



Reglas de política monetaria para Chile y Perú: Evidencia de inestabilidad en los parámetros¹

Gustavo A. Leyva Jiménez

gleyva@bcentral.cl

Resumen

Este documento estudia la estabilidad de reglas monetarias básicas para Chile y Perú a través de la estimación de los parámetros vía el Filtro de Kalman, en el contexto del aporte de Clarida et al. (2000), para el periodo de enero de 1996 a agosto de 2006. Se encuentra que la respuesta de ambos bancos centrales al objetivo inflacionario es similar. La tendencia decreciente que se observa en el parámetro es interpretada como el resultado de la ganancia en credibilidad proveniente del relativo éxito en el cumplimiento de las metas de inflación que han logrado las respectivas autoridades monetarias.

Palabras clave: Reglas de política monetaria, metas de inflación, Filtro de Kalman.

Clasificación **JEL**: E52, E58

1. Introducción

En la estimación de reglas de política monetaria, por lo general, la literatura ha incidido poco en el estudio de la estabilidad de la función de reacción de los bancos centrales a sus objetivos explícitos o implícitos de política. Las ganancias en entendimiento de la estabilidad de los parámetros pueden abordarse desde el punto de vista teórico y empírico. A nivel teórico, la estimación de reglas monetarias menos restringidas, en el sentido que permiten evaluar la estabilidad, está más acorde con la relevancia de la hipótesis de Lucas. En general, los bancos centrales, como cualquier agente racional, no han permanecido pasivos ante el escenario macroeconómico en el cual han operado, y en

¹ Documento preparado como nota de investigación en el curso de Macroeconomía Internacional del Magíster en Economía de la Universidad de Chile (Departamento de Economía). Presentado en el XXV Encuentro de Economistas del BCRP en diciembre de 2007. Agradezco especialmente a Gabriel Rodríguez por sus valiosos comentarios y a los asistentes al seminario interno del Banco Central de Chile. Las opiniones y resultados presentados en este documento son de responsabilidad exclusiva del autor y no reflejan necesariamente la posición del Banco Central de Chile o de sus Consejeros.



respuesta a ello han tenido que adoptar los mecanismos institucionales y regímenes monetarios que se ajustaran mejor al compromiso con sus objetivos de política.

Lo anterior es particularmente flagrante en los casos de Chile y Perú. Chile constituye el caso de mayor experiencia en la implementación del régimen de metas de inflación entre los países latinoamericanos, y durante el proceso de implementación gradual se han introducido cambios de política congruentes con una adopción completa (*fully-fledged*) del régimen. Así, en setiembre de 1999 el Banco Central de Chile (BCCh) decidió abandonar el régimen de bandas cambiarias y reforzó la transparencia y rendición de cuentas con la publicación de Reportes de Inflación (desde mayo de 2000). Por su parte, el Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) adoptó formalmente el régimen de metas de inflación el 2002, y aunque anunciaba metas de inflación desde 1994, no tenía un compromiso institucional explícito con su cumplimiento. Asimismo, de acuerdo con la práctica internacional de los países con metas de inflación, el BCRP abandonó el control de la base monetaria como instrumento de política y adoptó, en su lugar, a principios de 2001, una política de anuncio de tasas de interés de referencia.

Desde el punto de vista empírico y práctico, para los bancos centrales puede resultar útil saber si pueden cumplir con su objetivo inflacionario mediante menores y graduales ajustes en la tasa de interés, y por lo tanto, a costa de una menor variabilidad en el producto. Adicionalmente, si la hipótesis de inestabilidad es validada se podrían afinar los pronósticos de inflación considerando apropiadamente la incertidumbre asociada a la estimación de los parámetros.

En este trabajo se estiman reglas de política monetaria básicas para los casos chileno y peruano permitiendo que los parámetros que reflejan la reacción de los bancos centrales a sus objetivos de política varíen en el tiempo. Para ello, reglas de tasas de interés son estimadas por medio del Filtro de Kalman y Máxima Verosimilitud. Se encuentra que la respuesta de ambos bancos centrales al objetivo inflacionario es similar. La tendencia decreciente que se observa en el parámetro es interpretada como el resultado de la ganancia en credibilidad proveniente del relativo éxito en el cumplimiento de las metas de inflación que han logrado las respectivas autoridades monetarias.

La estructura de este documento es como sigue. En la siguiente sección se presenta una breve revisión de la literatura sobre la estimación de reglas de política monetaria para los casos chileno y peruano. En la tercera sección se expone la metodología utilizada mientras que en la cuarta se discuten los resultados. Finalmente, el documento concluye en la quinta sección.



2. Revisión de Literatura

Desde el aporte seminal de Clarida et al. (1998) y Clarida et al. (2000) la literatura empírica ha contado con un marco teórico fundamentado para la caracterización de las reglas de política monetaria de los bancos centrales en un entorno de expectativas racionales. Antes, bajo la influencia del trabajo pionero de Taylor (1993), era común estimar especificaciones “ad-hoc” con el ánimo de recoger la posición expansiva o contractiva de la política monetaria en respuesta de las variables que institucionalmente eran fijadas como objetivos de política o variables que se pensaba podrían ser de un interés implícito para la autoridad monetaria. Ahora, bajo un marco teórico debidamente micro-fundamentado es directo derivar reglas de política óptimas a partir del comportamiento optimizador de un banco central que busca minimizar la pérdida asociada al desvío de las variables de interés de sus valores objetivo.

De este modo, no sorprende que el estudio de la manera como los bancos centrales responden a sus objetivos sea relativamente reciente, en especial, en economías emergentes. Sin embargo, aunque la disponibilidad reciente de las herramientas teóricas que permitan realizar dicho análisis pueda explicar el interés tardío en el estudio del comportamiento de los bancos centrales en este tipo de economías, un factor adicional puede residir en el contexto macroeconómico y en la institucionalidad detrás del manejo de política monetaria. Así, la estimación de funciones de reacción de un banco central puede tener mayor sentido cuando se garantizan los requerimientos mínimos para que opere una política monetaria independiente. Sugerentemente, la literatura que ha abordado este tipo de estudio para los casos chileno y peruano, es muy reciente y su fecha cronológica coincide con periodos de relativa estabilidad macroeconómica y de formalización de los esquemas de política monetaria que guían las decisiones de los bancos centrales en la actualidad.

En el caso del Perú, Castro y Morón (2002) estiman la función de reacción del BCRP mediante el Método Generalizado de Momentos (MGM) para el periodo en el que regía el control de agregados monetarios como instrumento de política intermedio². Según los autores es que el BCRP respondería a un objetivo cambiario implícito debido a la preocupación de que fluctuaciones en el tipo de cambio se transmitan al sector real a través del mecanismo de hoja de balance como resultado del descalce cambiario típico en economías con pasivos dolarizados. Otro resultado interesante es que el BCRP habría reaccionado no sólo a la inflación rezagada sino también a la expectativa de la inflación un año adelante, aproximada por la tasa de inflación *ex-post*, lo que explicaría la adopción posterior del

² A pesar que el régimen seguido durante gran parte de la década pasada es caracterizado como un esquema de metas monetarias, Mishkin y Savastano (2002) precisan que el BCRP no habría seguido una estrategia de este tipo debido a la ausencia de una política de anuncio de metas monetarias y de un mecanismo de rendición de cuentas.



esquema de metas de inflación, en vista de la necesidad de desarrollar pronósticos confiables de inflación. Sin embargo, los resultados no son consistentes con la política gradualista de desinflación seguida por el BCRP tal como sostienen Armas et al.(2001)³.

Por su parte, Corbo (2002) para el periodo 1990-1999, periodo similar al analizado por Castro y Morón (2002), encuentra que el BCRP habría respondido no sólo a la brecha inflacionaria, sino también a las brechas del producto y del tipo de cambio real, usando como instrumento la tasa de interés de los Certificados de Depósito a 30 días. Recientemente, Leiderman et al. (2006) encuentran que el BCRP también respondería a las Reservas Internacionales con el ánimo de mitigar la pérdida de reservas ante un incipiente ataque especulativo⁴.

Para el caso de Chile, la literatura es mucho más extensa y variada tanto en la especificación de la función de reacción (algunas basadas en Clarida et al. (1998) y Clarida et al. (2000) y otras en formas reducidas de esta o especificaciones “ad-hoc”) como en el método de estimación utilizado, lo que obviamente facilita el análisis de la robustez de los resultados. De este modo, existe el consenso casi generalizado que la brecha de la inflación observada respecto a la meta es de interés primario para el BCCh (Restrepo (2002), Corbo (2002), Corbo et al. (2002) y Leiderman et al. (2006)). Para estudiar la estabilidad del parámetro asociado a la respuesta de la autoridad monetaria a la brecha de la inflación, Corbo et al. (2002) estiman recursivamente los estimados de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) de una función de reacción simple a la Taylor para una muestra de países que utilizan las metas de inflación como ancla nominal. La tendencia decreciente de dicho parámetro en el periodo 1990-1999 para el caso de Chile es interpretada por los autores como una ganancia de credibilidad en la conducción de la política monetaria derivada del relativo éxito en el cumplimiento de las metas de inflación y, por lo tanto, en el anclaje de las expectativas de inflación⁵.

Restrepo (2002) también analiza la presencia de un cambio estructural en el grado de compromiso del BCCh con su objetivo inflacionario. El autor encuentra que la respuesta del BCCh a la brecha de inflación es más enérgica en el periodo 1990-1997 respecto al periodo 1986-1990, cuando el BCCh

³ Para dar una idea, la tasa de inflación pasó de 139,2% en 1991 a 6,5% en 1997.

⁴ Para una revisión detallada - especificación de las reglas de política y principales resultados – véase cuadros 1, 2 y 3 en el apéndice.

⁵ Schmidt-Hebbel y Werner (2002) sostienen, por ejemplo, que bajo el esquema de metas de inflación, las metas inflacionarias modificarían la formación de las expectativas de inflación de los agentes económicos solo si la política monetaria implementada es creíble. Véase Corbo et al. (2002) para una revisión detallada del impacto del esquema de metas de inflación sobre el desempeño macroeconómico y la conducción de la política monetaria, en particular, sobre la capacidad del banco central para anclar las expectativas inflacionarias. Para el caso chileno, los autores muestran que los objetivos de inflación habrían funcionado como un importante coordinador de las expectativas inflacionarias sobre la base de un enfoque *forward looking* seguido por el BCCh..



carecía de independencia⁶. Nótese que este resultado no se contradice con lo encontrado por Corbo et al. (2002). Mientras el análisis de Corbo et al. (2002) se centra en el periodo de implementación del esquema de metas de inflación, cuando el BCCh gozaba de plena independencia y donde se puede verificar la ganancia gradual en credibilidad, el análisis de Restrepo (2002) compara periodos diferentes en materia de respaldo institucional al manejo independiente de la política monetaria. Así, el anclaje de expectativas de inflación es difícil de concebir en las primeras etapas de implementación del esquema de metas de inflación, sobre todo cuando la tasa de inflación es aún alta.

Es común incluir el déficit en cuenta corriente en la estimación de la función de reacción del BCCh en virtud del doble mandato legal que la autoridad monetaria sigue⁷. Por ejemplo, Corbo (2002) obtiene resultados más satisfactorios cuando incluye tanto el objetivo de inflación como la cuenta corriente, que cuando estima una regla monetaria básica dependiente sólo del objetivo inflacionario. Por su parte, Schmidt-Hebbel y Werner (2002) encuentran que el déficit en cuenta corriente sólo es significativo, junto con la brecha de inflación, cuando estiman la regla monetaria para el periodo 1991-2001. Sin embargo, para el periodo 1997-2001, dicha variable pierde significancia mientras que el objetivo inflacionario sigue siendo relevante en la determinación de la tasa de interés de política. En contraste, Mies et al. (2002) encuentran que el parámetro asociado a la cuenta corriente de una regla monetaria especificada a la Clarida et al. (2000) y estimada mediante el Filtro de Kalman, ha aumentado durante el periodo 1991-2001. Una tendencia similar es mostrada por los parámetros de la brecha del producto y del tipo de cambio.

La estrategia empírica desarrollada en este trabajo guarda estrecha relación con la metodología utilizada en Mies et al. (2002). Como se indicó anteriormente, los cambios en los procedimientos operativos de los bancos centrales de los países bajo estudio ocurridos durante la última década hacen difícil pensar que los parámetros de reacción del banco central hayan permanecido inalterados, sobre todo en el contexto de agentes económicos racionales y en concordancia con la crítica de Lucas. El Filtro de Kalman ofrece el marco adecuado para analizar el comportamiento cambiante en el tiempo de los parámetros de la ecuación de interés.

Sin embargo, como se detalla en la siguiente sección, el presente documento aborda aspectos metodológicos que están ausentes en Mies et al. (2002). En particular, la regla monetaria estimada por

⁶ En octubre de 1989 el BCCh obtiene la independencia en el manejo de su política monetaria. A pesar del doble objetivo que persigue el BCCh por mandato legal, la práctica ha mostrado, como sugiere Corbo (1998), que la existencia de un sistema financiero robusto y cuentas externas saludables permitieron al BCCh concentrarse en el objetivo inflacionario y, por lo tanto, en la reducción de la inflación.

⁷ El artículo 3 de su Ley Orgánica establece que el Banco tiene por objeto velar por la estabilidad de la moneda y el normal funcionamiento de los pagos internos y externos.

los autores es una forma reducida de la especificación de Clarida et al. (2000) en el sentido que la estimación no identifica *directamente* los parámetros estructurales de la función de reacción. Además, los autores no presentan intervalos de confianza que den cuenta de la incertidumbre asociada a la estimación recursiva de los parámetros.

3. Aspectos Metodológicos

Esta sección revisa brevemente la metodología utilizada en la estimación de las reglas monetarias para los casos chileno y peruano⁸. Clarida et al. (2000) plantean una especificación básica para reglas de política monetaria del tipo *forward looking*⁹:

$$r_t^* = \beta_{0,t}^* + \beta_{1,t}(E_t(\pi_{t,k}) - \pi_{t,k}^*) + \beta_{2,t}(E_t(g_{t,l})) \quad (1)$$

donde, como es usual, E_t denota la esperanza matemática condicionada al conjunto de información en el periodo t , r_t^* denota el instrumento de política monetaria fijado en t (en este caso la tasa de interés), $\pi_{t,k}$ es la tasa de inflación adelantada k periodos y $g_{t,l}$ es la brecha entre el producto observado y su nivel potencial, adelantada l periodos¹⁰. Con la siguiente ecuación que captura el gradualismo con el que se lleva a cabo la determinación del instrumento de política:

$$r_t = (1 - \theta_t)r_t^* + \theta_t r_{t-1} + \mu_t \quad (2)$$

es directo llegar por simple reemplazo a la regla de política monetaria que ha sido ampliamente utilizada en la literatura. Así, el modelo a estimar se expresa del siguiente modo:

$$r_t = (1 - \theta_t)(\beta_{0,t} + \beta_{1,t}\pi_{t,k} + \beta_{2,t}g_{t,l}) + \theta_t r_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\theta_t = \frac{1}{1 + \exp(-\beta_{3,t})} \quad (4)$$

$$\beta_{i,t} = \beta_{i,t-1} + v_{i,t}, \quad v_{i,t} \sim i.i.d.\mathcal{N}(0, \sigma_{v,i}^2), \quad i = 0, 1, 2, 3 \quad (5)$$

⁸ Esta sección se basa en Kim (2006).

⁹ Clarida et al. (1998) derivan de manera óptima reglas como la que aquí se presenta en el contexto de un banco central que minimiza una función de pérdida cuadrática en presencia de rigidices nominales.

¹⁰ Se simplifica la exposición de esta sección asumiendo que el banco central sólo responde a los objetivos de inflación y de la brecha del producto.



donde, $\beta_{0,t} = \beta_{0,t}^* - \beta_{1,t}\pi_t^*$ siendo $\beta_{0,t}^*$ la tasa natural de interés, que es la tasa que regiría si la inflación y el producto estuviesen en sus niveles objetivo, $\varepsilon = (1 - \theta_t)[\beta_{1,t}(\pi_{t,k} - E_t(\pi_{t,k})) + \beta_{2,t}(g_{t,l} - E_t(g_{t,l}))] + \mu$, y el parámetro de suavizamiento θ_t es restringido a adoptar valores entre cero y uno. Nótese que este modelo permite que los parámetros sigan un proceso de paseo aleatorio y que por lo tanto exhiban quiebres continuos en el tiempo (véase ecuación (5))¹¹. Además, el error ε está correlacionado con las variables explicativas de la función de reacción por lo que será necesario adoptar una estrategia que lidie con el problema de endogeneidad.

Kim y Nelson (2006) proponen una metodología en el espíritu de Heckman (1976) que trata el problema de la endogeneidad en los modelos que admiten variabilidad del parámetro en el tiempo¹², como el propuesto en este documento. El procedimiento de Kim (2006) consiste de dos etapas. En la primera, se estima una regresión de la variable que induce endogeneidad sobre un conjunto propuesto de variables instrumentales. Para cada variable endógena se estima una regresión separada y se calculan los errores estimados correspondientes. Si se cree que la relación entre las variables endógenas y los instrumentos es también inestable (es decir, los parámetros de la ecuación siguen un proceso como el indicado en la ecuación (5)), las ecuaciones son estimadas por el Filtro de Kalman y Máxima Verosimilitud, y se calculan los errores de pronóstico de la variable dependiente¹³. Así, se podrían estimar las siguientes ecuaciones:

$$\pi_{t,k} = z_t' \delta_{1,t} + \epsilon_{1,t}, \quad \epsilon_{1,t} \sim i.i.d. \mathcal{N}(0, \sigma_{\epsilon_{1,t}}^2) \quad (6)$$

$$g_{t,l} = z_t' \delta_{2,t} + \epsilon_{2,t}, \quad \epsilon_{2,t} \sim i.i.d. \mathcal{N}(0, \sigma_{\epsilon_{2,t}}^2) \quad (7)$$

con

$$\delta_{i,t} = \delta_{i,t-1} + \eta_{i,t}, \quad \eta_{i,t} \sim i.i.d. \mathcal{N}(0, \Sigma_{\eta,i}), \quad i = 1, 2 \quad (8)$$

En la segunda etapa se usa el Filtro de Kalman y se estima por Máxima Verosimilitud la siguiente ecuación, junto con las ecuaciones (4) y (5):

$$r_t = (1 - \theta_t)(\beta_{0,t} + \beta_{1,t}\pi_{t,k} + \beta_{2,t}g_{t,l}) + \theta_t r_{t-1} + \rho_1 \sigma_{\varepsilon,t} \varepsilon_{1,t}^* + \rho_2 \sigma_{\varepsilon,t} \varepsilon_{2,t}^* + \omega_t, \\ \omega_t \sim i.i.d. \mathcal{N}(0, (1 - \rho_1^2 - \rho_2^2) \sigma_{\varepsilon,t}^2) \quad (9)$$

¹¹ Es plausible concebir que los parámetros sigan un proceso de paseo aleatorio, vale decir, estén afectos a cambios permanentes, ya que por lo general los cambios de régimen de política monetaria son de una sola vez y son concebidos como permanentes.

¹² Del inglés, Time-Varying Parameter Model (TVP Model).

¹³ Para una exposición introductoria de cómo opera el Filtro de Kalman, véase Harvey (1989), Capítulo 3.



donde, ρ_1 y ρ_2 son las correlaciones entre $\epsilon_{1,t}$ y ϵ_t y entre $\epsilon_{2,t}$ y ϵ_t , respectivamente. Los errores de predicción (estandarizados) ϵ_1^* y ϵ_2^* en la ecuación anterior actúan como términos de corrección del sesgo en el espíritu del procedimiento de dos etapas de Heckman (1976). Debido a la restricción que el parámetro de suavizamiento θ_t esté acotado entre cero y uno (véase ecuación (4)), el problema se torna bastante no-lineal, por lo que se realiza una aproximación de Taylor de primer orden a la ecuación (3) (Harvey (1989))¹⁴.

4. Resultados

No obstante la intuición que se tiene *a priori* del comportamiento inestable de los parámetros de la función de reacción, puede ser útil llevar a cabo pruebas estadísticas de estabilidad que sopesen la hipótesis nula de estabilidad contra la hipótesis alternativa según la cual los parámetros siguen un proceso de paseo aleatorio¹⁵. Sin embargo, la flexibilidad del Filtro de Kalman permite de manera automática verificar la hipótesis de estabilidad, por lo que aquí se puede prescindir de estas pruebas¹⁶.

La información utilizada para la estimación de las reglas de política provienen de los bancos centrales de los países bajo estudio. Las series utilizadas son de frecuencia mensual y cubren el periodo de enero de 1996 a agosto de 2006 para ambos casos aunque el periodo efectivo de estimación está comprendido entre enero de 1997 y octubre de 2005 por razones que más adelante quedarán claras¹⁷. La regla monetaria básica estimada para los casos chileno y peruano asume que la autoridad monetaria responde a la brecha entre la inflación observada y la meta de inflación¹⁸, ambas adelantadas un año, y a la brecha rezagada tres periodos del producto y del tipo de cambio respecto a sus valores de tendencia¹⁹. La especificación en lo que concierne a estas dos últimas variables considera el hecho que mientras el banco central puede tener pronósticos confiables de la inflación - notar que bajo el esquema de metas de inflación, los pronósticos de inflación funcionan como meta intermedia de la política monetaria, véase Svensson (1997) - es más difícil pronosticar el tipo de cambio y la brecha del producto. Más aún, la respuesta tampoco se modela como contemporánea a estas variables ya que

¹⁴ Para mayores detalles, véase Kim y Nelson (2006).

¹⁵ La literatura es relativamente escasa respecto a este tipo de pruebas, en las cuales el parámetro de interés exhibe quiebres continuos en el tiempo bajo la hipótesis alternativa. Claras excepciones son Breusch y Pagan (1979) y Hansen (1992). La literatura se ha desarrollado mucho más en el campo de los quiebres discretos.

¹⁶ La pruebas de estabilidad mencionadas en el pie de página anterior han sido propuestas para modelos lineales. La adaptación de estas pruebas al caso de modelos no-lineales no es sencilla, y su discusión no es tratada en el presente documento.

¹⁷ Nótese por lo tanto que los resultados de este trabajo no incorporan los efectos de la reciente escalada de los precios internacionales de los granos, y por lo tanto, de los alimentos.

¹⁸ El BCCh anuncia metas de inflación desde 1991, mientras que el BCRP lo hace desde 1994.

¹⁹ El componente tendencial estocástico de las series es extraído con el Filtro de Hodrick y Prescott (1997). Es sabido que este Filtro tiene problemas en la generación de este componente al inicio y término de la muestra. Existen, sin embargo, procedimientos alternativos como los propuestos por Cristiano y Fitzgerald (1998) y Baxter y King (1999) que son más apropiados al respecto.

también se toma en cuenta la disponibilidad de esta información al momento de fijar la tasa de interés. El instrumento de política es la tasa de interés de política monetaria nominalizada - usando las metas de inflación vigentes - para el caso de Chile, y la tasa de interés interbancaria, como medida *proxy* de la tasa de política monetaria²⁰, para el caso de Perú²¹.

De este modo, la ecuación a estimar se expresa como sigue²²:

$$r_t = (1 - \theta_t)(\beta_{0,t} + \beta_{1,t}\pi_{t,12} + \beta_{2,t}g_{t,t-3} + \beta_{3,t}e_{t,t-3}) + \theta_t r_{t-1} + \omega_t \quad (10)$$

donde e_t denota la brecha entre el nivel de tipo de cambio nominal y su nivel tendencial. A pesar de la expresión anterior, debe tenerse en cuenta que se sigue el procedimiento de dos etapas de Kim (2006). En la primera etapa, se utiliza los tres primeros rezagos de la tasa de inflación y de la tasa de variación anual del precio del petróleo como variables instrumentales²³. En la segunda etapa, el error de estimación obtenido anteriormente se introduce en (10) y se estima el modelo por Máxima Verosimilitud vía el Filtro de Kalman (recuérdese el modelo expresado en términos de las ecuaciones (3), (4) y (5)). Adicionalmente, en la segunda etapa se modela la varianza condicional del error como un proceso GARCH (1,1) para permitir que la varianza (condicional) se modifique también a través del tiempo²⁴.

Los parámetros estimados por el Filtro de Kalman se muestran en las figuras 1 y 2, para el caso de Chile, y en las figuras 4 y 5, para el caso de Perú²⁵. La estructura dinámica de la función de reacción permite distinguir entre los objetivos de corto y largo plazos. Los primeros son de interés temporal o secundario (por ejemplo, subordinados al objetivo de inflación) para la autoridad monetaria y se determinan en función de eventos de una sola vez que obligan la intervención. Los segundos son congruentes con el compromiso institucional y son establecidos de acuerdo con la estrategia de política monetaria vigente. En el caso de Chile, se verifica que el único compromiso de largo plazo del BCCh es el objetivo inflacionario (véase figura 2). Los parámetros de largo plazo asociados a la brecha del producto y a la brecha del tipo de cambio no son significativos en todo el periodo. Sin

²⁰ El BCRP anuncia una tasa de interés de referencia desde el 2001, dentro de una banda formada por la tasa de interés de *redescuento* (límite superior) y la tasa *overnight* (límite inferior) que paga el BCRP por los depósitos de los bancos privados.

²¹ En este documento se considera sólo reglas monetarias básicas para facilitar la comparación entre países

²² Alternativamente, se podría proponer una estrategia de estimación conjunta que incluya adicionalmente las ecuaciones de demanda y oferta agregadas en un contexto de equilibrio general que permita identificar apropiadamente todos los parámetros estructurales de la economía. Véase al respecto, Favero (2001) y Favero y Rovelli (2003), y Rodríguez (2008) para una aplicación al caso peruano.

²³ En la primera etapa se lleva a cabo la estimación por MCO y se calculan los errores de estimación. La relación entre la tasa de inflación y los instrumentos no es modelada con el Filtro de Kalman debido a que no hay información *a priori* que sugiera una relación inestable entre dichas variables.

²⁴ Más adelante, en la discusión de resultados se notará que puede ser poco plausible asumir varianza homocedástica en el periodo de estudio.

²⁵ Se presentan las intervalos de confianza en líneas sólidas alrededor del parámetro (recursivo) estimado, en líneas discontinuas.



embargo, el BCCh habría respondido al tipo de cambio entre enero de 1997 y julio de 1998. Nótese que en este periodo estaba aún vigente el régimen de bandas cambiarias por lo que este resultado tiene una correspondencia en los hechos. Por otro lado, el modelo recoge el gradualismo que ha caracterizado al BCCh en el ajuste de su tasa de interés de política. El suavizamiento de la tasa de interés refleja los deseos de la autoridad monetaria de minimizar la variabilidad del producto y de la inflación. En el cuarto panel de la figura 2 se muestra la tasa natural de interés (en líneas punteadas) que se observaría si las variables se encontrasen en sus valores objetivo. Así, por ejemplo, la figura muestra que en ausencia de la turbulencia financiera causada por las crisis financieras internacionales no hubiese sido necesario que el BCCh interviniese aumentando la tasa de interés de política. Asimismo, hacia fines de 2005, el incremento gradual de la tasa de política habría sido consistente con la búsqueda de su nivel natural (cercano a 6% según estas estimaciones).

La descomposición de la varianza condicional del error de estimación de la regla de política se muestra en la figura 3. Como era de esperar, la varianza condicional captura bastante bien la volatilidad de la tasa de interés en el contexto de las crisis financieras de finales de la década pasada. Sin embargo, lo interesante de la figura es que la variabilidad de los parámetros da cuenta de una fracción importante de la volatilidad del error de estimación (véase línea punteada (intermedia)), lo que pone de manifiesto la importancia de considerar esta fuente de volatilidad cuando hay indicios de inestabilidad en los parámetros. La línea discontinua corresponde a la contribución de la especificación GARCH(1,1).

Para el caso de Perú, se encuentra que el BCRP no tendría un objetivo cambiario implícito, en contraste con lo que encuentran Castro y Morón (2002). Por su parte, de manera similar a lo encontrado para el caso chileno, se verifica que el principal objetivo es el inflacionario. Nótese además que el grado de suavizamiento de la tasa de interés es prácticamente estable en todo el periodo y menor en magnitud que el encontrado para el caso chileno. Este resultado quizás se deba al uso de la tasa de interés interbancaria, más volátil que la tasa de interés de referencia. Por otro lado, la tasa natural de interés exhibe un comportamiento en relación con la tasa de interés de política similar al encontrado para el caso chileno. Así, la tasa de interés en ausencia de crisis financieras hubiese permanecido en niveles bastante inferiores (8 %) a los que se observaron durante ese periodo (36 %). En la misma línea, hacia fines de 2005 el Banco Central también habría estado en el proceso de reajuste gradual de la tasa de interés consistente con su nivel natural (también cercano al 6 %).

La figura 6 presenta los resultados del ejercicio de la descomposición de la varianza condicional. De igual manera, la inestabilidad en los parámetros (véase la línea intermedia punteada) de la función de



reacción es tan importante como la fuente intrínseca de volatilidad del error estimado de la regresión debido a la especificación GARCH(1,1) (línea discontinua).

El principal resultado de este documento, sin embargo, es que la respuesta del banco central a los desvíos inflacionarios, en ambos casos de estudio, ha disminuido en el tiempo (véase el primer panel de las figuras 2 y 5). La tendencia decreciente del parámetro se interpreta como el reflejo del aumento en la credibilidad de la autoridad monetaria y en su capacidad para anclar las expectativas de inflación en un contexto de cumplimiento exitoso de las metas de inflación, tal como arguyen Corbo et al. (2002) para el caso chileno²⁶. De hecho, a partir de la mitad (aproximadamente) de la muestra, la respuesta de los bancos centrales a la brecha inflacionaria se torna no significativa estadísticamente (nótese que el intervalo incluye el cero). Para entender este resultado también es útil situarse en contexto. La menor relevancia sistemática del objetivo inflacionario en la función de reacción de los bancos centrales no debe entenderse como un desvío por parte de ellos de sus compromisos de política (estabilidad de precios). De esta manera, este último resultado es consistente con lo expuesto anteriormente sobre la gradualidad de la política monetaria. En los últimos años, la principal presión inflacionaria persistente ha tenido como fuente los altos precios del petróleo sin que ello requiera posiciones de política monetaria altamente contractivas²⁷. En ese sentido, a los bancos centrales les ha sido relativamente fácil contener la inflación sin tener que adoptar movimientos bruscos en la tasa de interés de política²⁸. De forma complementaria, no reconocer la contribución de la conducción de una política monetaria creíble y transparente sería ingenuo.

5. Conclusiones

El manejo de política monetaria en Chile y Perú se ha vuelto cada vez más homogéneo, siendo al parecer el esquema de metas de inflación el gran catalizador del logro de tal convergencia. La literatura ha documentado extensamente la experiencia latinoamericana en la adopción de este régimen. El proceso de implementación del esquema de metas de inflación ha distado de ser homogéneo entre los países no sólo en respuesta a las diferencias en la naturaleza del proceso de convergencia hacia la adopción formal y completa del régimen, sino también debido al escenario macroeconómico que albergó dicho proceso. Chile y Perú, claramente, no escapan a tal caracterización. Sin embargo, en línea con los resultados de este documento, ambos bancos centrales

²⁶ Esta interpretación al parecer difiere de la ensayada por Clarida et al. (1998) y Clarida et al. (2000) cuando obtienen un valor estimado mayor a la unidad para el parámetro asociado a los desvíos de la inflación en la era Volcker. Así, la Reserva Federal habría respondido de manera más enérgica durante este periodo. Sin embargo, el valor encontrado en este trabajo tiene sentido ya que existía un compromiso declarado con el control de la inflación en ambos casos de estudio.

²⁷ De hecho, algunos autores sostienen que el fenómeno de la desinflación, que es característico a muchos países de la región, tiene raíces comunes.

²⁸ Véase pie de página 16.



habrían logrado, a través de una política de anuncio de metas de inflación exitoso, anclar las expectativas de inflación de los agentes. La disminución sistemática de la ponderación del objetivo inflacionario en ambos países es interpretada como el resultado de una conducción de política monetaria exitosa (creíble y transparente), que le ha permitido a los bancos centrales incidir sobre la economía para cumplir con el objetivo inflacionario a través de ajustes menores y graduales en la tasa de interés.

Referencias

Armas, A., F. Grippa, Z. Quispe, y L. Valdivia (2001), “De Metas Monetarias a Metas de Inflación en una Economía con Dolarización Parcial: el Caso Peruano”, *Estudios Económicos No. 7, Banco Central Reserva del Perú*.

Baxter, M. y R. G. King (1999), “Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filter to Economic Time Series”, *The Review of Economics and Statistics*, 81, 575-593.

Breusch, T. y A. Pagan (1979), “A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation”, *Econometrica*, 47, 1287-1294.

Calvo, G. (2006), “Monetary Policy Challenges in Emerging Markets: Sudden Stop, Liability Dollarization, and Lender of Last Resort”, Presentado en la Décima Conferencia Anual del Banco Central de Chile. “Cuenta Corriente y Financiamiento Externo”, 9 y 10 Noviembre de 2006. Santiago, Chile.

Castro, J. F. y E. Morón (2002), “Uncovering Central Bank Monetary Policy Objectives: Going Beyond Fear of Floating”, *Macroeconomics 0205002, EconWPA*.

Clarida, R., J. Gali, y M. Gertler (1998), “Monetary policy rules in practice Some international evidence”, *European Economic Review*, 42, 1033-1067.

Clarida, R., J. Gali, y M. Gertler (2000), “Monetary Policy Rules And Macroeconomic Stability: Evidence And Some Theory”, *The Quarterly Journal of Economics*, 115, 147-180.

Corbo, V. (1998), “Reaching One-Digit Inflation: The Chilean Experience”, *Journal of Applied Economics*, 0, 123-163.

----- (2002), “Monetary Policy in Latin America in the 1990's”, in *N. Loayza and K. Schmidt-Hebbel (eds.) Monetary Policy: Rules and Transmission Mechanisms*, Central Bank of Chile.

Corbo, V., O. Landerretche, y K. Schmidt-Hebbel (2002), “Does Inflation Targeting Make a Difference?” in *N. Loayza and R. Soto (eds.) Inflation Targeting: Design, Performance, Challenges*, Central Bank of Chile.

Cristiano, L. J. y T. J. Fitzgerald (1998), “The business cycle: it's still a puzzle”, *Economics Perspectives*, 56-83.

Favero, C. (2001), *Applied Macroeconometrics*, New York, Oxford University Press.



- Favero, C. A. y R. Rovelli** (2003), “Macroeconomic Stability and the Preferences of the Fed: A Formal Analysis, 1961-98”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 35, 545-56.
- Hansen, B. E.** (1992), “Testing for parameter instability in linear models”, *Journal of Policy Modeling*, 14, 517-533.
- Harvey, A.** (1989), “*Forecasting, structural time series models and the Kalman filter*”, Cambridge: Cambridge University Press.
- Heckman, J.** (1976), “The common structure of statistical models of truncation, sample selection, and limited dependent variables and a simple estimator for such models”, *Annals of Economic and Social Measurement*, 5, 475-492.
- Hodrick, R. J. y E. C. Prescott** (1997), “Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 29, 1-16.
- Kim, C.-J.** (2006), “Time-varying parameter models with endogenous regressors”, *Economics Letters*, 91, 21-26.
- Kim, C.-J. y C. R. Nelson** (1999), *State Space Models with Regime Switching. Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Application*, Massachusetts: The MIT Press.
- (2006), “Estimation of a forward-looking monetary policy rule: A time-varying parameter model using ex post data”, *Journal of Monetary Economics*, 53, 1949-1966.
- Leiderman, L., R. Maino, y E. Parrado** (2006): “Metas de inflación en economías dolarizadas” in *A. Armas, A. Ize y E. Levy Yeyati (eds.) Dolarización Financiera: La Agenda de Política*, Banco Central de Reserva del Perú.
- Mies, V., F. Morandé, y M. Tapia** (2002), “Política Monetaria y Mecanismos de Transmisión: Nuevos Elementos para una Vieja Discusión”, Working Papers Central Bank of Chile 181, Central Bank of Chile.
- Mishkin, F. y M. Savastano** (2002), “Monetary Policy Strategies for Latin America”, *NBER Working Paper 7617*.
- Morón, E. y D. Winkelried** (2005), “Monetary policy rules for financially vulnerable economies”, *Journal of Development Economics*, 76, 23-51.
- Restrepo, J.** (2002), “Reglas monetarias en Colombia y Chile”, Archivos de Economía 181, Departamento Nacional de Planeación. Unidad de Análisis Macroeconómico.
- Rodríguez, G.** (2008), “Efficiency of the Monetary Policy and Stability of Central Bank Preferences. Empirical Evidence for Peru”, *accepted for publication in Empirical Economics Letters*.
- Schmidt-Hebbel, K. y A. Werner** (2002): “Inflation Targeting in Brazil, Chile, and Mexico: Performance, Credibility, and the Exchange Rate”, *Working Paper 171, Central Bank of Chile*.
- Svensson, L. E. O.** (1997), “Inflation forecast targeting: Implementing and monitoring inflation targets”, *European Economic Review*, 41, 1111-1146.
- Taylor** (1993), “Discretion versus policy rules in practice” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, 195-214.

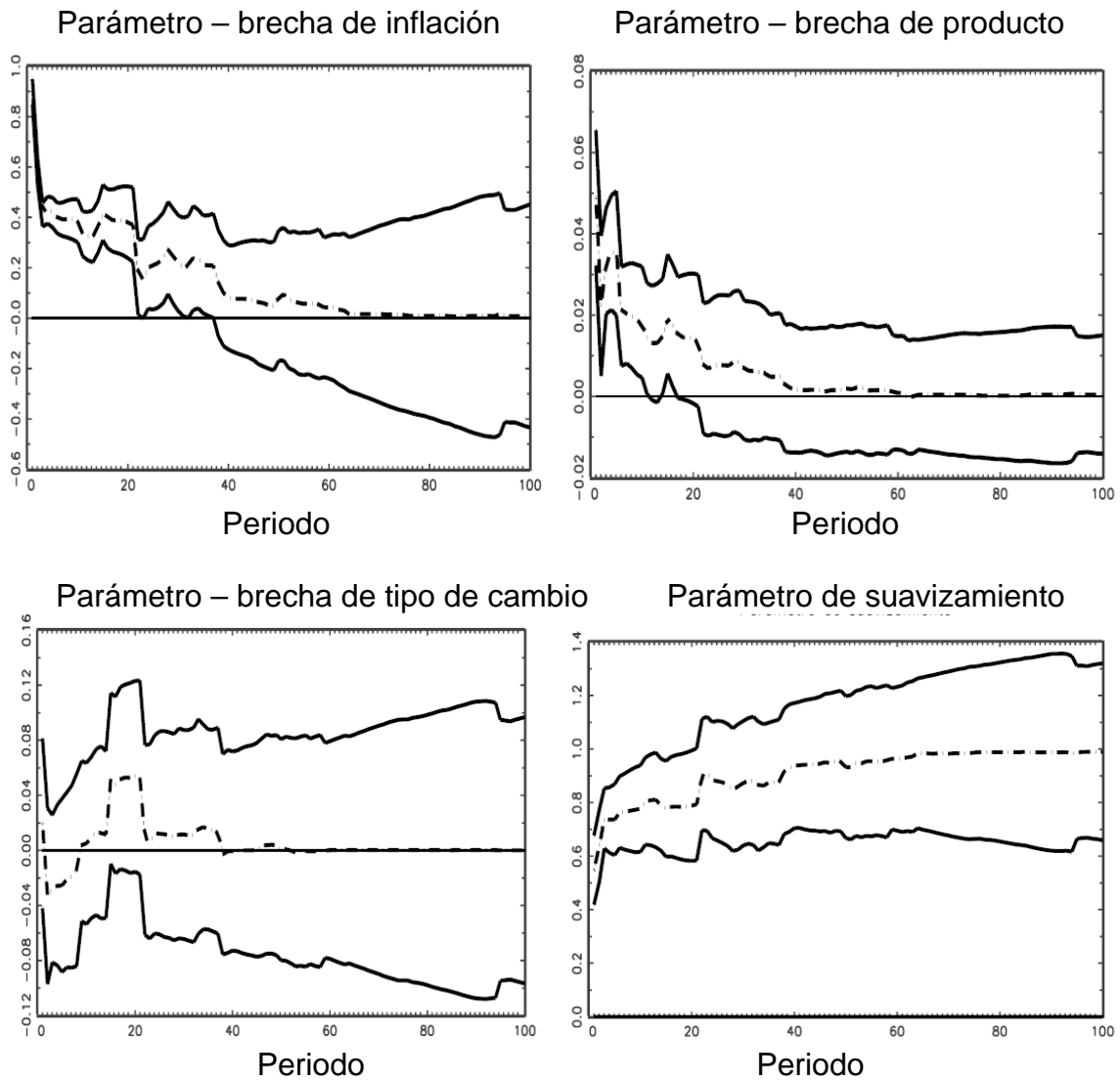


Figura 1. Chile: Parámetros de corto plazo y parámetro de suavizamiento.

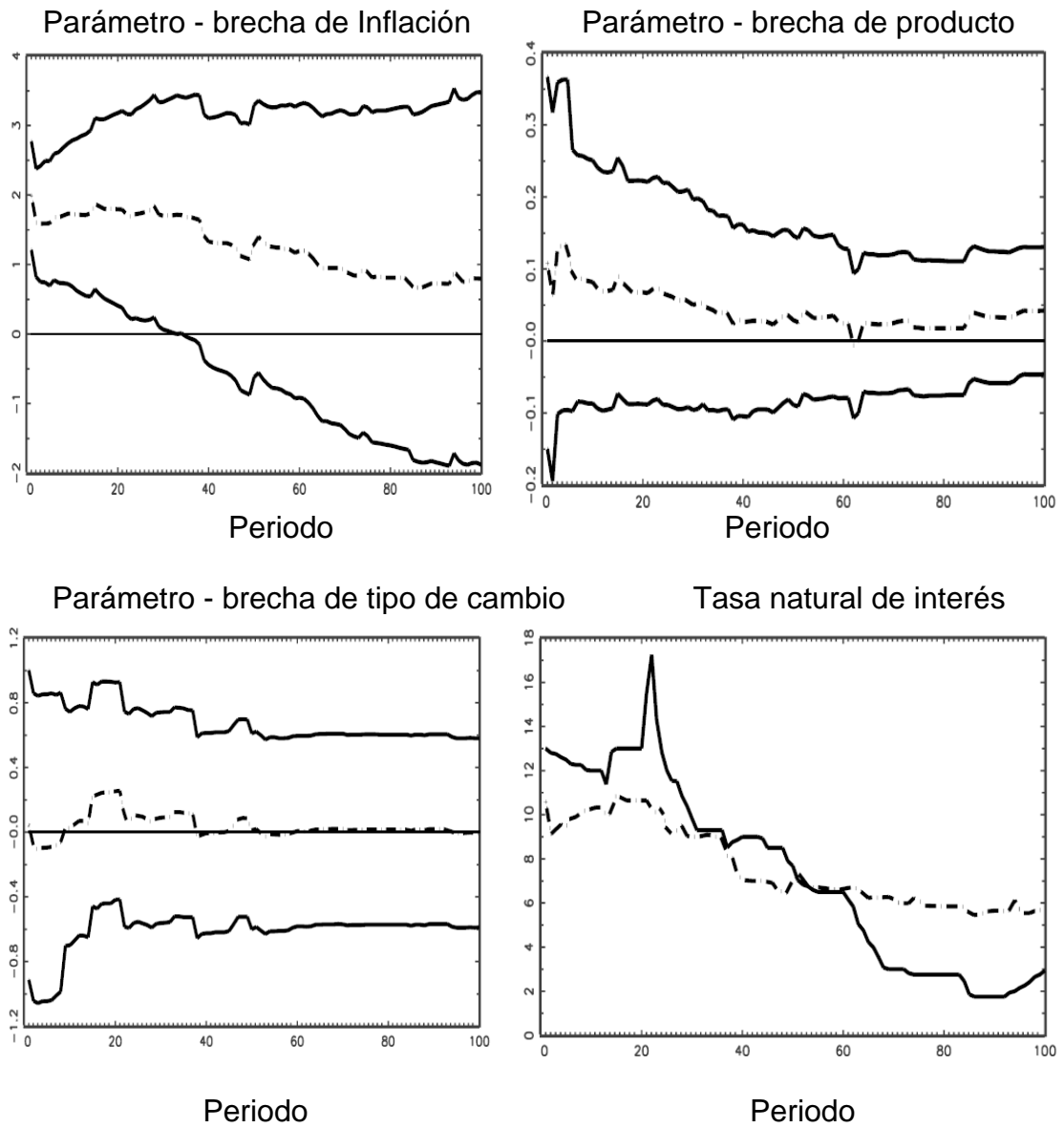


Figura 2. Chile: Parámetros de largo plazo y tasa natural de interés.

GARCH vs. Incertidumbre de Parámetros

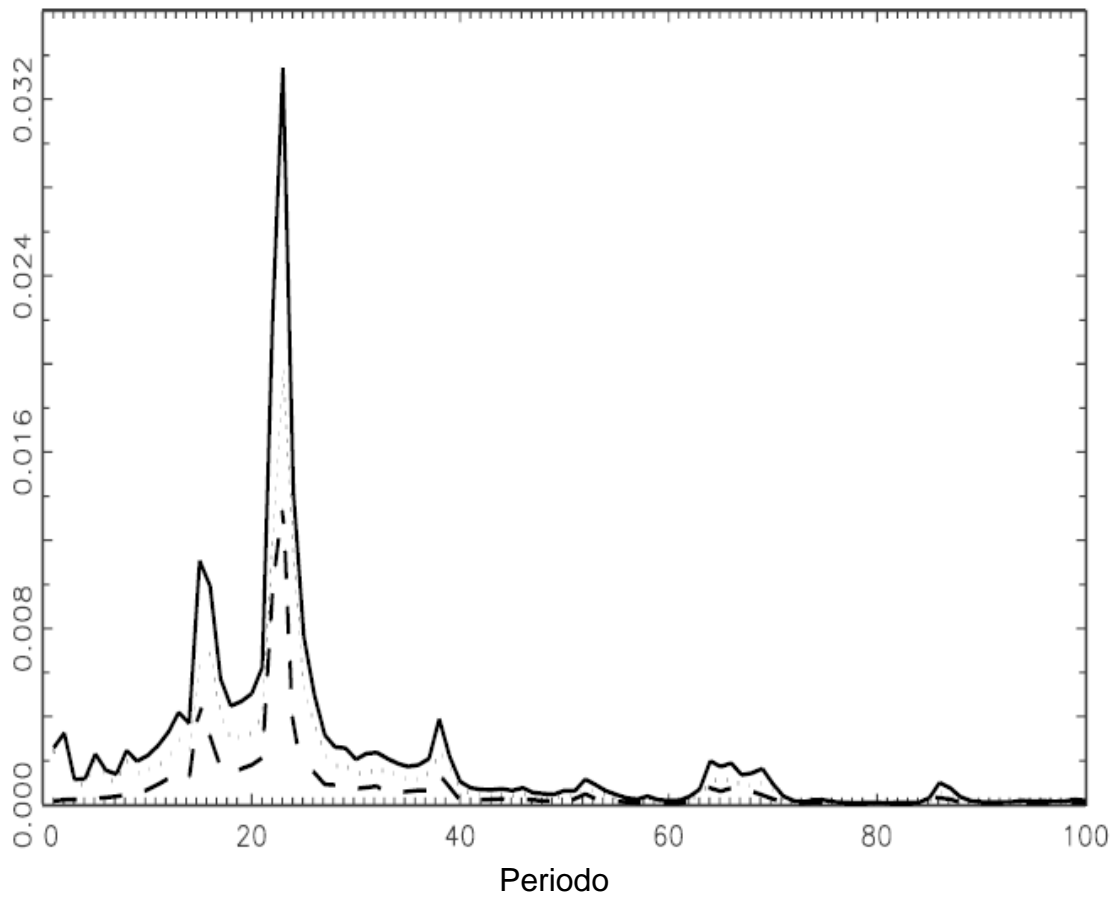


Figura 3. Chile: Desagregación de la varianza condicional.

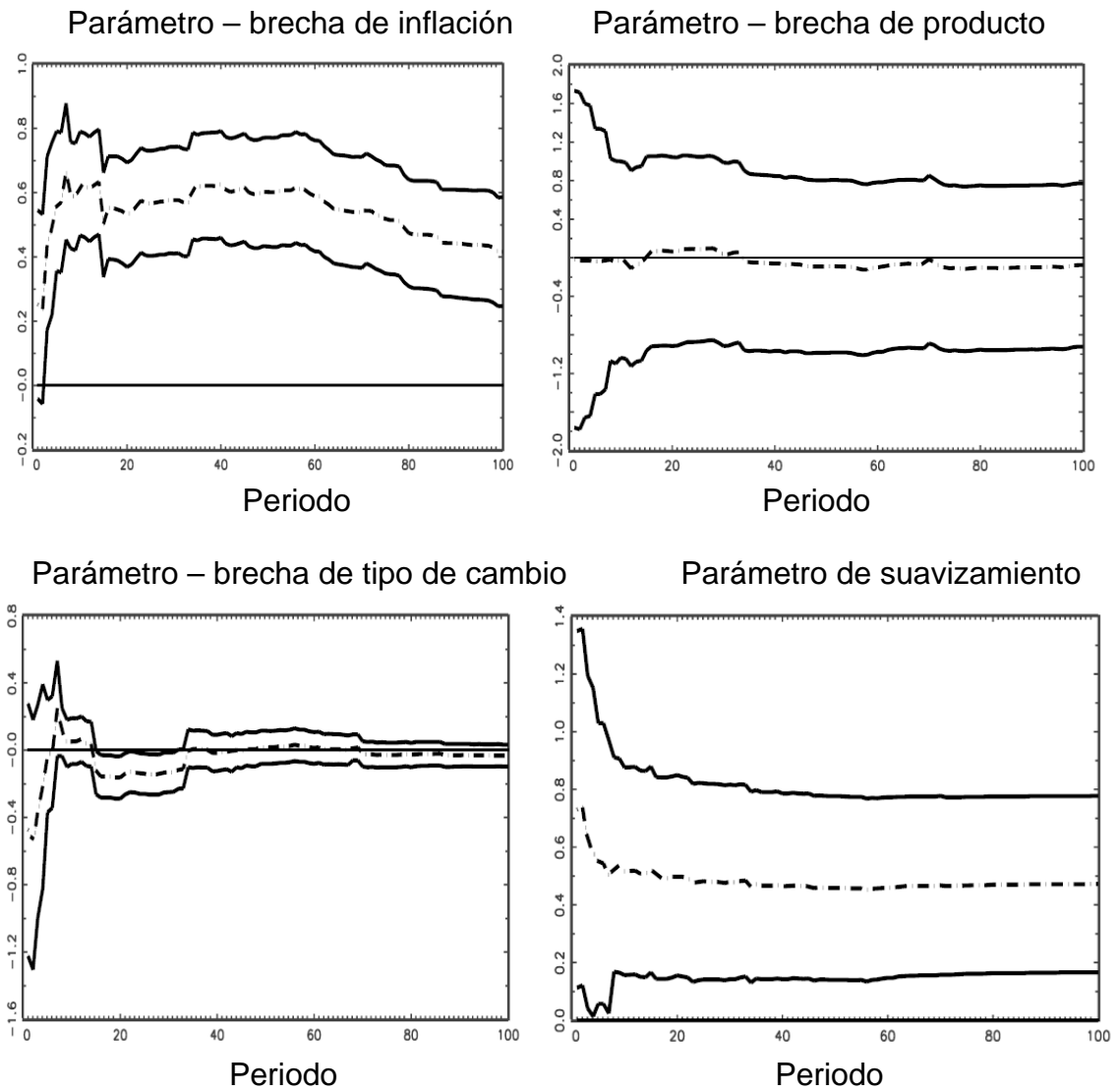


Figura 4. Perú: Parámetros de corto plazo y parámetro de suavizamiento.

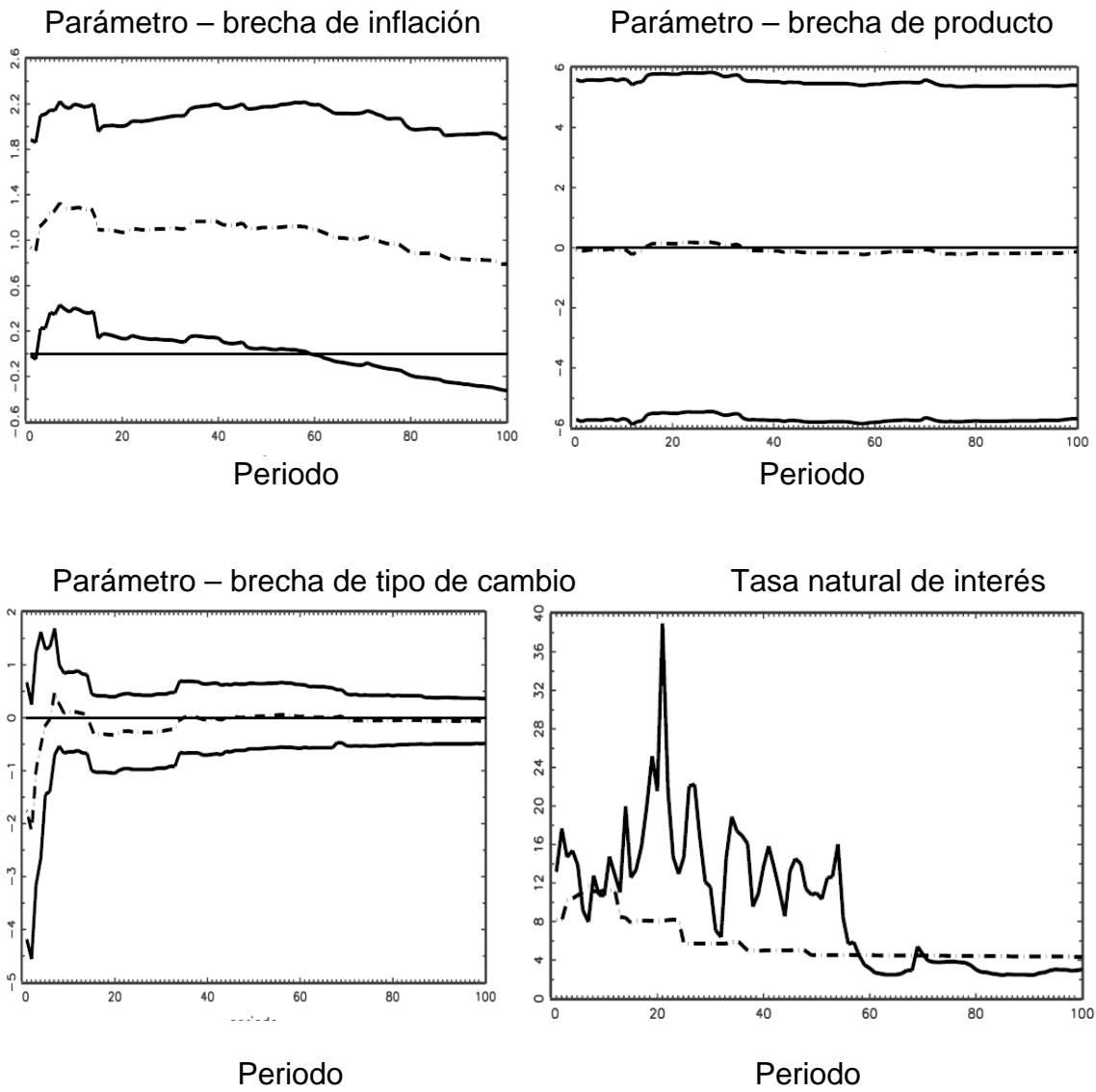


Figura 5. Perú: Parámetros de largo plazo y tasa natural de interés.

GARCH vs. Incertidumbre de los Parámetros

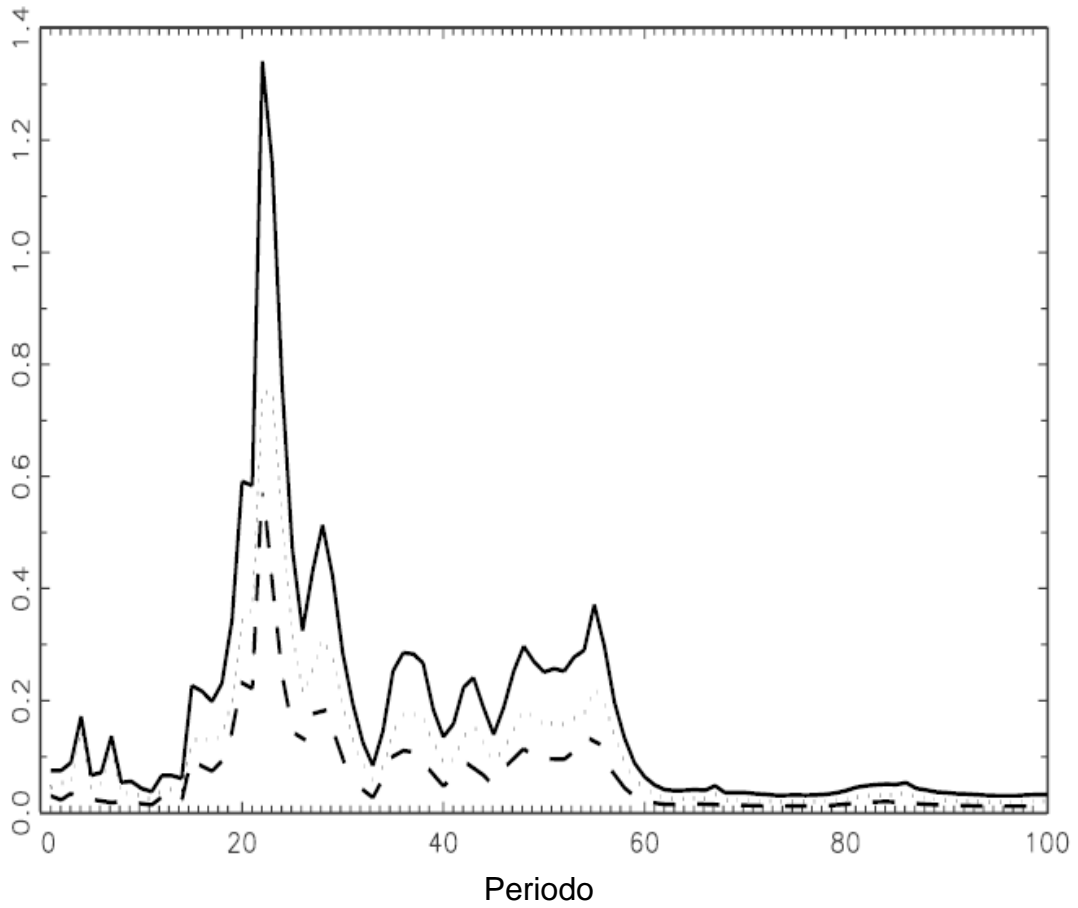


Figura 6. Perú: Desagregación de la varianza condicional.

Cuadro 1. Revisión de Literatura (1): Estimación de reglas de política monetaria.

Autor	Metodología	Periodo	Especificación	Resultados
Castro y Morón (2002) Perú	Método Generalizado de Momentos	1992-1999 (datos mensuales)	Basada en Clarida et al. (1998): $\Delta m_t = (1 - \theta)(\beta_0 + \beta_1 \pi_{t+12}^c + \beta_2 \pi_{t-1}^c + \beta_3(x_t - x_t^*) + \beta_4(\Delta e_t - \Delta e_t^*) + \theta(\Delta m_{t-1}) + \varepsilon_t$	La base monetaria responde signi- a todas las variables de la especificación (se verifica la existencia de un objetivo cambiario). La función de reacción del BCRP tiene componentes <i>backward</i> y <i>forward-looking</i> . Política monetaria poco gradualista.
Morón y Winkelried (2005) Perú	Calibración		Basada en Svensson (1997)	Es óptimo para economías financieramente vulnerables (por ejemplo, Perú) que el banco central responda a variaciones en el tipo de cambio real.
Restrepo (2002) Chile	Método Generalizado de Momentos	1986-1997:1 (datos da et al. (1998): trimestrales)	Basada en Clarida et al. (1998): $r_t(1 - \theta_1)(\beta_0 + \beta_1(\pi_{t+12} - \pi_{t+12}^*) + \beta_2 x_t + \theta_1 r_{t-1} + \varepsilon_t$. Utilizan como instrumento la tasa de interés nominal que los bancos pagan por los depósitos a plazo fijo de 30 a 90 días.	El BCCh responde a la brecha inflacionaria y a la inflación rezagada un periodo. La brecha del producto es significativa pero tiene el signo incorrecto, y la primera diferencia del tipo de cambio real es significativa pero el coeficiente es demasiado bajo. Política monetaria poco gradualista. Para evaluar la presencia de cambio estructural, se estima la función de reacción para el periodo 1985:1-1997:8. La reacción del BCCh a la brecha de inflación esperada es mucho más enérgica en el subperiodo que empieza en 1990:1, fecha en la que el BCCh gana independencia en el manejo de su política monetaria.

Cuadro 2. Revisión de Literatura (2): Estimación de reglas de política monetaria.

Autor	Metodología	Periodo	Especificación	Resultados
Corbo (2002)	Método Generalizado de Momentos	1990-1999 (datos trimestrales)	Basada en Clarida et al. (1998): Chile: $r_t(1 - \theta_1 - \theta_2)(\beta_0 + \beta_1(\pi_{t+3} - \pi_{t+3}^*) + \beta_2x_t + \beta_3z_t) + \theta_1r_{t-1} + \theta_2r_{t-2} + \varepsilon_t$, Perú: $r_t(1 - \theta_1 - \theta_2)(\beta_0 + \beta_1(\pi_{t+4} - \pi_{t+4}^*) + \beta_2x_{t+2} + \beta_3z_t) + \theta_1r_{t-1} + \theta_2r_{t-2} + \varepsilon_t$	Chile: el BCCh responde a la brecha inflacionaria y al exceso del déficit en cuenta corriente sobre 4 %, mas no a la brecha de producto (sí responde a esta variable en el periodo 1985-1989). Política monetaria muy gradualista. Perú: el BCRP además de responder a la brecha inflacionaria, responde a la brecha del producto y a la brecha del tipo de cambio real.
Corbo et al. (2002) Chile	MCO y MCO Recursivo	1990-1999 (datos trimestrales)	Ad-hoc: $r_t = \beta_0 + \beta_1(\pi_t - \pi_t^*) + \beta_2x_t + \varepsilon_t$	Estimaciones por MCO muestran que sólo la brecha inflacionaria es significativa. Los coeficientes recursivos asociados a la brecha de inflación y del producto exhiben una tendencia decreciente cuando Chile e Israel son incluidos en la muestra de países industrializados con metas de inflación. Excluyendo ambos países de la muestra, los coeficientes no muestran una tendencia clara.
Schmidt-Hebbel y Werner (2002) Chile	MCO	1991-2001 (datos mensuales)	Ad-hoc: $r_t = \beta_0 + \beta_1(\pi_t^e - \pi_t^*) + \beta_2x_t + \beta_3\Delta \log(e_t) + \beta_4b_t + \beta_4ca_{t-1} + \beta_5r_{t-1} + \varepsilon_t$	Se estima una regla de Taylor simple. El BCCh no responde significativamente al tipo de cambio, pero si al déficit en cuenta corriente rezagado. Las demás variables no son significativas.

Cuadro 3. Revisión de Literatura (3): Estimación de reglas de política monetaria.

Autor	Metodología	Periodo	Especificación	Resultados
Mies et al. (2002) Chile	Filtro de Kalman y Máxima Verosimilitud	1991-2001 (datos mensuales)	Basada en Clarida et al. (2000): $r_t = \beta_0 + \beta_1(\pi_{t+12}^e - \pi_{t+12}^*) + \beta_2x_t + \beta_3(e_{t-1} - e_{t-1}^*) + \beta_3ca_{t-1} + \beta_4r_{t-1} + \varepsilon_t$	Se estima una forma reducida de la especificación de Clarida et al. (2000). La brecha del producto, del tipo de cambio y el déficit en cuenta corriente han recibido cada vez mayor ponderación. No se presentan intervalos de confianza ni pruebas de estabilidad.
Leiderman et al. (2006)	Método Generalizado de Momentos	1993-2005 (datos mensuales)	Ad-hoc: $i_t = \beta_0 + \beta_1\pi_t + \beta_2x_t + \beta_3\Delta\xi_t + \beta_4\Delta RIN_t + \beta_4TIF_t + \beta_5i_{t-1} + \varepsilon_t$	Perú: el BCRP responde solamente a la inflación y a las reservas internacionales (aumenta la tasa de interés para contrarrestar la pérdida de reservas). Chile: el BCCh solo responde a la tasa de inflación.