ejercicios para estudiar la relación de causalidad estadística (en el sentido de Granger) de la emisión monetaria a la inflación para el período enero 1995 a enero 2009.

Tradicionalmente, el test de Granger se refiere a una estimación puntual en el que la significancia del estadístico F, indica que el conjunto de variables independientes rezagadas en el modelo contiene información relevante para predecir el comportamiento de la variable dependiente.¹² En nuestro caso, se estimaron ventanas móviles de 24 meses, de tal manera que los resultados muestran la evolución de la información relevante en el pasado de la emisión e inflación para predecir la inflación observada.¹³

Los resultados encontrados son congruentes con trabajos anteriores y muestran que la relación de causalidad del crecimiento de la emisión a la inflación se deterioró en el período 1998-2005, año a partir del cual mejoró paulatinamente (Gráfico 3).

En términos formales, la probabilidad con un intervalo de confianza del 90%, de que el crecimiento de la emisión no cause a la inflación entre 1998-2009 se mantuvo por encima del 10%, indicando que dicha relación fue no significativa (exceptuando abril de 2008). Aunque, en el periodo 2005-2009, la mejora en la capacidad predictiva de la emisión es consistente con el mayor uso de la moneda nacional en su función de medio de cambio. En efecto, a partir de 2005 la expansión del circulante, fue considerable (40% en términos reales aproximadamente) y estuvo relacionada con la recomposición de saldos monetarios del público a favor de la moneda nacional (tenencia de efectivo), la gradual recuperación de la actividad económica y la ampliación del diferencial cambiario entre el tipo de cambio de compra y de venta de dólares estadounidenses.¹⁴

¹² Cabe acotar que esta prueba permite solamente indagar estadísticamente una relación de “precedencia temporal”, es decir si una serie temporal es útil para pronosticar otra serie, sin que ello signifique bajo ningún punto de vista una relación causa-efecto.

¹³ El test de Granger requiere la determinación de cierta cantidad de rezagos a ser incorporados en el modelo. Con el objetivo de evitar discrecionalidad en esta labor, se estima un modelo VAR y considerando los criterios de información de Schwarz y Hannan-Quinn, se determinó la incorporación 3 rezagos. Las ventanas móviles se construyeron de la siguiente manera: para diciembre 1994 se estima el estadístico F y su probabilidad con base a la muestra enero 1993 a diciembre 1994. La estimación para enero 1995 considera la muestra febrero 1993 a enero 1995 y así sucesivamente.

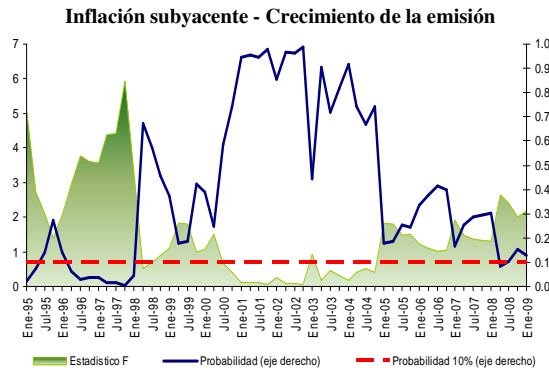
El estadístico F empleado en el test de causalidad es el estadístico de *Wald*, cuya hipótesis conjunta expresa:

$$\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_i = 0.$$

Por lo anterior, la hipótesis nula del ejercicio de causalidad indica que la emisión no causa a la inflación. Así valores del estadístico F superiores a 2 mostrarían significancia estadística.

¹⁴ Banco Central de Bolivia, Memoria Anual (2005).

Gráfico 3
Causalidad en el sentido de Granger



Fuente: Banco Central de Bolivia - SOMA.

Por tanto, la evidencia empírica reportada concluye que en el período comprendido entre 1995 y 2009, no habría existido una relación predecible entre el crecimiento de la emisión y la inflación, por lo que la consecución de una meta de agregado monetario en un sentido estricto, hubiese probablemente derivado en resultados pobres en términos de inflación. Este resultado es robusto al rol del tipo de cambio como ancla nominal en ese período (Mendieta y Escóbar, 2004; Orellana y Requena, 1999).

Adicionalmente, la evidencia para el período 2005-2009, si bien coadyuva a un mayor rol de los agregados como variables de decisión de política en el marco de un esquema de cantidades, el problema de claridad del ancla nominal y señalización sobre la orientación de la política monetaria permanece. De esa forma y dado que el tipo de cambio posee mayor incidencia sobre la inflación (Gráfico 2), se justifica la estimación de una función de reacción para esta variable.

3.1. Estimación de una función de reacción para el tipo de cambio

La estimación de la función de reacción para la tasa de crecimiento anual del tipo de cambio nominal asume que dentro de cada periodo de tiempo el Banco Central tiene un objetivo para dicha variable (e_t^*), el cual es determinado por el estado de la economía. En el caso más simple se supone que dicho estado viene dado por la evolución de la inflación (π) y de la brecha del producto ($y_t - y_t^*$) (Clarida *et al.*, 1997). Adicionalmente, la observación empírica indicaría que en el caso particular de Bolivia es necesaria la incorporación de la brecha del tipo de cambio real ($q_t - q_t^*$), puesto que esta variable mediría la postura que autoridad monetaria establece para favorecer la competitividad del sector productor de bienes transables. En términos formales se tiene:

$$e_t^* = \bar{e} + \alpha E_t(\pi_{t+12} - \pi^*) + \gamma E_t(y_t - y_t^*) + \beta E_t(q_t - q_t^*) \quad (1)$$

$$e_t = (1 - \rho)e_t^* + \rho e_{t-1} + v_t \quad (2)$$

Reemplazando ε_t^* en la ecuación 2 tenemos:

$$\varepsilon_t = (1 - \rho)[\bar{\varepsilon} + \alpha E_t(\pi_{t+12} - \pi^*) + \gamma E_t(Y_t - Y_t^*) + \beta E_t(q_t - q_t^*)] + \rho \varepsilon_{t-1} + v_t$$

Siguiendo a Favero (2001) y Clarida *et al.* (1997), se obtiene una ecuación estimable para el tipo de cambio nominal.

$$\varepsilon_t = (1 - \rho)\bar{\varepsilon} + \alpha(1 - \rho)\pi_{t+12} + \gamma(1 - \rho)(Y_t - Y_t^*) + \beta(1 - \rho)(q_t - q_t^*) + \rho\varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

En este escenario y dadas las características de la ecuación (3), la técnica de estimación elegida es el método generalizado de momentos *GMM* (por sus siglas en inglés), la misma que emplea variables instrumentales¹⁵ (Baum *et al.*, 2003). Varias razones indican que no sería apropiado el uso de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) en este tipo de modelos. La primera, señala que el término de perturbación ε_t depende de los errores de predicción de las variables del modelo, dependencia que hace que las estimaciones por este método sean inconsistentes. Por otro lado, Restrepo (1999) señala que existe la posibilidad de que se presente sesgo de simultaneidad, debido a que las variables del lado derecho de la ecuación están estrechamente relacionadas con la variable dependiente. Ello hace necesario el uso de variables instrumentales para estimar la función de reacción. Sin embargo, ante la presencia de heterocedasticidad, la estimación convencional con variables instrumentales (por ejemplo, mínimos cuadrados en dos etapas) no provee errores estándar consistentes, lo cual implicaría que la inferencia estándar y, por tanto, las pruebas para las restricciones de sobreidentificación no serían válidas.

La ecuación (3) describe cual fue el manejo del instrumento operativo de la autoridad monetaria ante determinados shocks generados en (I) la inflación en un horizonte de 12 meses¹⁶, (II) la brecha del producto y (III) la brecha del tipo de cambio real.¹⁷ Los resultados para el periodo enero 1995 a junio 2009 son presentados en la tabla a continuación.

¹⁵ Mayores detalles acerca de la elección de GMM como técnica de estimación se encuentran en Favero (2001).

¹⁶ Se asume este horizonte pues es el empleado en la mayoría de los documentos (véase Cossío *et al.*, 2009), además es razonable pensar que la autoridad monetaria no se preocupe de la inflación que se registra mes a mes, sino más bien, concentre su atención en la inflación de mediano plazo.

¹⁷ Los gráficos de las series involucradas en la estimación se presentan en el Anexo 1, gráfico 1a.

Tabla 1
Función de Reacción para el Tipo de Cambio Nominal (1995 - 2009)

ρ	\bar{e}	α	γ	β	R^2 Ajustado	Durbin - Watson
0.872 ***	6.873 ***	-1.264 ***	-0.296 *	-0.190 ***	0.97	2.01

- Donde ***, **, * representan la significancia estadística al 1%, 5% y 10%, respectivamente.
- El set de instrumentos empleados corresponden a los rezagos del 1° al 6°, 9° y 12° rezago de la inflación, brecha del producto, índice de precios del exterior y bolivianización.
- La estimación incluye la opción de preblanqueo. El ancho de banda para las autocovarianzas fue elegido mediante el método de selección variable de Newey-West.

Los resultados indican que el tipo de cambio nominal reacciona apreciándose 1.26% ante un incremento de 1% en la inflación esperada, lo cual implicaría una apreciación real del 0.26%, *ceteris paribus*. Por otro lado, el coeficiente β señalaría que el tipo de cambio nominal reacciona inversamente ante desalineamientos del tipo de cambio real. Ambos resultados revelarían dos características importantes de la política cambiaria en Bolivia. Primero, el tipo de cambio nominal buscaría afectar la competitividad de los productos transables de la economía, pues la autoridad monetaria aplicaría depreciaciones ante sobrevaluaciones cambiarias. Segundo, ante incrementos en la inflación, el tipo de cambio real (por medio del tipo de cambio nominal) sería afectado buscando resultados sobre la demanda agregada y consiguientemente sobre la inflación.

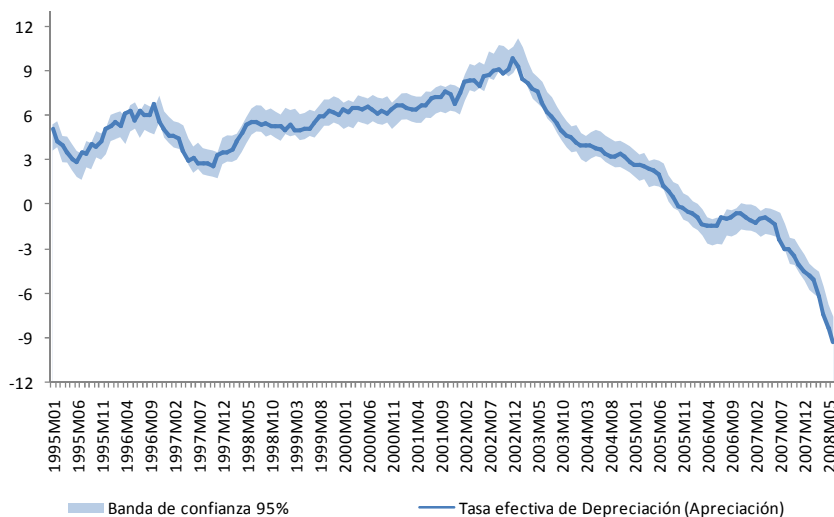
Por otro lado, el coeficiente asociado con la brecha del producto es negativo, aunque únicamente significativo al 10%. Dicho valor sugiere que el Banco Central de Bolivia reacciona apreciando 0.3% el tipo de cambio nominal cuando el producto efectivo es 1% superior al nivel potencial, mismo que apoya tanto los resultados encontrados para α como también para β .

Finalmente, el coeficiente que captura la inercia del tipo de cambio nominal ($\rho \cong 0.87$), indica que la política cambiaria se ajusta lentamente hacia su nivel objetivo proyectado, lo cual es consistente con un tipo de cambio administrado en una economía con dolarización financiera parcial. Por otro lado, de acuerdo a la ecuación (3), \bar{e} representaría el nivel promedio anual de depreciación (apreciación) del tipo de cambio nominal, que se encontraría alrededor de 6.9%.

Para evaluar el nivel de ajuste de la función de reacción estimada, se sigue el procedimiento empleado por Clarida, Gali y Gertler (1998), quienes sugieren calcular una banda de confianza para la serie estimada e incluir dentro de ese intervalo la serie efectiva para

observar si dicha serie se escapa de la banda. Los resultados aplicados al presente caso se muestran a continuación.

Gráfico 4
Tasa anual de Depreciación observada e intervalo de confianza¹⁸



Claramente se observa un nivel de ajuste aceptable, lo cual sugiere que el modelo proveería una adecuada explicación del comportamiento del tipo de cambio nominal en Bolivia.¹⁹

Finalmente, respecto al TCN como instrumento operativo del BCB se puede concluir que, si bien existe una relación entre el objetivo y el instrumento, el tipo de cambio sería una variable adicional que maneja el BCB para controlar presiones inflacionarias o procurar competitividad al sector transable, lo anterior se justifica por las siguientes razones:

El menor efecto traspaso del tipo de cambio hacia la inflación acotaría el uso de esta variable como instrumento de la autoridad monetaria. Este menor efecto se sustenta por las estimaciones empíricas realizadas para Bolivia, desde el trabajo de Morales y Sachs (1990) quienes encuentran un pass-through completo (igual a uno), hasta las estimaciones de Escobar y Mendieta (2004) quienes hallan un valor de 0.25 para el periodo muestral 1991-2005.

Adicionalmente, el manejo del TCN obedecería al esquema cambiario prevaleciente en la economía. A manera de ejemplo, en una economía con tipo de cambio flexible el Banco Central tiene la posibilidad de intervenir el mercado cambiario para direccionar la

¹⁸ El gráfico muestra la tasa de depreciación desde enero de 1995 hasta junio de 2008, restándose 12 datos a la muestra original, ya que se emplearon estos en el parámetro inflación esperada a doce meses.

¹⁹ Lo cual no sucede cuando se omite el índice de precios del exterior como variable instrumental (Anexo1, gráfico 1b), mostrando de esa forma la necesidad de incluir dicha variable en la estimación, ya que el “desborde” de la serie efectiva ocurre inmediatamente después de la subvaluación causada por las crisis en Perú y Brasil que afectaron el tipo de cambio de Bolivia.

evolución de un tipo de cambio que sea acorde con sus objetivos de inflación y/o reducción de la brecha del producto²⁰. Asimismo, el Banco Central de Bolivia con un esquema cambiario *crawling peg*, tiene la potestad de direccionar el tipo de cambio como una forma de apoyo a su principal instrumento, buscando objetivos de nivel de precios y/o actividad económica, lo cual no significa que el BCB tenga como instrumento operativo al tipo de cambio nominal.

Adicionalmente, el hecho de que el tipo de cambio nominal haya estado fijo durante toda la crisis financiera internacional revela que este no es el instrumento principal de la autoridad monetaria. Así mismo, en el escenario económico actual una política de depreciación amenazaría el nivel de bolivianización alcanzado, ya que expectativas de depreciación podrían conducir a los agentes económicos a buscar refugio en instrumentos financieros denominados en moneda extranjera,²¹ por lo cual el Banco Central actualmente se encontraría muy limitado a utilizar el tipo de cambio como instrumento operativo.

Por lo anterior, dado que la emisión no posee las características necesarias para ser el instrumento del BCB, y la variación del tipo de cambio nominal sería una herramienta adicional de la autoridad monetaria, corresponde evaluar otra variable que el Banco Central pueda emplear como instrumento operativo. En esa línea, en las siguientes dos subsecciones se efectúan estimaciones para la tasa de interés relevante de la autoridad monetaria y para el saldo de colocaciones netas del BCB²².

3.2. Estimación de una función de reacción para la tasa de interés

Un resultado común de las funciones de reacción es que estas logran capturar el comportamiento que sigue la autoridad monetaria. Respecto a dicho comportamiento, el Banco Central de Bolivia no hizo explícita alguna regla de política. Por esta razón, en la sección anterior se estimó una función de reacción para el tipo de cambio nominal y en esta sección se busca relacionar el comportamiento de la inflación y el producto, ante cambios en la tasa de interés relevante del BCB.

Las razones para suponer la presencia de dicha relación se deben a que en el año 2005 se inició un proceso de reversión de la dolarización financiera de la economía. Una cifra que muestra los resultados de este proceso es la caída en el porcentaje de los depósitos en moneda extranjera respecto al total; en enero de 2005 este coeficiente llegó al 89%, comparado con un 55% alcanzado en septiembre de 2009. Ello muestra un contexto

²⁰ Una muestra clara de recientes intervenciones al mercado cambiario en economías con régimen de tipo de cambio flexible, son los bancos centrales de Perú, Chile, Colombia y Brasil, quienes compraron divisas del mercado para frenar la apreciación de sus monedas, y por ende apoyar a su sector transable. Similar comportamiento fue exigido por Francia al Banco Central Europeo antes de la crisis griega.

²¹ Dicho escenario se hizo presente en 2009 cuando las expectativas de los agentes económicos apostaron por una depreciación del tipo de cambio nominal, induciendo a que las operaciones cambiarias se peguen a la cota superior del diferencial cambiario vigente.

²² Se define como saldo de colocaciones netas, a las colocaciones brutas menos los vencimientos del BCB.

económico favorable para la autoridad monetaria, ya que bajo este escenario el BCB podría ejercer un mejor control de la política monetaria. Adicionalmente, si bien el BCB instrumenta su política a través de un esquema de agregados monetarios, la forma actual como se realizan las operaciones de mercado abierto se aproxima a un esquema de tasas de interés. Ya que, durante las sesiones del Comité de Operaciones de Mercado Abierto (COMA) se presta especial atención al efecto transmisión del canal de tasas, monitoreando la respuesta del sistema financiero ante movimientos en las tasas de corto plazo de la autoridad monetaria.

Existe evidencia empírica de reglas estimadas para Perú, Chile y Colombia (entre los casos más importantes dentro de la región), las cuales siguen una forma funcional similar a la propuesta por Taylor (1993).²³ Sin embargo, Ball (1998, 2000) explica que la función de reacción al estilo de Taylor en economías pequeñas y abiertas es subóptima a menos que esta sea modificada de forma importante, debido a que la economía no solo es impactada por shocks generados en la tasa de interés sino también, por shocks de tipo de cambio (como se demostró en la sección anterior). Este autor estudia el impacto que tienen las variaciones del tipo de cambio sobre la inflación, utilizando el siguiente modelo:

$$y_t = -\beta i_{t-1} + \delta e_{t-1} + \lambda y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\pi_t = \pi_{t-1} + \alpha y_{t-1} + \gamma (e_{t-1} - e_{t-2}) + \eta_t \quad (5)$$

$$e_t = -\theta i_t + v_t \quad (6)$$

Donde y es el producto (aproximado mediante el IGAE), i la tasa de interés real del BCB, e el tipo de cambio real (donde niveles más altos indican una depreciación real de la moneda domestica), π la inflación (aproximada mediante el índice de inflación subyacente) y finalmente η , v y ε son términos que se comportan como ruido blanco.²⁴

La ecuación (4) puede ser vista como una curva IS para una economía abierta, donde los resultados de las acciones que realice hoy la autoridad monetaria se reflejan en el producto del siguiente periodo, además el producto tendría cierta inercia. La ecuación (5) representa la Curva de Phillips para una economía abierta, donde la variación de la inflación estaría en función de la inercia de la misma y del producto; además esta ecuación considera el valor rezagado de la variación en el tipo de cambio real. La ecuación (6) indica una relación inversa entre el tipo de cambio y la tasa de interés, donde un incremento en la tasa de

²³ Al respecto es importante destacar el trabajo de Moron y Winkelried (2005), quienes estiman un modelo óptimo para economías financieramente vulnerables.

²⁴ Todas las variables son expresadas como tasas interanuales de crecimiento.

interés interna provoca una entrada de capitales, la cual conduce a la apreciación del tipo de cambio.²⁵

Una característica muy importante en el modelo de Ball (2000) es su especificación, donde la estabilización de las fluctuaciones de la inflación y producto son alcanzados de mejor forma si el objetivo es π_t^* , la cual filtra los efectos transitorios de las fluctuaciones del tipo de cambio. Formalmente se tiene:

$$\pi_t^* = \pi_t - \gamma e_{t-1} \quad (7)$$

A manera de ejemplo, si se supone un incremento en e_{t-1} , entonces la inflación subyacente π_t se incrementará (ecuación 5), pero de acuerdo a la ecuación (7), la inflación π_t^* será menor que π_t . Por lo tanto, π_t^* es la tasa de inflación que filtra los impactos del tipo de cambio.

El planteamiento anterior no es trivial, ya que por medio de este modelo se aíslan los efectos de fluctuaciones del tipo de cambio en la inflación, haciendo posible la estimación de una función de reacción para la tasa de interés donde se asume al precio del dinero como instrumento operativo del Banco Central.

Puesto que el modelo propuesto por las ecuaciones (4), (5) y (6) puede ser considerado como un modelo pequeño con varias variables endógenas, se emplea el método de ecuaciones simultaneas para estimar sus parámetros. La estimación abarca una muestra mensual comprendida entre enero de 1994 hasta junio de 2009.

$$y_t = -0.112 i_{t-1} + 0.283 e_{t-1} + 0.449 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

** ** ***

$$\pi_t = 0.881 \pi_{t-1} + 0.346 y_{t-1} + 0.311 (e_{t-1} - e_{t-2}) + \eta_t \quad (9)$$

*** * ***

$$e_t = -0.027 i_t + v_t \quad (10)$$

Donde ***, **, * representan la significancia estadística al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

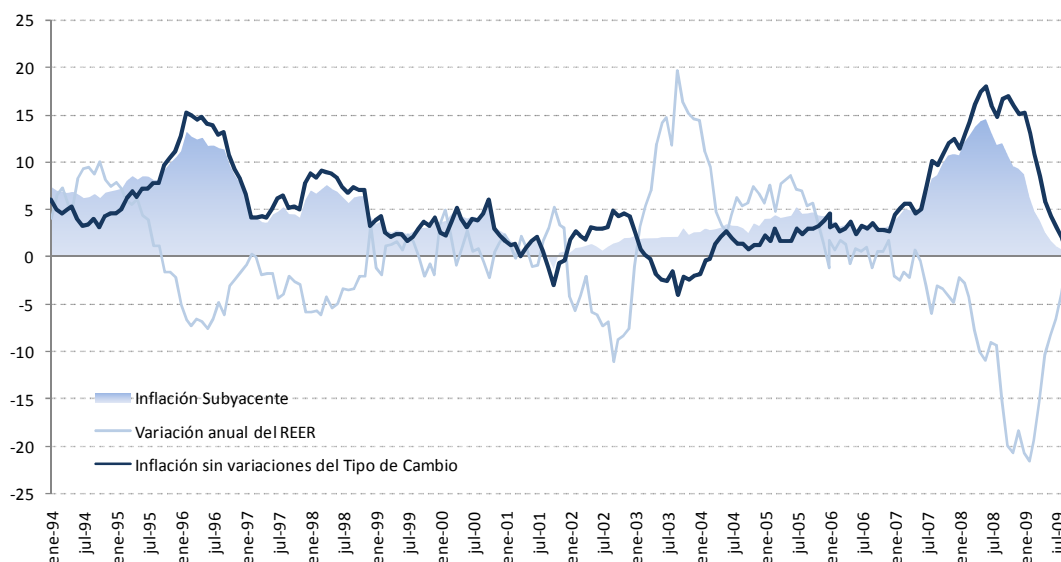
Sustituyendo el coeficiente 0.311 en la ecuación (7), se obtiene:

$$\pi_t^* = \pi_t - 0.311 e_{t-1} \quad (11)$$

La ecuación (11) es con la cual finalmente se trabajará para obtener el nivel de inflación que excluye los movimientos de tipo de cambio. Los resultados se observan a continuación:

²⁵ Esto para una economía con tipo de cambio flexible y considerable vinculación financiera internacional.

Gráfico 5
Inflación Subyacente e Inflación excluyendo variaciones del Tipo de Cambio

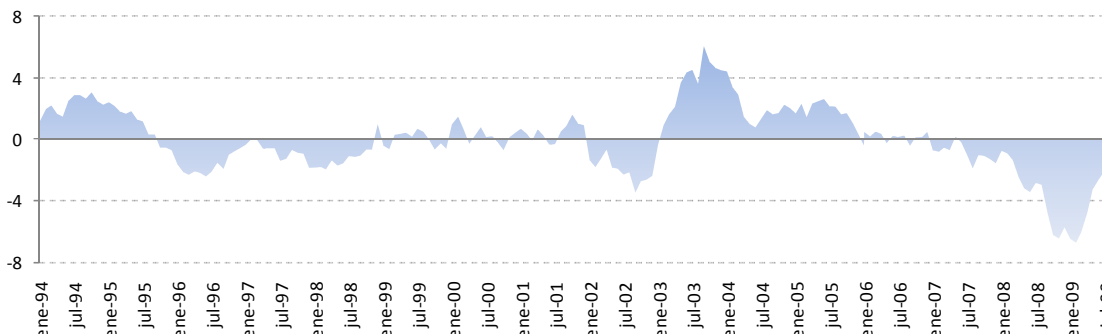


En el gráfico, la línea gruesa muestra la inflación que hubiese registrado la economía sin la intervención de la autoridad monetaria direccionando el tipo de cambio. En este sentido, la historia reciente de la economía nacional destaca dos episodios en los cuales se puede evidenciar el impacto del tipo de cambio real sobre la inflación. El primero de ellos abarca el período 2003-2005, donde el ritmo de depreciación que buscó alentar las exportaciones de bienes transables generó inflación.²⁶ El segundo, que abarca el periodo entre 2007 hasta la primera mitad de 2009, evidencia una apreciación que supera el 20% denotando el esfuerzo del BCB en un contexto de elevada inflación. Lo anterior, sustenta la instrumentación operativa de la política monetaria en Bolivia a través de fluctuaciones en el tipo de cambio, no sólo nominal sino también real.

En cuanto a la efectividad de la política cambiaria en el control de la inflación, el gráfico 6 muestra que en diciembre de 2008 debido a las apreciaciones cambiarias se habría restado, aproximadamente, 5.7 puntos porcentuales a la inflación subyacente a doce meses, lo cual implica que si la política cambiaria no hubiese tenido una orientación hacia la apreciación de la moneda nacional, los precios hubieran aumentado en mayor magnitud afectando el bienestar de la sociedad.

²⁶ En septiembre de 2003 se alcanza una tasa de depreciación real anual cercana al 20%.

Gráfico 6
Impacto de las fluctuaciones del Tipo de Cambio Real sobre la Inflación
(Puntos Porcentuales)



Luego de obtener el nivel de inflación sin variaciones del tipo de cambio, la siguiente etapa consiste en estimar la función de reacción del Banco Central tomando como variable dependiente la tasa de interés. En este trabajo se sigue la propuesta metodológica de Clarida *et al.*, (1997), introduciendo algunas modificaciones acordes con el objetivo del documento, la función propuesta es:

$$i_t = (1 - \rho)\bar{i} + \alpha(1 - \rho)\pi_{t+n} + \gamma(1 - \rho)(Y_t - Y_t^*) + \rho i_{t-1} + \varepsilon_t \quad (12)$$

En la ecuación (12), i_t representa el nivel de la tasa de interés nominal, π_{t+n} la inflación en un horizonte de n meses,²⁷ $Y_t - Y_t^*$ representa la brecha del producto, ρ (que debe ser mayor que cero, pero menor que 1), mide la gradualidad (velocidad) con la que el Banco Central modifica su tasa de interés, finalmente \bar{i} es una constante con la cual se puede obtener la tasa de inflación objetivo del Banco Central (Favero, 2001).²⁸

La ecuación (12), considera que los bancos centrales ajustan su tasa de interés de forma gradual, de tal forma que la autoridad monetaria determina ésta como un promedio ponderado de la tasa de interés objetivo (\bar{i}) y de la tasa de interés observada en el período anterior (i_{t-1}), más un término de perturbación exógeno (φ):

$$i_t = (1 - \rho)\bar{i} + \rho i_{t-1} + \varphi_t \quad (13)$$

Como técnica de estimación de la ecuación (12), se emplea el Método Generalizado de Momentos *GMM*.

²⁷ Se establece un horizonte de n meses puesto que se buscará probar distintas alternativas para n (3, 6, 9 y 12).

²⁸ Como proxy de la tasa relevante se considera a la tasa de adjudicación de las letras a 91 días del BCB en moneda nacional.

Tabla 2
Función de Reacción para la Tasa de Interés Relevante (2005 - 2009)

Horizontes alternativos	ρ	\bar{i}	α	γ	R ² Ajustado	Test J
Inflación esperada (n=3)	0,879 ***	4,762 ***	0,273 ***	0,416 **	0,93	14,85
Inflación esperada (n=6)	0,881 ***	4,653 ***	0,236 ***	0,313 ***	0,96	13,26
Inflación esperada (n=9)	0,933 ***	4,200 ***	0,329 *	0,311 ***	0,96	15,26
Inflación esperada (n=12)	0,858 ***	4,826 ***	0,133	0,656	0,93	15,63

- Donde ***, **, * representan la significancia estadística al 1%, 5% y 10% respectivamente.
- El set de instrumentos empleados corresponden del 1° al 6°, 9° y 12° rezago de la inflación, brecha del producto, tasa de interés y bolivianización..
- La estimación incluye la opción de preblanqueo. El ancho de banda para las autocovarianzas fue elegido mediante el método de selección variable de Newey-West.

En la tabla 2 se observa que el coeficiente α , que mide la respuesta del BCB ante cambios en la inflación esperada, es significativo al 1% en las primeras dos ecuaciones (donde el horizonte de inflación esperada es menor o igual a 6 meses). Esto indicaría que, dado un escenario de incremento de precios en el corto plazo la tasa relevante del BCB se incrementaría para controlar la inflación²⁹. Sin embargo, se observa una respuesta menor a la unidad, lo cual podría explicarse en que actualmente el BCB no instrumenta su política monetaria mediante un esquema de tasas de interés.

Estas ecuaciones (inflación esperada de 3 y 6 meses) poseen coeficientes similares en los cuales se obtienen los signos esperados y además son estadísticamente significativos. Dado ello, la función de reacción con una inflación esperada α en un horizonte de tres meses señala que, la tasa relevante del BCB se incrementaría en 27pb ante un aumento de 1% en la inflación esperada. Este resultado pone en evidencia que la autoridad monetaria no responde en términos reales ante cambios en la inflación esperada.³⁰

Por su parte, el coeficiente de rezago de la tasa de interés $\rho = 0.88$ indica un alto grado de inercia de la política monetaria, lo cual coincide con la idea de que los bancos centrales son conscientes de que la volatilidad de las tasas de interés trae costos adicionales al generar, por ejemplo, tensiones en los mercados financieros. Además, denota la gradualidad con la que el BCB implementa su política monetaria, la misma que reduce el riesgo de implementar políticas erróneas que lleven a desajustes en las expectativas que se forman los agentes.

²⁹ Debe remarcarse que en el actual esquema monetario del BCB, el ente emisor fija montos y no precios, por lo cual la tasa es una resultante.

³⁰ Esta afirmación se observa gráficamente en el Anexo 1, gráfico 1c.

Adicionalmente, el parámetro γ indica una fuerte respuesta de la tasa de interés ante cambios en la actividad económica, concretamente, dado un crecimiento en el producto efectivo 1% por encima del potencial, la tasa del BCB se incrementaría 42pb para controlar los efectos derivados, señalando que la autoridad monetaria seguiría una política anticíclica.³¹

De acuerdo a lo anterior, si bien una función de reacción para la tasa de interés del BCB señala que existe un compromiso de la autoridad monetaria con sus objetivos. Debido a la estructura actual en la que el BCB envía señales al mercado, fijando montos, el mecanismo de transmisión del canal de tasas de interés aún sería reducido. La evidencia en la estimación realizada señala la presencia de una respuesta menor a la unidad cuando la inflación se incrementa 1%, lo cual significa que no se tiene efectos sobre la tasa de interés real relevante para el mercado, limitando de esta forma la capacidad de la autoridad monetaria en ejercer su política por este medio, ya que el sistema financiero no tendría estímulo para adquirir estos títulos puesto que no tendrían rendimientos reales positivos. En ese contexto, Taylor (1993) establece que la tasa de interés nominal de corto plazo debería ser una función creciente del pronóstico de la tasa de inflación dado su objetivo y de la producción real dado su nivel potencial, es decir movimientos nominales de la tasa de la autoridad monetaria deberían inducir cambios en la tasa de interés real (principio de Taylor), lo cual no sucedería en la economía boliviana..

Adicionalmente, evidencia empírica reciente para el caso boliviano sugiere una respuesta incompleta de las tasas pasivas de corto plazo (91-180 y 181-360 días) ante shocks en la tasa relevante del BCB. Mientras, la respuesta de las tasas activas (además de ser menor) tomaría como variable determinante más importante al riesgo de segmento de mercado.³² Estos resultados se justificarían por el actual esquema monetario que opera en Bolivia, ya que en la subasta de títulos de regulación monetaria se fijan montos y no precios.

Dado que la función de reacción estimada indicaría que la autoridad monetaria no instrumenta su política mediante la LT 91 días (no se ofrece al sistema financiero rendimientos reales positivos –contraviene al principio de Taylor-), corresponde probar si otra variable posee las características necesarias.

3.3. Estimación de una función de reacción para el Saldo de Colocaciones Netas

Una variable importante para cualquier Banco Central es el Saldo de Colocaciones Netas (SCN).³³ Se entiende a este, como las Operaciones de Mercado Abierto (OMA)³⁴ que realice el BCB menos los vencimientos que posea.

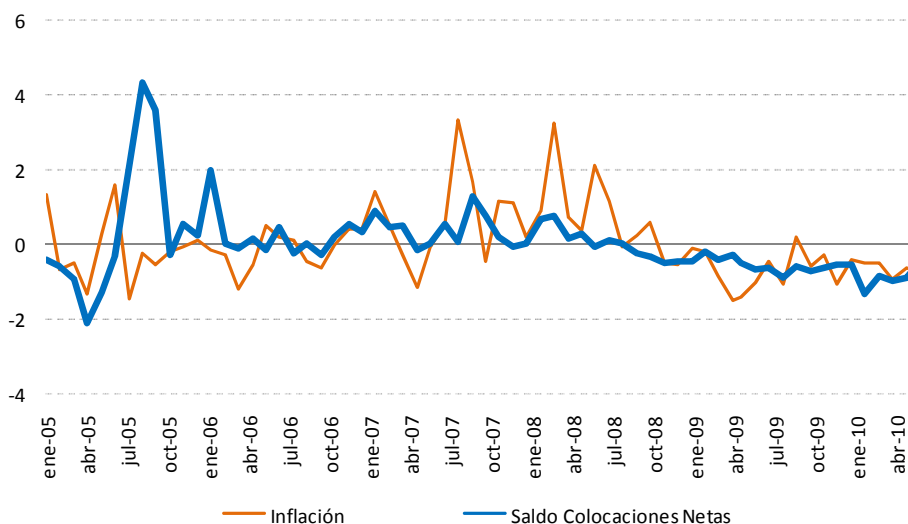
³¹ De hecho Leiderman et. al.(2008), encuentran que Bolivia posee la política anticíclica más agresiva de toda la región.

³² Rodrigo et al. (2010).

³³ En especial para uno como el BCB, que instrumenta su política monetaria mediante un esquema de cantidades.

En el caso de Bolivia, se puede mencionar que esta variable guarda amplia relación con la evolución de la coyuntura económica nacional, es decir sigue los movimientos de la inflación y del producto.³⁵ Al respecto, el Gráfico 7, muestra una importante correlación entre dicha variable y la inflación.

Gráfico 7*
Saldo de Colocaciones Netas del BCB e Inflación
(Variación mensual)



* Datos normalizados

El análisis contempla una muestra mensual comprendida desde enero de 2005 hasta junio de 2010. Como medida de inflación se toma la variación porcentual mensual del IPC y como medida del SCN se consideran las variaciones porcentuales mensuales del SCN en MN y MN-UFV, excluyendo el saldo en moneda extranjera. A inicios de la muestra (abril-2005), se evidencia una fuerte caída del SCN del BCB, ello se debió a un clima de inestabilidad política causado por conflictos sociales que condujeron a que el sistema financiero enfrente problemas de liquidez. En respuesta, el BCB disminuyó el ritmo de sus colocaciones inyectando recursos a través del vencimiento de sus títulos. Posterior a este periodo, el saldo de colocaciones netas siguió de cerca la evolución de la inflación (Gráfico 7).

Debido a la crisis internacional, a partir de octubre de 2008 el Banco Central inició un periodo de política monetaria expansiva, a raíz de ello el saldo de colocaciones netas

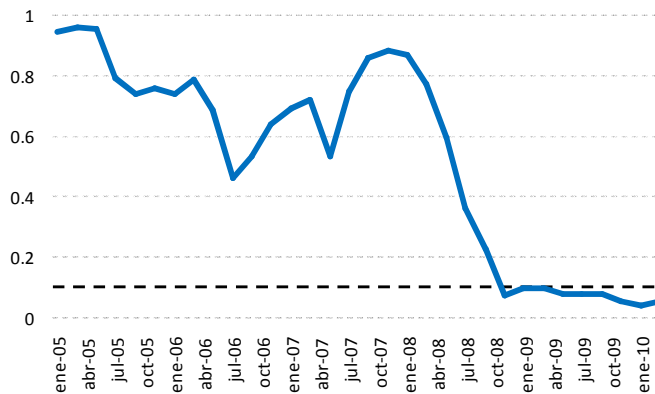
³⁴ Compra y venta (definitiva o en reporto) de valores públicos, con el propósito de expandir o contraer la liquidez y el volumen de los medios de pago en la economía.

³⁵ Varios Bancos Centrales incorporan en sus funciones de reacción la brecha del producto, debido a que esta variable proporciona información relevante para la conducción de la política monetaria, ya sea porque mostraría una caída en la actividad económica o porque daría a conocer un posible sobrecalentamiento del producto.

mostró tasas de crecimiento negativas (en promedio -2.6% entre agosto 2008 y diciembre 2009).

Lo anterior deja abierta una clara posibilidad del manejo de esta variable como instrumento operativo del Banco Central. Al respecto, Estrella y Mishkin (1996) expresan que para que una variable sea considerada como instrumento operativo ésta debe cumplir determinadas características, entre ellas establecen como parámetros de evaluación la presencia de una relación estable y predecible entre el instrumento y el objetivo de la autoridad monetaria. Evaluando, mediante un test de causalidad de Granger, cuán predecible es la inflación considerando el SCN se encuentra el siguiente resultado.³⁶

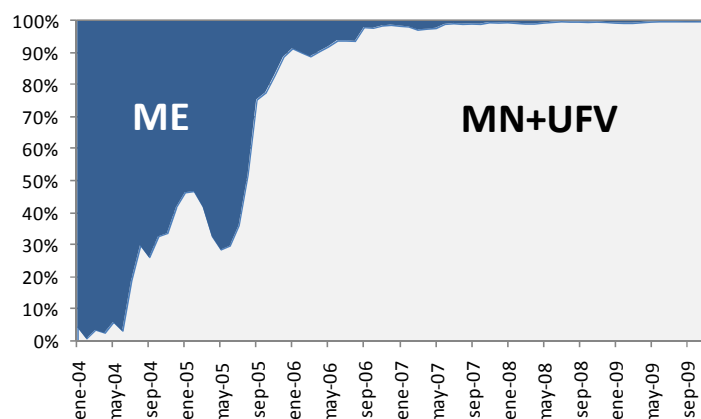
Gráfico 8
Test de Causalidad Granger.
Saldo de Colocaciones Netas BCB - Inflación



Los resultados del gráfico 8 indican que, a partir del último trimestre de 2008 el saldo de colocaciones netas precede temporalmente a la inflación, adicionalmente esta relación se hace estadísticamente más importante al transcurrir el tiempo. Lo anterior, revela precedencia temporal del SCN haciendo confiables los modelos de pronóstico que empleen esta variable para conocer la evolución de la inflación. Por otro lado, los resultados del inicio de la muestra se deben a que la serie empleada como SCN solo contempla las operaciones en MN y MN-UFV, y dado que la composición del saldo a inicios del año 2005 aún se mantenía fuertemente influenciado por las colocaciones de títulos en ME, es razonable pensar que nuestra serie no muestre significancia estadística en una relación de precedencia temporal con la inflación. A pesar de ello, el cambio gradual en la composición del saldo de colocaciones netas del BCB a favor de la moneda nacional (gráfico 9), produce mejoras en los resultados encontrados hacia finales de 2008 y en adelante.

³⁶ Se estimaron ventanas móviles de 24 meses, de tal manera que los resultados muestran la evolución de la información relevante en el pasado del SCN e inflación para predecir la inflación observada.

Gráfico 9
Evolución por moneda del Saldo de Colocaciones Netas del BCB
(Porcentaje)



De acuerdo a los resultados presentados se estima una función de reacción mediante la metodología *GMM*, empleando como instrumento operativo a la variación mensual del saldo de colocaciones netas del BCB en moneda nacional y moneda UFV, para ello se sigue la metodología de Clarida *et al.* (1997). La estimación se realiza asumiendo la siguiente forma funcional.

$$SCN_t = (1 - \rho) \overline{SCN} + \alpha(1 - \rho)\pi_{t+\beta} + \gamma(1 - \rho)(Y_t - Y_t^*) + \rho SCN_{t-1} + \varepsilon_t \quad (14)$$

Donde, se asume que dentro de cada periodo de tiempo el Banco Central tiene un objetivo para dicha variable (SCN_t^*) el cual es determinado por el estado de la economía. En el caso más simple se asume que dicho estado viene dado por la inflación (π) y la brecha del producto ($Y_t - Y_t^*$).

La ecuación (14) describe cual fue el manejo del instrumento operativo de la autoridad monetaria ante determinados shocks generados en (I) la inflación en un horizonte de n meses y (II) la brecha del producto.

Los resultados para el periodo enero 2005 a marzo 2010 se presentan en la tabla 3. La razón para contemplar este periodo de análisis se debe a que el SCN antes del 2005 estaba muy influenciado por las operaciones en moneda extranjera, debido a la alta dolarización de la economía nacional. Sin embargo, este escenario cambia radicalmente a partir del inicio de la bolivianización. Muestra de ello, a marzo de 2010 tan solo el 0.05% del total del saldo de colocaciones netas se encuentra en moneda extranjera (Gráfico 9).

Tabla 3
Función de Reacción para el Saldo de Colocaciones Netas (2005 - 2010)

	ρ	SCN	α	γ	R ² Ajustado	Durbin - Watson
Horizonte n=3	0.829 ***	2.869 ***	1.211 ***	0.773 ***	0.80	2.00
Horizonte n=6	0.929 **	2.171 ***	1.106 **	0.455 ***	0.77	1.97
Horizonte n=9	0.889 **	1.735 **	0.954	0.546 **	0.71	2.02
Horizonte n=12	0.895 **	2.353 **	0.754	0.946 **	0.70	1.95

- Donde ***, **, * representan la significancia estadística al 1%, 5% y 10%, respectivamente.
- El set de instrumentos empleados corresponden a los rezagos del 1° al 6°, 9° y 12° rezago de la inflación, brecha del producto, saldo de colocaciones netas y bolivianización.
- La estimación incluye la opción de preblanqueo. El ancho de banda para las autocovarianzas fue elegido mediante el método de selección variable de Newey-West.

Se encuentran resultados estadísticamente significativos cuando el análisis contempla una inflación esperada de tres meses (n=3), horizontes superiores a ese proporcionan parametros no confiables o menos robustos como es el caso cuando n=6.

Los resultados, resumidos en la tabla 3, indican que el BCB responde incrementando el saldo de sus colocaciones netas 1.21% ante un incremento de 1% en la inflación esperada a tres meses. Además, reduce sus colocaciones mensuales en 0.77% cuando la brecha de producto se hace negativa, es decir la autoridad monetaria aplica una política expansiva cuando la actividad económica efectiva crece por debajo del nivel potencial. Adicionalmente, el parámetro que mide la inercia de la serie posee un coeficiente igual a 0.83, indicando la prudencia que tiene la autoridad monetaria al momento de cambiar la dirección que sigue el SCN.

En síntesis, el saldo de colocaciones netas del BCB ofrece buenos resultados cuando es empleado para estimar una función de reacción para el ente emisor. Por tanto, sería posible pensar en la instrumentación de la política monetaria a través del manejo de esta variable como instrumento operativo, ya que se encontrarían efectos estadísticamente significativos sobre la inflación y el producto

Adicionalmente, se presentarían otras dos razones que harían del Saldo de Colocaciones Netas una mejor variable instrumento para la autoridad monetaria.

En primer lugar, en el contexto actual el manejo del saldo de colocaciones netas sería independiente, a diferencia de lo que ocurre con el tipo de cambio nominal que además de

buscar objetivos de inflación o actividad económica, sería un determinante del nivel de bolivianización. Así, una depreciación cambiaria ejercería presiones sobre las expectativas de los agentes, motivando una recomposición en los portafolios de inversión a favor de las inversiones en moneda extranjera, reduciendo el nivel de bolivianización. Ello conllevaría una reducción en la efectividad de la política monetaria del BCB, pues al reducirse el nivel de bolivianización la maniobrabilidad del ente emisor sería disminuida.

Adicionalmente, bajo un esquema de agregados monetarios (como en el que opera el BCB) la tasa de interés tiene un carácter endógeno. Es decir, es una resultante de la subasta de títulos de regulación monetaria. En ese sentido, el mecanismo de transmisión a través de un canal de tasas de interés aun sería reducido. Ello se demuestra mediante la función de reacción estimada para la tasa de interés relevante del BCB, donde se encuentra una respuesta menor a la unidad cuando la inflación se incrementa 1%, lo cual significa que no se tiene efectos sobre la tasa de interés real relevante para el mercado, limitando de esta forma la capacidad de la autoridad monetaria en ejercer su política monetaria por este medio.

4. Consideraciones Finales.

Mediante la estimación de una función de reacción para el tipo de cambio nominal (empleando una muestra mensual que abarca el periodo 1995 – 2009), se encontró que el Banco Central respondería a la expectativa de inflación a 12 meses apreciando tanto el tipo de cambio nominal como también el real, buscando de esta forma controlar presiones inflacionarias. En efecto, las estimaciones realizadas sugieren que la apreciación del tipo de cambio real registrada durante 2008 habría restado aproximadamente 5.7 puntos porcentuales a la inflación subyacente a doce meses, en un escenario de elevados niveles de inflación interna y externa. Por otro lado, dicha función muestra un alto grado de inercia del tipo de cambio nominal, indicando que la política cambiaria se ajustaría lentamente hacia su nivel objetivo proyectado, lo cual es consistente con el aún elevado grado de dolarización financiera. Sin embargo, dado el esquema cambiario *crawling peg* que opera en Bolivia, el tipo de cambio se constituye en una herramienta de apoyo al instrumento operativo que posee la autoridad monetaria.

Por otro lado, la reducción en los niveles de dolarización, producto de la ampliación del diferencial cambiario y la apreciación de la moneda nacional, habría posibilitando a la autoridad monetaria emplear otros instrumentos como el saldo de colocaciones netas y la tasa de interés para afectar la inflación y reducir la brecha en la actividad económica.

Respecto a la tasa de interés, se estimó una función de reacción para la tasa relevante del BCB (empleando como proxy la tasa de las LT a 91 días, para el período 2005-2009). Los resultados indican que la tasa de interés relevante del BCB se incrementaría para controlar presiones inflacionarias de corto plazo, pero este instrumento reaccionaría con mayor

fuerza ante desvíos en el crecimiento del producto efectivo respecto a su nivel potencial. Empero, la ausencia de movimientos reales en la tasa de interés relevante implicaría un mecanismo de transmisión incompleto. Por lo cual, políticas cuyos objetivos se transmitan a través de un canal de tasas de interés no serían efectivas. Ello se deriva del actual esquema de política monetaria, donde se establecen montos y se esperan variaciones de precios.

Una alternativa interesante para mejorar el canal de transmisión de tasas de interés es el propuesto por Cernadas et al. 2009, donde se establece que existen ciertas condiciones que harían posible la implementación de este esquema, empero también se mencionan ciertas limitaciones. Salvando estas dificultades y con un esquema de tasas de interés explícito, se podría pensar en una mejor relación entre el instrumento –tasa de interés-, y objetivo –inflación-.

En relación a la estimación de la función de reacción para el saldo de colocaciones netas, se encontró una respuesta decisiva del ente emisor ante incrementos en la inflación esperada. Adicionalmente, el modelo determinó que la autoridad monetaria reduciría el saldo de sus colocaciones ante una caída en la actividad económica efectiva.

Finalmente, el saldo de colocaciones netas sería la variable que mejor identificaría la postura del ente emisor. No obstante, el tipo de cambio nominal sería un instrumento adicional, cuando la economía necesita de la aplicación de políticas más agresivas.

Referencias.

- Ball, L. (1997), "Efficient Rules for Monetary Policy". NBER Working Paper N°5952.
- Ball, L. (1998), "Policy Rules for Open Economies". Research Discussion Paper N° 9806, Reserve Bank of Australia.
- Ball, L. (2000). "Policy Rules and External Shocks". NBER Working Paper N°7910.
- Baum, C., Schaffer, H., Stillman, S. (2003), "Instrumental Variables and GMM estimation and testing". Boston College, Watt University, New Zealand Department of Labour. WP N° 545.
- Bernanke, B., Blinder, A. (1988). "Credit, Money, and Aggregate Demand", American Economic Review, Vol. 78, No. 2, pp. 435-439.
- Bernanke, B., Gertler, M. (1996). "Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission", NBER working paper series, No. 5146
- Carvalho, A., Moura, M., (2008), "What Can Taylor Rules Say About Monetary Policy in Latin America", Documento de trabajo. Banco Central de Brazil.
- Castro, J. F., Morón, E. (2002), "Uncovering Central Bank Monetary Policy Objectives: Going Beyond Fear of Floating". Macroeconomics 02050002, Econ WPA.
- Cernadas, L., Paz, V. (2008), "El Canal de Transmisión de las Tasas de Interés en la Ejecución de la Política Monetaria: ¿Funciona en Bolivia? ", Documento de Trabajo. Banco Central de Bolivia.
- Cernadas, L., Rodrigo, L., Rodriguez H., Fernandez V., Paz V. y Aldazosa R. (2009) "Instrumentación de La Política Monetaria por Medio de un Corredor de Tasas de Interés". Documento de trabajo. Banco Central de Bolivia.
- Clarida, R., Galí, J., Gertler, M. (1998). "Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence". European Economic Review, Vol. N°42.
- Clarida, R., Gertler, M. (1997), "How the Bundesbank Conducts Monetary Policy, in Reducing Inflation: Motivation and Strategy". Chicago: University of Chicago.
- Clarida, R., (2001), "The Empirics of Monetary Rules in Open Economies", Working Paper No 8603, National Bureau of Economic Research.
- Cossío, J., Laguna, M., Martin, D., Mendieta, P., Mendoza, R., Palmero, M., y Rodriguez, H. (2009). "La inflación y Políticas del Banco Central de Bolivia". Documento de Trabajo. Banco Central de Bolivia.

- Escobar, F. y Mendieta, P. (2004), "Inflación y Depreciación en una Economía Dolarizada: el caso de Bolivia", Banco Central de Bolivia, Revista de Análisis, Volumen 7 N°1
- Estrella, A. y Mishkin, F. (1996). "Is There a Role for Monetary Aggregates in the Conduct of Monetary Policy?". Working Paper No 5845. National Bureau of Economic Research.
- Favero, C. A. (2001), "Applied Macroeconometrics", Oxford University Press.
- Gerdesmeier, D., Roffia, B. (2003). "Empirical Estimates of Reaction Functions for The Euro Area". Working paper N° 206. European Central Bank.
- González, P., Tejada, M., (2006), "No linealidades en la Regla de Política Monetaria del Banco Central de Chile: Una Evidencia Empírica", Documento de Trabajo. Banco Central de Chile.
- Hansen, L., (1982), "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators". *Econometrica*, Vol. 50, No. 4.
- Hansen, L., (2007), "Generalized Method of Moments Estimation", Department of Economics, University of Chicago.
- Horváth, B., Maino, R. (2006). "Monetary Transmission Mechanisms in Belarus". WP/06/246. International Monetary Fund.
- Jácome, L., Parrado, E. (2006). "The quest for price stability in Central America and the Dominican Republic". Documento de Trabajo N°390. Banco Central de Chile
- Koivu, T., Mehrotra, A., Nuutilainen R. (2008). "McCallum rule and Chinese monetary policy". Discussion Papers N°15. Bank of Finland.
- Lahura, E. (2005). "El efecto Traspaso de la Tasa de Interés y la Política Monetaria en el Perú: 1995-2004". Documentos de Trabajo. N° 2005-008. Banco Central de Reserva del Perú.
- Leiderman, L., Maino, R., Parrado, E. (2008). "Metas de inflación en economías dolarizadas". Documento de Trabajo. Banco Central de Bolivia.
- McCallum, Bennett, 1988, "Robustness properties of a rule for monetary," Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy N° 29.
- McCallum, Bennett, 2003, "Japanese Monetary Policy, 1991-2001. Working paper. Federal Reserve Bank of Richmond Economic.

- Mendieta, P. (2008). “El equilibrio de la competitividad cambiaria boliviana: un enfoque empírico”. Documento de Trabajo Para Presentación en el Segundo Encuentro de Economistas. Banco Central de Bolivia.
- Mendieta, P., Murillo, A., Palmero, M. (2008). “Estimación de un modelo estructural pequeño para Bolivia”. Documento de Trabajo. Banco Central de Bolivia.
- Mendoza, R. y Boyan, R. (2001). “Metas Explícitas de Inflación y la política monetaria en Bolivia”. Documento de Trabajo. Banco Central de Bolivia.
- Morales, J. y Sachs, J. (1990), “*Bolivia’s economic crisis*” en Jeffrey Sachs, Ed., *Developing Country Debt and Economic Performance*, Vol. 2, Chicago y Londres Press.
- Morón, E., Winkelried, D. (2005). “Monetary Policy rules for financially vulnerable economies”, *Journal of Development Economics*, 76.
- Parrado, E. (2004). “Singapore’s Unique Monetary Policy: How Does It Work”. WP/04/10. International Monetary Fund.
- Plantier, C., Scrimgeour, D. (2002). “Estimating a Taylor Rule for New Zealand with a time-varying neutral real rate”. Discussion Paper Series 06, Reserve Bank of New Zealand.
- Poole, W. (1999). “Monetary Policy Rules?”. Federal Reserve Bank of St. Louis.
- Restrepo, J. (1999). “Reglas monetarias en Colombia y Chile”. Archivos de Macroeconomía N° 99. Departamento Nacional de Planeación. Colombia.
- Svensson, L. (1997). “Inflation forecast targeting: implementing and monitoring inflation targets”. *European Economic Review* N° 41.
- Taylor, J. (1993). “Discretion versus Policy Rules in Practice”. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* N°39.
- Wang, S. y Handa, J. (2007), “Monetary Policy rules under a fixed exchange rate regime: empirical evidence from China”. Department of Economics, McGill University.
- Williams, J. (1999). “Simple rules for monetary policy”. Board of Governors of the Federal Reserve System Discussion Paper N°12.

ANEXO 1.

Gráfico 1a
Información utilizada para la estimación de la función de reacción
para el tipo de cambio nominal

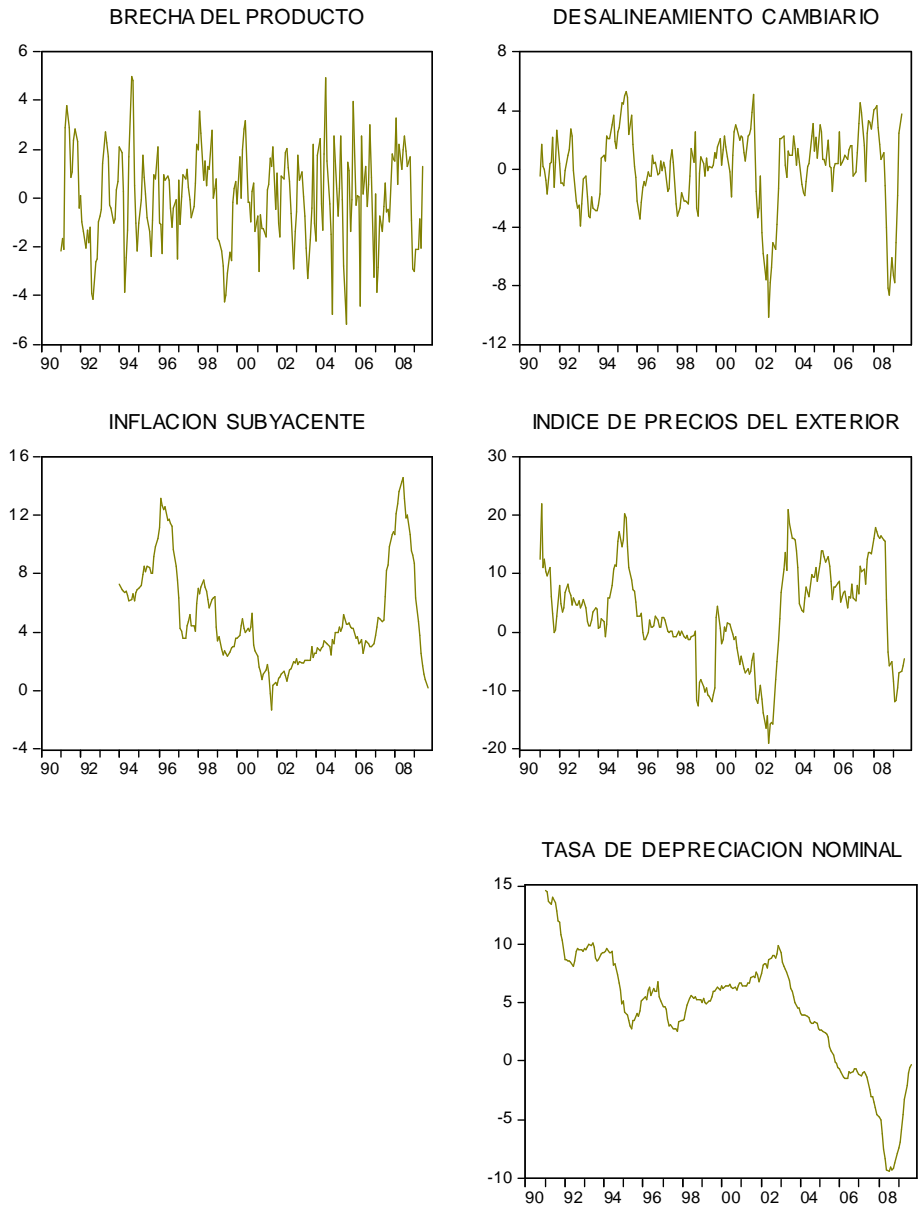


Gráfico 1b
Tasa anual de Depreciación observada e intervalo de confianza
sin el Índice de Precios del Exterior como instrumento

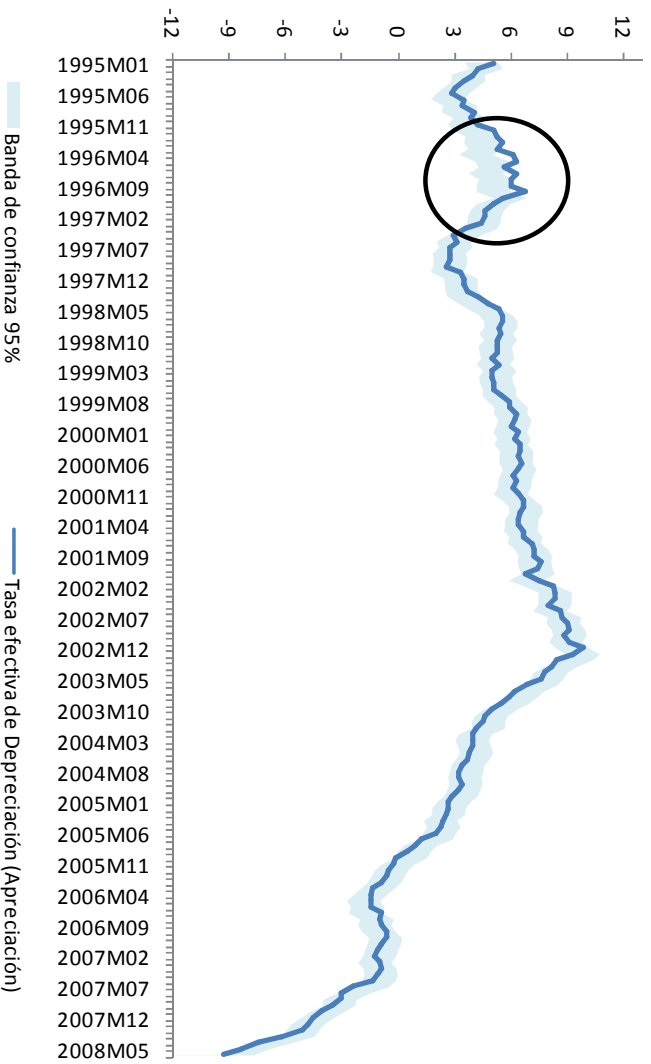


Gráfico 1c
Tasa de Interés nominal y real de los títulos del BCB a 91 días

