

NO LINEALIDADES EN LA REGLA DE POLÍTICA MONETARIA DEL BANCO CENTRAL DE CHILE: UNA EVIDENCIA EMPÍRICA*

PABLO GONZALEZ**

Universidad Alberto Hurtado

MAURICIO TEJADA***

Cámara Chilena de la Construcción

Abstract

This paper analyzes the evidence of non-linearities in the reaction function of the Central Bank of Chile as it relates to its final objective, inflation, and/or to its intermediate objectives defined by the monetary policy transmission channels. The study uses the flexible approach to non-linear inference proposed by Hamilton (2001), which allows the estimation of non-linear functions by using the data to determine the specific form of the non-linearity to be adopted instead of making any prior assumption of a particular functional form. It is observed that even though the Central Bank's response is linear in relation to the deviations of the inflation rate from its target, there is evidence of non-linearities with respect to the business cycle. Contrary to previous studies, in particular Corbo (2002), the current account gap does not have any predictive role in the reaction function for the period being analyzed.

JEL Classification: E52, E58, C13.

Keywords: *Inflation Targeting, Reaction Function, Non-linear Models.*

* Un agradecimiento especial a Marcela Perticará, a dos árbitros anónimos por sus valiosos comentarios y a James Hamilton por la amabilidad de compartir su código. Todos los errores y omisiones que quedan en el documento son de responsabilidad de los autores.

** Investigador Asociado, Programa de Postgrado en Economía, Universidad Alberto Hurtado, Santiago, Chile. E-mail: pablogon@uahurtado.cl

*** Economista, Gerencia de Estudios, Cámara Chilena de la Construcción, Santiago, Chile. E-mail: mtejada@cchc.cl

I. Introducción

A partir del trabajo de Taylor (1993), el estudio de cómo conduce la política monetaria el Banco Central ha recibido considerable atención por parte de la literatura, tanto en el ámbito internacional como en Chile. En particular, se han tratado de estimar funciones de reacción para el Banco Central asumiendo comportamientos a la Taylor o funciones similares simples propuestas por el nuevo enfoque nekeynesiano. Gran parte de esta literatura ha estimado funciones de reacción que son lineales, las cuales son validadas si la economía puede aproximarse mediante un conjunto de ecuaciones de comportamiento lineales y si la función de pérdida del Banco Central es cuadrática.

Sin embargo, en la práctica los supuestos que validan a una función de reacción lineal pueden ser discutibles. Por un lado, el Banco Central, aunque independiente, puede no ser totalmente insensible a factores políticos y sociales, o puede ser más averso a los desvíos positivos de la inflación respecto de la meta. Bajo escenarios como estos, las preferencias del Banco Central no estarían asociadas a una forma funcional cuadrática. Por otro lado, la existencia de algún grado de inflexibilidad a la baja en algunos precios de la economía puede llevar a no linealidades en las ecuaciones que rigen el comportamiento de la economía.

La literatura más moderna en el estudio de las funciones de reacción se ha centrado en el uso de preferencias asimétricas para el Banco Central y/o ecuaciones de comportamiento no lineales para modelar dichas funciones, las cuales son derivadas óptimamente y tienen características no lineales. En cualquier caso, a pesar de que se ha encontrado evidencia fuerte de la existencia de no linealidades en la función de reacción del Banco Central para diversos países, la gran mayoría de los estudios asumen formas paramétricas específicas,¹ obviando así que en la realidad no es posible observar directamente las preferencias del Banco Central. En este contexto, cualquier error al especificar dichas funciones puede llevar a inferencias erróneas.

En el caso de Chile, la posibilidad de funciones de reacción no lineales no ha recibido aún mucha atención por parte de la literatura.² Así, este trabajo busca contribuir al estudio de las funciones de reacción para el Banco Central de Chile, buscando evidencia de preferencias no lineales respecto a su objetivo último, la inflación, y/o respecto a sus objetivos intermedios definidos por los canales de transmisión de la política monetaria. En particular, se busca evidencia en favor de no linealidades sobre los desvíos de la inflación respecto a la meta y sobre el comportamiento de los ciclos económicos de la actividad económica, esto sin suponer una forma paramétrica en particular de manera que los datos muestren el tipo de no linealidad que soportan. Adicionalmente, se busca evidencia de no linealidad sobre el comportamiento del Banco Central respecto a la cuenta corriente de la balanza de pagos, tomando en cuenta la existencia de objetivos nominales sobre el tipo de cambio durante parte del período analizado.

Para cumplir con este objetivo se utilizó la metodología propuesta recientemente por Hamilton (2001), conocida como *enfoque flexible de inferencia no*

lineal, para la estimación de la función de reacción del Banco Central de Chile para el período 1990-2004. Este método permite estimar funciones no lineales sin la imposición de formas funcionales particulares, siendo ésta su principal ventaja cuando justamente se quiere evitar inferencias erróneas al asumir *a priori* alguna forma funcional para la función de pérdida del Banco Central. Adicionalmente, el método provee un test de no linealidad válido para un amplio rango de modelos de series de tiempo y de formas funcionales. Para esto, el enfoque de Hamilton combina las ventajas de flexibilidad en la estimación de relaciones no lineales de los métodos no paramétricos (econometría bayesiana) con las de inferencia de los métodos paramétricos (Hamilton, 2003). Adicionalmente, Dahl (2002), basado en la simulación de distintos modelos lineales y no lineales, muestra que el test propuesto por Hamilton (2001) tiene más poder que los tests de linealidad existentes. Para complementar el análisis, y así validar los resultados, se utilizó la batería de tests propuestos por Dahl y González-Rivera (2003) bajo la misma especificación de Hamilton (2001). Cabe destacar que el enfoque flexible no permite conocer la forma paramétrica verdadera que toma la función de reacción, pero sí permite evidenciar la existencia de no linealidad y observar cómo luciría ésta basada en los datos.

Se encontró que la función de reacción *forward-looking* del Banco Central de Chile es lineal respecto a la brecha en la inflación, es decir, el Banco Central reacciona tanto cuando la inflación se encuentra por encima de la meta como cuando se encuentra por debajo. Así, se puede inferir que las preferencias del Banco Central respecto a su objetivo último no estarían mostrando mayor aversión por los desvíos positivos, lo que puede ser el resultado de varios años de estabilidad macroeconómica. Por otro lado, se encontró también que el Banco Central de Chile reacciona inmediatamente cuando el ciclo económico es expansivo y tiene un rango de inacción cuando es recesivo. Respecto de este último resultado es importante destacar el carácter mixto de la evidencia encontrada, ya que cuando el ciclo económico fue medido mediante la brecha del producto no se encontró aporte explicativo de esta variable en la función de reacción, en tanto que cuando dicho ciclo fue medido mediante la brecha en la tasa de desempleo, no sólo se encontró poder explicativo de esta variable en la función de reacción, sino que también se encontró evidencia robusta de no linealidad. Los resultados comentados son consistentes con los de Corbo (2002) en lo que se refiere a la linealidad respecto de la inflación, pero difieren en cuanto al ciclo económico ya que su especificación no toma en cuenta la posibilidad de reacción no lineal respecto a dicho ciclo. Adicionalmente, se evidenció que la brecha en la cuenta corriente respecto a una meta de un déficit no mayor al 4% del producto no tiene poder explicativo en la función de reacción. Esto podría deberse a que la muestra utilizada en este trabajo incluye un período más largo, en el cual el ancla nominal del tipo de cambio fue abandonada. Finalmente, se encontró que los resultados son robustos al estimar funciones de reacción *a la Taylor* para cada una de las especificaciones analizadas y utilizando una medida alternativa de actividad económica.

El artículo está organizado como sigue: La sección II contiene una revisión de la literatura sobre funciones de reacción del Banco Central para Chile y otros países, presentando en cada caso los supuestos y resultados principales. La sección III presenta la motivación detrás del modelo a estimar. La sección IV muestra la estrategia econométrica usada en la estimación y la inferencia de la función de reacción. La sección V muestra los resultados empíricos de las estimaciones de la función de reacción del Banco Central de Chile. La sección VI provee un análisis de robustez y finalmente, la sección VII concluye.

II. Revisión de la Literatura

Taylor (1993) sugirió que la conducción de la política monetaria en Estados Unidos podía ser caracterizada bastante bien mediante una función de reacción simple para el Banco Central, la misma que estaba basada en la respuesta de política monetaria ante desviaciones de la inflación y del producto respecto de sus valores meta. Este trabajo marcó el inicio de un notable resurgimiento del interés por el estudio de cómo conduce la política monetaria el Banco Central y, en particular, de la búsqueda de validez empírica de este tipo de funciones y otras similares asociadas al enfoque nekeynesiano³ (Clarida *et al.*, 1999; Svensson, 1999).

Por ejemplo, Clarida *et al.* (1998, 2000) examinan funciones de reacción *forward-looking* para la Reserva Federal de los Estados Unidos (FED), el Bundesbank y el Banco del Japón, en donde dichos bancos ajustan sus tasas de interés usando las expectativas futuras de los desvíos de la inflación y del producto respecto de sus valores meta. Ellos concluyen que este tipo de función de reacción se ajusta mejor que la función de Taylor. De igual manera lo hace Orphanides (2001), al estimar una función de reacción a la Taylor para la FED usando datos en tiempo real, es decir, datos de los desvíos de la inflación y del producto que están disponibles en el momento de tomar decisiones de política. En este contexto, la función de reacción *a la Taylor* es muy pobre para explicar el comportamiento de la FED y utiliza un modelo de ajuste parcial para capturar cómo dicha institución suaviza el comportamiento de la tasa de interés en el tiempo.

Para los países latinoamericanos, y en particular para Chile, el estudio de la función de reacción del Banco Central también ha recibido bastante atención. Por ejemplo, Cecchetti y Ehrmann (2002) hacen una comparación entre países que siguen el esquema de metas de inflación y países que no lo hacen. En particular, usan una muestra de 23 países (9 de ellos, incluido Chile, operan bajo esquemas de metas de inflación) para estimar funciones de reacción. El estudio concluye que aquellos países que han adoptado el régimen de metas de inflación son más aversos a la variabilidad de la inflación en comparación con la volatilidad del producto.

Calderón *et al.* (2004) estiman funciones de reacción para bancos centrales de 20 países, industrializados y emergentes, entre los cuales se encuentra Chile. Dichas funciones tienen como argumentos la diferencia entre la tasa de inflación y su nivel meta y la brecha del producto. Dado que el objetivo de los autores fue estudiar la capacidad de los países para aplicar políticas de estabilización en

función a la calidad de sus instituciones, esto es la capacidad del Banco Central de aplicar políticas pro o contracíclicas, utilizaron efectos umbrales respecto de la brecha del producto en la función de reacción del Banco Central. Así, encuentran que países con instituciones fuertes son capaces de implementar políticas macro-económicas contracíclicas.

Corbo (2002) estima funciones de reacción *forward-looking* con ajuste parcial para cinco países latinoamericanos: Chile, Colombia, Costa Rica, El Salvador y Perú. Para el caso particular de Chile, encuentra que, además de la brecha de la inflación respecto a la meta, la cuenta corriente es una variable con alto poder explicativo en el manejo de la política monetaria y que la brecha del producto no es una variable relevante.

Siguiendo esta misma línea de investigación, Parrado y Velasco (2002) estiman una función de reacción *forward-looking* para el caso del Banco Central de Chile poniendo énfasis en el carácter abierto de la economía chilena. Para ello utilizaron como argumento explícito en la función de reacción, además de la brecha esperada en la inflación y el producto, la diferencia entre el tipo de cambio nominal y su nivel de largo plazo. Los autores encuentran que la brecha del producto no es una variable con poder explicativo dentro la función de reacción, mientras que la brecha del tipo de cambio nominal es una variable con alto poder explicativo. En otro estudio similar, Schmidt-Hebbel y Tapia (2002) estiman también funciones de reacción *forward-looking* para el Banco Central de Chile, introduciendo explícitamente los desalineamientos del tipo de cambio nominal y la brecha en el déficit en cuenta corriente como porcentaje del PIB, siendo la meta utilizada 5%. En este contexto, estos autores encuentran, a diferencia de lo hallado por Corbo (2002), que el déficit en cuenta corriente no es una variable relevante en la función de reacción.

Finalmente, Cabrera y Lagos (2002), utilizando la metodología VAR, estudian la conducción de la política monetaria en Chile durante el período 1986-1997, identificando los instrumentos, los objetivos intermedios y los objetivos finales definidos por el Banco Central. Los autores determinan empíricamente una función de reacción lineal para el Banco Central sobre la base de la relación tasa de interés e inflación y los mecanismos de transmisión subyacentes. Encuentran que la autoridad monetaria responde sistemáticamente a los ciclos de la actividad y a los indicadores de inflación (salarios nominales e índice de precios al consumidor) ajustando la tasa de interés.

En todos los casos mencionados, tanto en Chile como en otros países, la estimación de las funciones de reacción se basa en formas funcionales lineales. Dicha función lineal es validada si la economía puede aproximarse mediante un conjunto de ecuaciones de comportamiento lineales y preferencias del Banco Central que pueden describirse por una función cuadrática (Clarida *et al.*, 1999).

Sin embargo, en la práctica estos supuestos pueden ser discutibles. Cukierman (2000) sostiene que a nivel político los costos de una recesión, en términos de desempleo, son más altos que los beneficios de una expansión y que en una sociedad democrática el Banco Central, aunque independiente, no puede ser totalmente insensible a los estándares políticos. Otro argumento está relacionado

con países que han sufrido períodos de alta inflación, como es el caso de Chile a fines de los años 80. Medina y Valdés (2002) sostienen que los bancos centrales, en esos casos, tenderían a dar una mayor ponderación a los desvíos positivos de la inflación respecto de la meta, en comparación con los desvíos negativos. Si estos fueran los casos, las preferencias del Banco Central representadas por su función de pérdida no estarían asociadas a una forma funcional cuadrática.

Por otro lado, y volviendo a la tradición keynesiana, Dolado *et al.* (2003) sostienen que los salarios nominales son flexibles al alza, pero inflexibles a la baja, lo que implica que la inflación es una función decreciente y convexa de la tasa de desempleo. Dado que la tasa de desempleo está estrechamente relacionada con la brecha del producto, a través de la Ley de Okun, entonces la relación convexa entre la inflación y la brecha del producto es una generalización de la oferta agregada lineal.

En cualquier caso, el uso de preferencias asimétricas para el Banco Central (Bec *et al.*, 2002; Cukierman, 2000; Dolado *et al.*, 2004; Gerlach, 2000; Surico, 2004) o curvas de Phillips no lineales (Dolado *et al.*, 2003; Dolado *et al.*, 2004), resulta en funciones de reacción a la Taylor, derivadas óptimamente, que tienen características no lineales. Más aún, estos trabajos encuentran soporte a nivel empírico, principalmente para los Estados Unidos y la Unión Europea, que en realidad la función de reacción es no lineal respecto a sus argumentos.

En el caso de Chile, la posibilidad de funciones de reacción no lineales no ha recibido aún mucha atención. A saber, los estudios más cercanos a este nuevo enfoque sobre las funciones de reacción son los de Medina y Valdés (2002) y de Corbo (2002). El primero, hace un análisis teórico de la posible existencia de preferencias asimétricas en la función de pérdida del Banco Central y usa el enfoque de calibración para hacer experimentos sobre el posible efecto sobre las principales variables económicas para Chile.⁴ El segundo, por su parte, asume que la posible forma funcional no lineal de la función de reacción es un polinomio de segundo orden en la inflación, sin encontrar soporte estadístico para tal función.

III. Reglas de Política Monetaria No Lineales

Siguiendo la línea de Svensson (1999), el esquema de metas de inflación puede ser interpretado como una regla meta (*targeting rule*) con una función de pérdida relativamente explícita a ser minimizada. Más precisamente, una regla meta específica las variables objetivo, los niveles meta para esas variables y la correspondiente función de pérdida a ser minimizada. El Banco Central usa toda la información disponible para mantener en todo momento del tiempo dichas variables objetivo en sus valores meta, mediante la penalización de cualquier desvío futuro.

Dentro este esquema, la regla de política es modelada como el resultado de un problema de optimización intertemporal, donde los hacedores de política eligen una trayectoria para la tasa de interés, con el fin de minimizar el valor presente descontado de su función de pérdida sujeto a restricciones provistas

por la estructura de la economía. Kim *et al.* (2005) generalizan el problema de optimización del Banco Central, propuesto inicialmente por Svensson (1999) y ampliamente usado en la literatura, de la siguiente manera:

$$\min_{\{i_{t+s}\}_{s=0}^{\infty}} E_t \sum_{s=0}^{\infty} \delta^s \ell(\tilde{\pi}_{t+s}, \tilde{y}_{t+s}) \quad (1)$$

$$\text{s.a} \quad \pi_{t+1} = \pi_t + f(\tilde{y}_t) + v_{t+1} \quad (2)$$

$$\tilde{y}_{t+1} = \theta \tilde{y}_t + h(i_t - \pi_t) + \eta_{t+1} \quad (3)$$

Donde δ es el factor de descuento, $\ell(\bullet)$ es una función de pérdida irrestricta para el Banco Central, $f(\bullet)$ y $h(\bullet)$ son posiblemente funciones no lineales, π_t es la tasa de inflación en el período t , i es el instrumento de política monetaria (en el caso de Chile, la tasa de interés de política monetaria nominal), $\tilde{\pi}_{t+s}$ y \tilde{y}_{t+s} son las desviaciones esperadas en el período t de la tasa de inflación en el período $t + s$ respecto a su meta y de la brecha del producto respecto al potencial en el período $t + s$, respectivamente. Finalmente, v_{t+1} y η_{t+1} son perturbaciones ruido blanco y E_t es el operador de expectativas.

Las ecuaciones (2) y (3) describen las dinámicas de la oferta agregada o curva de Phillips (OA) y la demanda agregada (DA), respectivamente. Como es usual se supone que $f' > 0$, $0 \leq \theta < 1$ y $h' < 0$. La función de reacción representa la condición de primer orden para la minimización de la función de pérdida en el problema de optimización intertemporal anterior y, como tal, depende de la forma que tomen las funciones $\ell(\bullet)$, $f(\bullet)$ y $h(\bullet)$. En el caso especial donde la función $\ell(\bullet)$ sea cuadrática y $f(\bullet)$ y $h(\bullet)$ sean funciones lineales, la función de reacción será lineal (Clarida *et al.*, 1998, 2000; Svensson, 1999; Walsh, 2003).

Como se mencionó en la sección II, la nueva literatura sobre las funciones de reacción ha enfatizado la posibilidad de que el comportamiento del Banco Central esté caracterizado por una función de reacción no lineal. En particular, se han estudiado los casos donde $\ell(\bullet)$ toma una forma distinta a la cuadrática, mostrando asimetrías en las preferencias del Banco Central y donde $f(\bullet)$ o curva de Phillips es una función no lineal, y en particular convexa, respecto a la brecha del producto.⁵

En cualquier caso, a pesar de que la literatura reciente ha encontrado evidencia de la existencia de no linealidades en la función de reacción del Banco Central, la gran mayoría de los estudios suponen formas paramétricas específicas. A pesar de que suponer formas paramétricas particulares puede ser atractivo, en realidad, no es posible observar directamente las preferencias del Banco Central, existiendo así un universo muy grande de alternativas posibles para las especificaciones funcionales (Kim *et al.*, 2005).

Dado que suponer formas funcionales a priori erróneas conlleva a errores de especificación que sesgan los resultados,⁶ el hecho de rechazar linealidad en un modelo no lineal no implica la validez de la forma funcional empleada. De la misma manera, rechazar no linealidad alrededor de una especificación no lineal

errónea no implica la linealidad del modelo. Una forma lógica de evitar estos potenciales errores de especificación es dejar irrestrictas las funciones $\ell(\bullet)$, $f(\bullet)$ y $h(\bullet)$ en las ecuaciones (1) a (3) y dejar que los datos determinen la forma específica de la no linealidad que soportan.

Este trabajo persigue esta idea usando el enfoque flexible de inferencia no lineal propuesto recientemente por Hamilton (2001). Este enfoque permite no linealidades generales en la función de reacción del Banco Central en respuesta a los desvíos de la inflación respecto a la meta y a la brecha del producto.⁷ En este sentido, y permitiendo no linealidades generales en la función de reacción, conjeturamos solo la siguiente especificación flexible para dicha función:

$$i_t = \mu(\tilde{\pi}_{t+q}, \tilde{y}_{t+p}) + \rho(L)i_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Donde $\mu(\bullet)$ es una función irrestricta en sus argumentos, $1 - \rho(L)$ es un polinomio estacionario en el operador de rezagos L que captura las preferencias del Banco Central por suavizar la tasa de interés y ε_t es una perturbación ruido blanco. A saber, Kim *et al.* (2005) son los únicos que han aplicado el método de Hamilton para la estimación de la ecuación (4) en el caso de la Reserva Federal de los Estados Unidos (FED). Dichos autores encontraron que existe una fuerte evidencia de no linealidad en la era pre Volker-Greenspan y una evidencia relativamente débil para la era Volker-Greenspan.

IV. Estrategia de Estimación

Estimar la ecuación (4) tiene dos dificultades potenciales. La primera está relacionada con las variables explicativas en un modelo *forward-looking* y la segunda con el hecho de estimar y hacer inferencia sobre una función desconocida. En lo que sigue de esta sección se presenta la forma en que el presente trabajo trata estas dificultades.

Un problema asociado al esquema de metas de inflación es que el Banco Central tiene un control imperfecto sobre la variable inflación. Este control imperfecto es generado principalmente por la incertidumbre sobre los mecanismos de transmisión que actúan sobre la economía y sus retardos, por el estado actual de la economía y por los shocks futuros. Svensson (1999) propone usar la proyección condicional de la inflación y de la brecha del producto como metas intermedias. En particular, demuestra que ésta es la forma más eficiente de implementar la política monetaria, dado que puede ser interpretada como la aplicación de las condiciones de primer orden para un mínimo de la función de pérdida usando toda la información relevante. La función de reacción se traduce, en este caso, como una regla de metas intermedias (*intermediate-targeting rule*). Más aún, el uso de una regla de metas intermedias lleva al mismo equilibrio que la regla de metas original planteada en la sección anterior. Por lo tanto, la ecuación a estimar será:⁸

$$i_t = \mu \left(E_t \tilde{\pi}_{t+q}, E_t \tilde{y}_{t+p} \right) + \rho(L) i_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Seguindo esta lógica, Aksoy *et al.* (2002) plantean el uso de las restricciones de la economía, dadas por las ecuaciones (2) y (3), para la proyección condicional de la inflación y la brecha del producto. Para fines de estimación del esquema OA/DA dinámico se supone que las funciones $f(\bullet)$ y $h(\bullet)$, de las ecuaciones (2) y (3), respectivamente, son lineales en sus argumentos. Es importante mencionar que el esquema OA/DA utilizado en este artículo es similar, aunque en una versión más parsimoniosa pero manteniendo los fundamentos, al modelo que actualmente utiliza el Banco Central de Chile para la proyección de la inflación y la brecha del producto.⁹ En particular, se supone que la inflación en la relación OA está explicada por su pasado y por un rezago de la brecha del producto:

$$\pi_{t+1} = \sum_{j=1}^n \alpha_{\pi,j} \pi_{t+1-j} + \alpha_y \tilde{y}_t + v_{t+1} \quad (6)$$

Por su parte, la brecha del producto en la relación DA, considerando una economía abierta al comercio internacional, está explicada por su pasado, por la tasa de interés real promedio sobre los cuatro períodos anteriores y por la brecha entre el tipo de cambio real observado y su nivel de equilibrio de largo plazo:¹⁰

$$\tilde{y}_{t+1} = \sum_{j=1}^{\infty} \beta_{\tilde{y},j} \tilde{y}_{t+1-j} + \beta_r (\bar{i}_t - \bar{\pi}_t) + \beta_e \tilde{e}_t + \dots \quad (7)$$

Donde \tilde{e}_t representa la brecha del tipo de cambio y $\bar{\pi}_t$ e \bar{i}_t denotan promedios móviles a cuatro trimestres de los valores corrientes y pasados de las tasas de interés e inflación, respectivamente:¹¹

$$\bar{i}_t = \frac{1}{4} \sum_{i=0}^3 i_{t-i} \quad \text{y} \quad \bar{\pi}_t = \frac{1}{4} \sum_{i=0}^3 \pi_{t-i} \quad (8)$$

Tomar la esperanza condicional $E_t[\pi_{t+1}]$ y $E_t[\tilde{y}_{t+1}]$ para fines de estimación de la función de reacción, si bien es correcto desde el punto de vista de Svensson (1999), tiene algunos problemas potenciales. El primero, estadístico, está asociado al enfoque de Pagan (1984)¹² sobre regresores generados, el cual plantea que la inferencia podría ser inválida debido a la aparición de promedios móviles en los errores (*moving average errors*) cuando los intervalos de predicción se sobreponen. El segundo, asociado con el supuesto impuesto de que el esquema OA/DA es lineal, deja que el enfoque de Hamilton (2001) verifique únicamente la presencia de preferencias asimétricas del Banco Central. El análisis de robustez presentado más adelante encara estos dos problemas al estimar una función de reacción a la Taylor (1993)¹³ donde no se imponen ni regresores generados ni supuestos sobre la estructura de la economía.

Finalmente, es importante hacer notar que detrás de las ecuaciones (6) y (7) está implícita la adopción de canales de transmisión particulares. Más precisamente, un cambio en la tasa de interés afecta primero a la brecha del producto (hecho que podría ser consistente con el canal del crédito¹⁴) y después, con un

período de retraso, a la tasa de inflación de manera indirecta (conocido como el canal de la curva de Phillips).¹⁵

Una vez abordado el problema de las variables explicativas en el modelo *forward-looking* resta buscar una estrategia para encarar la estimación y la inferencia de una función desconocida. Hamilton (2001) desarrolló una herramienta analítica conocida como *enfoque flexible de inferencia no lineal* que permite tratar esta cuestión.¹⁶ Dicho método estima relaciones no lineales combinando las ventajas de flexibilidad en la estimación de relaciones no lineales de los métodos no paramétricos con las de inferencia de los métodos paramétricos. Los métodos no paramétricos son más flexibles en el sentido de que no suponen formas funcionales para las relaciones en estudio, sino más bien distribuciones de probabilidad sobre los datos para la estimación (econometría bayesiana). Una debilidad de estos métodos es la inferencia estadística que se pueda realizar sobre las relaciones estimadas, lo cual es una fortaleza de los métodos paramétricos ya que su inferencia está basada en la teoría asintótica. Así, el método de Hamilton (2001) no supone una forma funcional específica para la función de media condicional, esto es, la función $\mu(\bullet)$ en la ecuación (5), y usa los parámetros de dicha ecuación y de las distribuciones de probabilidad asumidas en la estimación para caracterizarla.

La idea detrás del enfoque flexible de inferencia no lineal es ver a la función $\mu(\bullet)$ de la ecuación (5) como el resultado de un proceso aleatorio.¹⁷ Esto es, si se toma un vector no estocástico arbitrario τ_s de argumentos¹⁸ y se evalúa la función $\mu(\bullet)$ en τ_s , denotado como $\mu(\tau_s)$, se tiene una variable aleatoria. Hamilton (2001) supone que esta variable aleatoria está normalmente distribuida con media $\alpha_0 + \alpha' \tau_s$ y varianza λ^2 , donde α_0 , α y λ son parámetros poblacionales a ser estimados. Cabe hacer notar que si $\lambda = 0$, la ecuación (5) queda como un modelo de regresión simple $i_t = \alpha_0 + \alpha' [E_t \tilde{\pi}_{t+q}, E_t \tilde{y}_{t+p}] + \rho(L)i_{t-1} + \varepsilon_t$. Así, mientras más grande sea el valor de λ mayor será la desviación de la ecuación (5) respecto del modelo de regresión lineal.

Un aspecto central de la metodología de Hamilton (2001) es cómo la variable aleatoria $\mu(\tau_s)$ está correlacionada con $\mu(\tau_k)$, donde τ_s y τ_k son nuevamente vectores arbitrarios de argumentos. Hamilton (2001) supone que $\mu(\tau_s)$ no está correlacionado con $\mu(\tau_k)$ cuando τ_s está lo suficientemente lejos de τ_k . La idea intuitiva detrás de este supuesto es que en una función que es lineal la correlación existente entre dos puntos debe ser la misma sin importar la distancia entre ellos, mientras que en una función no lineal la correlación entre esos dos puntos será alta si y solo si éstos están lo suficientemente cerca. Formalmente, esto se expresaría como:

$$E\{[\mu(\tau_s) - \alpha_0 + \alpha' \tau_s][\mu(\tau_k) - \alpha_0 + \alpha' \tau_k]\} = 0 \text{ si } h_{sk} = \frac{1}{2} \left[\sum_{i=1}^2 g_i^2 (\tau_{is} - \tau_{ik}) \right]^{\frac{1}{2}} > 1 \quad (9)$$

Donde h_{sk} es una medida de distancia vectorial, τ_{is} denota el elemento *i*-ésimo del vector τ_s y g_1, g_2 son parámetros poblacionales a ser estimados. Mientras más cerca está τ_s de τ_k , implicando un menor valor de h_{sk} , más alta será la

correlación entre $\mu(\tau_s)$ y $\mu(\tau_k)$. Dado que en nuestro caso la parte no lineal incluye dos variables explicativas, entonces la covarianza está dada por:

$$Cov(\mu(\tau_2), \mu(\tau_2)) = \begin{cases} H_2(h_{sk}) & \text{si } 0 \leq h_{sk} \leq 1 \\ 0 & \text{en otro caso} \end{cases} \quad (10)$$

donde $H_2(h_{sk}) = 1 - \frac{2}{\pi} \left[h_{sk} (1 - h_{sk})^{\frac{1}{2}} + \sin^{-1}(h_{sk}) \right]$.¹⁹ Note que $H(\bullet)$ no es una parametrización de la forma funcional de $\mu(\bullet)$, pero sí lo es de la covarianza entre las variables aleatorias $\mu(\tau_s)$ y $\mu(\tau_k)$ dada una realización de $\mu(\bullet)$ que puede tomar diferentes formas. Esto es lo que le da flexibilidad al enfoque. Finalmente, los parámetros g_i gobiernan la variabilidad esperada de $\mu(\bullet)$ cuando varía la i -ésima variable explicativa de la parte no lineal del modelo. La especificación de la ecuación (5) puede ser reescrita como:

$$i_t = \alpha_0 + \alpha' (E_t \tilde{\pi}_{t+q}, E_t \tilde{y}_{t+p}) + \rho(L) i_{t-1} + \lambda m (E_t \tilde{\pi}_{t+q}, E_t \tilde{y}_{t+p}) + \varepsilon_t \quad (11)$$

$$i_t = \alpha_0 + \alpha' (E_t \tilde{\pi}_{t+q}, E_t \tilde{y}_{t+p}) + \rho(L) i_{t-1} + u_t$$

donde $m(\bullet)$ denota la realización de un escalar aleatorio gaussiano con media 0, varianza 1 y covarianza dada por la ecuación (10) y donde $u_t = \lambda m (E_t \tilde{\pi}_{t+q}, E_t \tilde{y}_{t+p}) + \varepsilon_t$. Si el error de regresión ε_t es ruido blanco entonces la especificación anterior implica un modelo de regresión gaussiano de Mínimos Cuadrados Generalizados (MCG) de la forma:

$$i | X \sim N(X\beta, P_0 + \sigma^2 I_T) \quad (12)$$

donde $X = (1, E_t \tilde{\pi}_{t+q}, E_t \tilde{y}_{t+p}, i_{t-1}, i_{t-2}, \dots, i_{t-r})'$, $\beta = (\alpha_0, \alpha', \rho_1, \rho_2, \dots, \rho_r)'$, I_T es una matriz identidad $T \times T$ y P_0 es una matriz $T \times T$ cuya fila s y columna k está dada por $\lambda^2 H_2(h_{sk})$. Los parámetros del modelo de regresión (12) se estiman utilizando técnicas de máxima verosimilitud y se usan métodos numéricos bayesianos descritos en Hamilton (2001) para evaluar la distribución *ex-post* de los estadísticos de interés. Finalmente, condicional en los parámetros, la inferencia óptima del valor no observado de la función $\mu(\bullet)$ en un punto arbitrario τ^* está dada por:²⁰

$$\mu(\tau^*) = \alpha' \tau^* + q' (P_0 + \sigma^2 I_T)^{-1} (i - X\beta) \quad (13)$$

donde q es un vector $T \times 1$ cuyo t -ésimo elemento está dado por $H_2(h_t^*)$ con $h_t^* = \frac{1}{2} \left[\sum_{i=1}^2 g_i^2 (\tau_{it} - \tau_i^*) \right]^{\frac{1}{2}}$. Para fines de simplificar la estimación, Hamilton (2001) propone reparametrizar la ecuación (11) llamando $\xi = \frac{\lambda}{\sigma}$ de manera que los errores resultantes sean $N(0, 1)$.

Finalmente, este enfoque también sugiere un test simple basado en los Multiplicadores de Lagrange donde la hipótesis nula sostiene que la verdadera relación es lineal (esto es, $H_0 : \lambda^2 = 0$). Para fines del test, Hamilton (2001) sugiere fijar los parámetros g_i en la desviación estándar muestral de cada variable explicativa, construir la matriz H usando la función $H_2(h_{sk})$ de la ecuación (10) y realizar la regresión Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) de $i = X\beta + \varepsilon$ para calcular los residuos estimados ε , su varianza $\hat{\sigma}^2$ y la matriz de proyección $M = I_T - X(X'X)^{-1}X'$. Todo esto para construir el siguiente estadístico:

$$v^2 = \frac{[\hat{\varepsilon}'H\hat{\varepsilon} - \hat{\sigma}^2 \text{tr}(MHM)]^2}{\hat{\sigma}^4 \left(2\text{tr} \left\{ [MHM - (T-2-r-1)^{-1} \text{Mtr}(MHM)]^2 \right\} \right)} \sim \chi_{(1)}^2 \quad (14)$$

La idea intuitiva detrás del estadístico v^2 está basada en que, como es usual en el test LM, si se restringe el modelo a una especificación lineal (modelo restringido) deberían existir ganancias considerables en la estimación de una relación no lineal, si es que la verdadera relación es en sí misma no lineal.

Adicionalmente, Dahl y González-Rivera (2003) propusieron una batería de test de no linealidad basados en la especificación de Hamilton que buscan evitar la imposición de una forma funcional sobre g_i . En este sentido, mantienen la hipótesis nula de $\lambda^2 = 0$, pero difieren en cómo tratan la propuesta de Hamilton. El test λ_A^2 impone una forma más general para la matriz de varianzas y covarianzas en la ecuación (12) que bajo la hipótesis nula no depende de los parámetros g_i y el test λ_E^2 no asume ninguna forma funcional, sino más bien utiliza una aproximación de Taylor de primer orden a una función desconocida para aproximar dicha matriz de varianzas y covarianzas.

Una característica de estos tests y del método de estimación en general, demostrada por Dahl y González-Rivera (2003) usando simulaciones de Montecarlo, es que se comportan muy bien en muestras pequeñas y pueden caracterizar un amplio rango de formas funcionales no lineales para varios tipos de modelos de series de tiempo. Sin embargo, como lo hacen notar Bond *et al.* (2003), la metodología de Hamilton puede ser muy sensible a cambios en la información muestral, por lo que los resultados obtenidos deben ser interpretados con cautela.

V. Evidencia Empírica

La regla de política monetaria del Banco Central de Chile es estimada usando datos trimestrales para el período en el que rige el esquema de metas de inflación, es decir, 1990:III-2004:IV.²² Si bien en ese lapso de tiempo la presidencia del Banco Central ha tenido cambios a nivel operativo, las decisiones de política se toman en reuniones mensuales del Consejo de Política Monetaria. Dicho Consejo

tiene una permanencia de 10 años con cambios parciales, a razón de un miembro cada dos años. Así, es de esperar que las preferencias de los hacedores de política no hayan sufrido cambios sustanciales en ese período.

Actualmente el Banco Central implementa su política monetaria mediante la definición de un nivel objetivo para la tasa de interés interbancaria nominal, valor conocido como la tasa de política monetaria (TPM). Para lograr que la tasa interbancaria se sitúe en ese nivel deseado, el Banco Central regula la liquidez principalmente a través de operaciones de mercado abierto. Para este trabajo se define la TPM como la tasa de interés nominal de corto plazo anualizada definida por el Banco Central en el Consejo de Política Monetaria. Dado que hasta septiembre de 2001 el Banco Central definía la tasa de interés en términos reales, debido principalmente a que los instrumentos utilizados en las operaciones de mercado abierto estaban indexados al IPC, se nominalizó la tasa de política monetaria para el período 1990-2001.

La meta operacional de mediano plazo, en el esquema de metas de inflación, se define sobre la base de la variación del Índice de Precios al Consumidor (IPC).²³ Adicional a esto, la política monetaria sigue una orientación anticíclica que, además de preservar la estabilidad de precios, busca evitar las variaciones extremas del gasto global que pueden generar recesiones y desempleo. En el modelo base se utiliza la brecha en la inflación medida como la diferencia entre la tasa de inflación en términos anuales²⁴ y la meta definida por el Banco Central. La brecha del Producto Interno Bruto (PIB) se mide como la diferencia entre el PIB en términos reales y la tendencia potencial construida usando el filtro de Hodrick-Prescott.

Gerlach y Smets (1999) demuestran que la existencia de errores de medición en la brecha del producto reduce el poder explicativo de esta variable en una regla de política. Dichos errores de medición pueden surgir con el uso del filtro Hodrick-Prescott debido a que la ponderación que determina el grado en que se suaviza la serie de tendencia depende del tamaño relativo de los *shocks* que ocurren sobre los componentes tendencia, ciclo, estacional e irregular de la serie. Por tanto, la habilidad de dicho filtro varía dependiendo de los datos. Por esta razón, en una segunda especificación se considera una medida alternativa de brecha del producto calculada como la diferencia entre la tasa de desempleo desestacionalizada y la tasa natural (NAIRU) construida usando el método propuesto por Contreras y García (2002).

Por otro lado, es importante destacar que el Banco Central de Chile, al velar por el buen funcionamiento de los pagos externos, está facultado para determinar la política cambiaria. Si bien su ley orgánica establece como escenario óptimo la ausencia de restricciones cambiarias, no fue sino hasta septiembre de 1999 que el Banco Central abandonó el objetivo nominal sobre el tipo de cambio para adoptar un régimen de flotación cambiaria.²⁵ Dicho objetivo nominal se tradujo en una meta para el déficit en cuenta corriente que establecía que no podía exceder 4% como proporción del PIB (Corbo, 2002). Así, dado que gran parte de la muestra utilizada comprende el período donde este esquema estaba vigente se plantea una tercera especificación, la que en lugar de contener una variable relacionada

con la actividad económica como en los casos anteriores, contiene la brecha de la cuenta corriente medida como la diferencia entre el promedio móvil a cuatro trimestres de la cuenta corriente como porcentaje del PIB y 4% de déficit. Todas las series fueron obtenidas del Banco Central de Chile.

La Tabla 1 resume las especificaciones mencionadas para la ecuación (11) usando la reparametrización propuesta por Hamilton (2001).

TABLA 1

ESPECIFICACIONES ALTERNATIVAS PARA LA ESTIMACION DE LA FUNCION DE REACCION DEL BANCO CENTRAL DE CHILE (MODELO *FORWARD-LOOKING*)

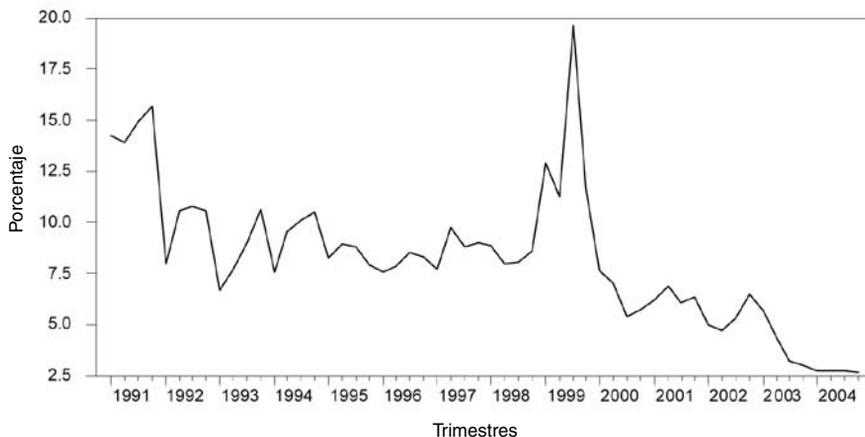
Ecuación a Estimar	
$(\tilde{\pi}, \tilde{y})$	$i_t = a_{10} + a_{11}\tilde{\pi}_{t+4} + a_{12}\tilde{y}_{t+2} + \rho(L)i_{t-1} + \gamma_{11}D_1 + \gamma_{12}D_2 + \sigma^2(\xi m(g_{11}\tilde{\pi}_{t+4}, g_{12}\tilde{y}_{t+2}) + \phi_t)$
$(\tilde{\pi}, \tilde{d})$	$i_t = a_{10} + a_{11}\tilde{\pi}_{t+4} + a_{12}\tilde{d}_{t+2} + \rho(L)i_{t-1} + \gamma_{11}D_1 + \gamma_{12}D_2 + \sigma^2(\xi m(g_{11}\tilde{\pi}_{t+4}, g_{12}\tilde{d}_{t+2}) + \phi_t)$
$(\tilde{\pi}, \tilde{c})$	$i_t = a_{10} + a_{11}\tilde{\pi}_{t+4} + a_{12}\tilde{c}_{t+1} + \rho(L)i_{t-1} + \gamma_{11}D_1 + \gamma_{12}D_2 + \sigma^2(\xi m(g_{11}\tilde{\pi}_{t+4}, g_{12}\tilde{c}_{t+1}) + \phi_t)$

Donde i es la tasa de política monetaria, $\tilde{\pi}$ es la brecha en la tasa de inflación anualizada, \tilde{y} es la brecha del producto, \tilde{d} es la brecha en la tasa de desempleo, \tilde{c} es la brecha en la cuenta corriente, $\phi_t \sim N(0,1)$ y $\rho(L) = \rho_{i1} + \rho_{i2}L$ para $i = 1, 2, 3$. Adicionalmente se introdujeron dos controles. D_1 , una variable ficticia que toma el valor 1 para el tercer trimestre de 1998 y 0 en otro caso, que toma en cuenta, como se observa en la Figura 1, el gran incremento de la tasa de interés en dicho trimestre, cuando las bandas cambiarias sufrieron un ataque especulativo (Corbo, 2002). D_2 , también una variable ficticia que toma el valor 1 para el período de vigencia de la banda de intervención sobre el tipo de cambio nominal y 0 en otro caso para controlar por quiebres asociados a cambios en el régimen de política.²⁶

Como ya se mencionó en la sección III, las funciones de reacción especificadas en la Tabla 1 corresponden a reglas de metas intermedias, en donde éstas, representadas por las variables explicativas de la parte no lineal, son las proyecciones condicionales de la inflación, la brecha del producto, la brecha de la tasa de desempleo, la brecha en la cuenta corriente y la brecha del tipo de cambio real.²⁷ En este sentido, son funciones de reacción *forward-looking* y los adelantos especificados fueron obtenidos probando varias estimaciones de las funciones de la Tabla 1. Cabe destacar que dichos adelantos son consistentes con la aplicación de la política monetaria del Banco Central de Chile, ya que, dados los canales de transmisión, se considera como horizonte razonable de reacción entre 12 y 24 meses para los desvíos de la inflación y menos de 12 meses (o corto plazo) para los demás objetivos intermedios (Cabrera y Lagos, 2002).

FIGURA 1

TASA DE INTERES DE POLITICA MONETARIA ANUAL EN TERMINOS NOMINALES (1991-2004)



Fuente: Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile.

La Tabla 2 presenta los tests de raíz unitaria realizados sobre todas las variables utilizadas para la estimación, tanto de las ecuaciones de proyección condicional como de las funciones de reacción del Banco Central de Chile.

TABLA 2

TEST DE ESTACIONARIEDAD SOBRE LAS VARIABLES USADAS EN LA ESTIMACION DE LA FUNCION DE REACCION DEL BANCO CENTRAL DE CHILE

Variable	Dickey-Fuller		Phillips-Perron		Zivot-Andrews	
	Test	v.p.	Test	v.p.	Test	v.c.5%
Tasa de Interés (*), (***)	-2.021	0.277	-1.722	0.415	-6.335	-5.590
Inflación (*)	-4.175	0.009	-6.222	0.000		
Brecha en la Inflación (**)	-8.910	0.000	-10.256	0.000		
Brecha en el Producto (**)	-2.746	0.006	-3.073	0.002		
Brecha en el Desempleo (**)	-3.679	0.000	-2.593	0.010		
Brecha en la Cuenta Corriente (**)	-2.639	0.009	-4.816	0.000		
Brecha del Tipo de Cambio Real (**)	-2.759	0.006	-4.816	0.000		
Brecha en el IMACEC (**)	-3.459	0.012	-3.117	0.002		

(*) Incluye constante y tendencia determinística.

(**) No incluye componentes determinísticos.

(***) Quiebre estructural endógeno en el trimestre 1998:2.

Como se observa en la Tabla 2, todas las variables a excepción de la tasa de interés de política monetaria son estacionarias usando los tests de Dickey-Fuller y de Phillips-Perron.²⁸ Por otro lado, se observa que usando el test de Zivot-Andrews con quiebre estructural endógeno, la tasa de interés es estacionaria con quiebre y éste fue encontrado en el segundo trimestre de 1998, lo cual valida la inclusión de la variable ficticia D_1 en las especificaciones de la Tabla 1.

Como se describió en la sección IV, las proyecciones condicionales usadas para la estimación de las funciones de reacción de la Tabla 1, para el caso base, se obtuvieron a partir de la estimación de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) del esquema de oferta y demanda agregadas (OA/DA). Dicha estimación fue corregida por heteroscedasticidad usando la matriz de varianzas y covarianzas consistente de Newey-West:²⁹

$$\pi_t = 0.30 - 0.09\pi_{t-1} + 0.03\pi_{t-2} + 0.13\pi_{t-3} + 0.56\pi_{t-4} + 0.00001\tilde{y}_{t-1} + v_t \quad (15)$$

(1.77) (-0.52) (0.69) (2.17) (7.21) (1.63) $R^2 = 0.73$

$$\tilde{y}_t = 17768 + 0.90\tilde{y}_{t-1} - 0.09\tilde{y}_{t-2} - 0.13\tilde{y}_{t-3} - 2674(\bar{i}_{t-1} - \bar{\pi}_{t-1}) - 3223\tilde{e}_{t-1} + \eta_t \quad (16)$$

(0.57) (6.82) (-0.55) (-1.16) (-0.57) (-1.21) $R^2 = 0.65$

Asimismo, se obtuvieron las proyecciones condicionales para la segunda especificación.

$$\pi_t = 0.32 - 0.07\pi_{t-1} + 0.02\pi_{t-2} + 0.13\pi_{t-3} + 0.55\pi_{t-4} - 0.01\tilde{d}_{t-1} + v_t \quad (17)$$

(2.05) (-0.88) (0.30) (1.59) (6.53) (-0.15) $R^2 = 0.72$

$$\tilde{d}_t = 0.005 + 1.27\tilde{d}_{t-1} - 0.51\tilde{d}_{t-2} - 0.01(\bar{i}_{t-1} - \bar{\pi}_{t-1}) - 0.009\tilde{e}_{t-1} + \eta_t \quad (18)$$

(0.11) (10.88) (-4.41) (-0.88) (-0.74) $R^2 = 0.80$

La Figura 2 (ecuaciones (15) y (16)) y la Figura 3 (ecuaciones (17) y (18)) comparan los valores observados y los ajustados, y presentan los errores de estimación, evidenciando que estos modelos, en general, muestran un buen ajuste.³⁰ Finalmente, para la tercera y cuarta especificaciones se obtuvieron las proyecciones condicionales de la brecha en la cuenta corriente y de la brecha del tipo de cambio real mediante un modelo ARMA(3,3) y uno ARMA(2,2), respectivamente, identificados mediante la metodología de Box-Jenkins.

$$\tilde{c}_t = 3.0 + 0.7\tilde{c}_{t-1} - 1.0\tilde{c}_{t-2} + 0.8\tilde{c}_{t-3} - 0.2\omega_t + 0.9\omega_{t-1} - 0.2\omega_{t-2} - 0.006\omega_{t-3} \quad (19)$$

(0.7) (3.8) (-51.6) (3.9) (-1.0) (6.1) (-1.0) (-0.03)

$$\tilde{e}_t = 0.5 + 1.8\tilde{e}_{t-1} - 0.8\tilde{e}_{t-2} - 1.1\kappa_t - 0.2\kappa_{t-1} + 0.4\kappa_t \quad (20)$$

(0.3) (11.7) (-5.9) (-5.4) (-0.8) (3.1)

FIGURA 2

PROYECCION OA/DA USANDO LA BRECHA DEL PRODUCTO

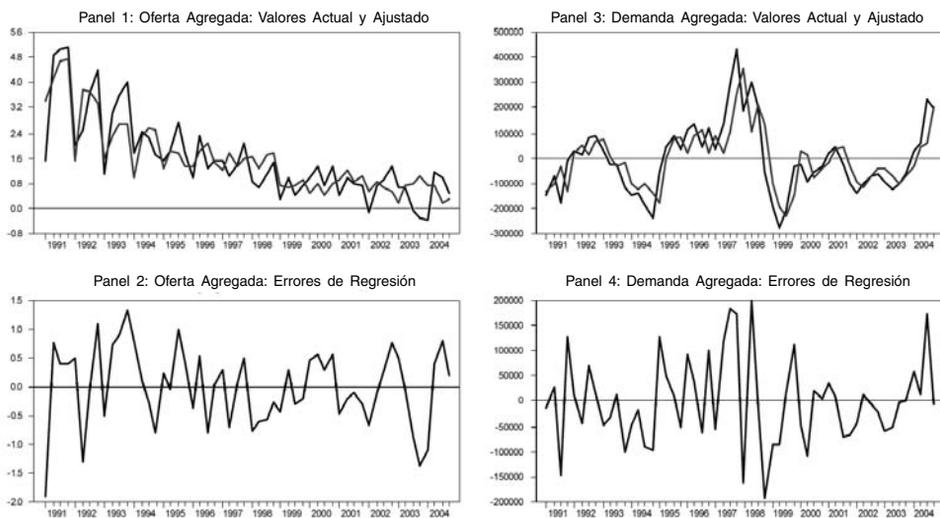
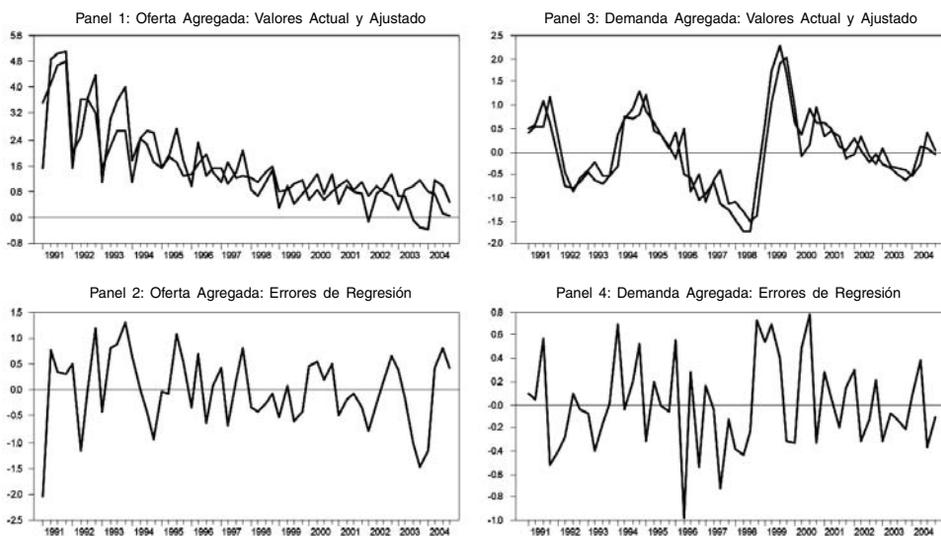


FIGURA 3

PROYECCION OA/DA USANDO LA BRECHA EN LA TASA DE DESEMPLEO



Usando los valores proyectados de las variables explicativas para el período comprendido entre 2005:I-2005:IV (de acuerdo a los adelantos utilizados en las especificaciones de la Tabla 1), se puede evaluar la existencia o no de linealidad en la función $\mu(\bullet)$ usando el estadístico v^2 propuesto por Hamilton (2001) y las extensiones propuestas por Dahl y González-Rivera (2003).

La Tabla 3 reporta los resultados de dichos tests sobre las especificaciones de la función de reacción del Banco Central de Chile. Bajo la hipótesis nula de linealidad y tomando un 15% de nivel de significancia,³¹ la primera columna muestra que, para el caso de la especificación base (que utiliza la brecha del producto como variable explicativa), no existiría evidencia en contra de linealidad en la función de reacción. Sin embargo, para el caso de las especificaciones que utilizan la brecha en la tasa de desempleo y la brecha en la cuenta corriente como variables explicativas, la evidencia estadística sería suficiente para rechazar dicha hipótesis nula. Los tests de Dahl y González-Rivera (2003), en las columnas tercera y quinta, corroboran los hallazgos para el caso de la especificación base y la que utiliza la brecha en la tasa de desempleo, pero no lo hacen para la especificación que utiliza la brecha en la cuenta corriente.

TABLA 3

TEST DE NO LINEALIDAD SOBRE LAS ESPECIFICACIONES DE LA FUNCION DE REACCION DEL BANCO CENTRAL DE CHILE (MODELO *FORWARD-LOOKING*)

Especificación	Hamilton v^2		Test λ_A^2 (*)		Test λ_E^2 (*)	
	LM	v.p.	LM	v.p.	LM	v.p.
Base $(\tilde{\pi}, \tilde{y})$	0.001	0.968	11.338	0.273	1.949	0.455
Usando $(\tilde{\pi}, \tilde{d})$	6.826	0.008	23.297	0.091	6.649	0.091
Usando $(\tilde{\pi}, \tilde{c})$	2.934	0.086	1.510	0.545	6.514	0.182

(*) Valor probabilidad calculado con Bootstrapping con 10.000 replicaciones.

Vale la pena destacar que los tests propuestos por Dahl y González-Rivera (2003) suponen que en la especificación de la ecuación (11) se incluyen todas las variables explicativas dentro de la parte no lineal, es decir, tanto los rezagos de la tasa de interés como las variables ficticias son argumentos de la función $\mu(\bullet)$. Por tanto, debe ser aclarado que el uso de estos tests se justifica sólo como una forma de validar los resultados del test de Hamilton (2001). En este sentido, se podría admitir, aunque sea débilmente, la existencia de no linealidad en la especificación usando la brecha en la cuenta corriente.

Basados en los resultados del test de Hamilton (2001), se estimaron las funciones de reacción *forward-looking* de la Tabla 1 para el Banco Central de Chile. La Tabla 4 presenta los resultados de dichas estimaciones usando el método de máxima verosimilitud.³² La primera y segunda columnas de la Tabla 4 reportan los resultados de la estimación de la especificación base que utiliza la brecha del producto como variable explicativa. Como se puede observar, la brecha en la inflación es una variable significativa, sin embargo no ocurre lo mismo para la brecha del producto. Este resultado es consistente con lo hallado por Corbo (2002) y Parrado y Velasco (2002) y puede ser consecuencia, como se mencionó antes, del uso del filtro Hodrick-Prescott en la construcción de la brecha del producto. También se observa que no habría evidencia en contra de linealidad,³³ lo cual es consistente con los resultados de los tests de no linealidad expuestos en la Tabla 3. Los signos encontrados son los correctos y tanto los parámetros del polinomio de primer orden en el operador de rezagos, que captura las preferencias del Banco Central por suavizar la tasa de interés, como los de las variables ficticias son significativamente distintos de cero.

Los resultados de la estimación de la especificación que utiliza la brecha en la tasa de desempleo como variable explicativa se presentan en las columnas tercera y cuarta de la Tabla 4. En este caso, tanto la brecha en la tasa de inflación como la brecha en la tasa de desempleo son variables significativas. A diferencia de la especificación anterior, en este caso habría evidencia de no linealidad en la reacción del Banco Central, lo que se refleja en que el parámetro g_2 , que representa el aporte a la no linealidad de la tasa de desempleo, es estadísticamente distinto de cero. Al igual que en la especificación base, los signos son correctos y tanto los parámetros del polinomio de segundo orden en el operador de rezagos como los de las variables ficticias son significativamente distintos de cero.

Las columnas quinta y sexta de la Tabla 4 reportan los resultados de la estimación de la especificación que utiliza la brecha en la cuenta corriente como variable explicativa. Específicamente, se observa que la brecha en la tasa de inflación es una variable significativa. Sin embargo, la brecha en la cuenta corriente es estadísticamente irrelevante, lo cual difiere de los resultados de Corbo (2002). Una explicación de esta diferencia podría deberse a que este trabajo utiliza una muestra que incluye un período mayor en el que, durante los últimos años, no existe una política explícita sobre el tipo de cambio nominal como instrumento de ancla nominal.³⁴ Por otro lado, si bien el parámetro ξ asociado a m (*) es estadísticamente significativo, los parámetros g_1 y g_2 , asociados a las brechas en la tasa de inflación y en la cuenta corriente, respectivamente, son estadísticamente iguales a cero, corroborando que la evidencia de no linealidad para esta especificación es muy débil. También en este caso los signos son correctos y tanto los parámetros del polinomio de primer orden en el operador de rezagos como los de las variables ficticias son significativamente distintos de cero.

TABLA 4

ESTIMACIONES DE LA FUNCION DE REACCION DEL BANCO CENTRAL DE CHILE
(MODELO *FORWARD-LOOKING*)

Parámetros	Especificación					
	Base ($\tilde{\pi}, \tilde{y}$)		Usando ($\tilde{\pi}, \tilde{d}$)		Usando ($\tilde{\pi}, \tilde{c}$)	
Parte Lineal						
Const.	2.46	(2.87)	0.64	(0.71)	1.76	(2.06)
$\tilde{\pi}_{t+4}$	0.26	(1.87)	0.28	(1.91)	0.31	(2.10)
\tilde{y}_{t+2}	2.1E-6	(0.88)				
\tilde{d}_{t+2}			-1.29	(-2.30)		
\tilde{c}_{t+1}					0.16	(0.89)
i_{t-1}	0.48	(4.56)	0.51	(5.24)	0.49	(4.96)
i_{t-2}	0.02	(0.22)	0.22	(1.93)	0.12	(1.23)
D_1	10.33	(6.72)	8.75	(5.95)	10.04	(6.33)
D_2	1.75	(2.24)	1.28	(1.67)	1.54	(1.93)
Parte No Lineal						
σ^2	1.35	(7.99)	1.23	(7.31)	1.41	(8.02)
$m(\bullet)$	0.70	(1.42)	1.17	(2.14)	0.78	(1.61)
$\tilde{\pi}_{t+4}$	0.44	(0.84)	0.23	(1.11)	0.41	(0.93)
\tilde{y}_{t+2}	8.1E-6	(0.73)				
\tilde{d}_{t+2}			1.29	(1.50)		
\tilde{c}_{t+1}					0.54	(0.79)
Log L	-92.3061		-93.9241		-97.0401	
AIC	3.4435		3.4975		3.6013	
BIC	3.4029		3.4568		3.5607	

Cabe destacar que los parámetros reportados en la Tabla 4 no son directamente interpretables, ya que al incluir la posibilidad de que las preferencias de la autoridad monetaria sean suavizar la tasa de interés, implícitamente se hace una transformación lineal sobre el modelo. Los modelos estimados son formas reducidas de la función de reacción y los parámetros estimados son combinaciones lineales de los parámetros del modelo original y los parámetros ρ_1 y ρ_2 asociados a los rezagos de la tasa de interés. Esto, sin embargo, no representa una limitación a los objetivos del trabajo, dado que no interfiere en la inferencia que se pueda hacer sobre posibles no linealidades en la función de reacción del Banco Central de Chile respecto a sus metas intermedias.

Como ayuda para la interpretación de los resultados anteriores se fijó una de las variables, o la brecha en la inflación o la variable explicativa de la parte no lineal según cual sea la especificación en sus medias muestrales y se examinaron las consecuencias para la función de reacción estimada de un cambio en la otra variable. Para ello se usó la inferencia óptima del valor no observado de la función $\mu(\bullet)$ descrita en la ecuación (13) y se construyó un intervalo de confianza al 95% usando los errores estándar asociados a los parámetros reportados en la Tabla 4.

Para el caso del modelo base, que utiliza la brecha del producto, la Figura 4 muestra el comportamiento de la tasa de interés ante variaciones en la brecha en la inflación. *A priori*, se podría pensar que el Banco Central reacciona más agresivamente cuando los desvíos son positivos que cuando son negativos; sin embargo, no se encuentra evidencia estadística para esta aseveración. Por otro lado, la Figura 5 muestra que, para el caso de la brecha del producto, pareciera existir un rango de inacción para la tasa de interés cuando los desvíos son negativos, pero una reacción inmediata cuando los desvíos son positivos, aunque nuevamente no se encuentra evidencia estadística de que aquello sea cierto.

En el modelo que utiliza la brecha en la tasa de desempleo los resultados son similares. La Figura 6 muestra el comportamiento de la tasa de interés cuando varía la brecha en la tasa de inflación y, como se observa, la reacción del Banco Central pareciera ser lineal, lo cual fue estadísticamente verificado. Por otro lado, la Figura 7 muestra que, para el caso de la brecha en la tasa de desempleo, se corrobora lo observado con la brecha del producto. El Banco Central presenta un rango de inacción cuando los desvíos son positivos y reacciona inmediatamente cuando los desvíos son negativos. La diferencia con el modelo base es que en este caso sí se encontró evidencia estadística de no linealidad.

Por su parte, en el modelo que utiliza la brecha en la cuenta corriente se observa, en la Figura 8, que el Banco Central reaccionaría más agresivamente cuando los desvíos de la inflación son positivos; sin embargo, la evidencia estadística en este caso va en otro sentido, el de linealidad. La Figura 9, por otro lado, muestra que el Banco Central reaccionaría únicamente cuando la cuenta corriente excede 4% y no así cuando sea menor, para lo cual existe evidencia estadística débil. Sin embargo, la cuenta corriente no sería, según los resultados de la Tabla 4, una variable con peso explicativo en la función de reacción del Banco Central de Chile para el período de estudio.

FIGURA 4

EFFECTO DE LOS DESVIOS DE LA INFLACION SOBRE LA TASA DE INTERES ANUAL: MODELO *FORWARD-LOOKING* USANDO LA BRECHA DEL PRODUCTO

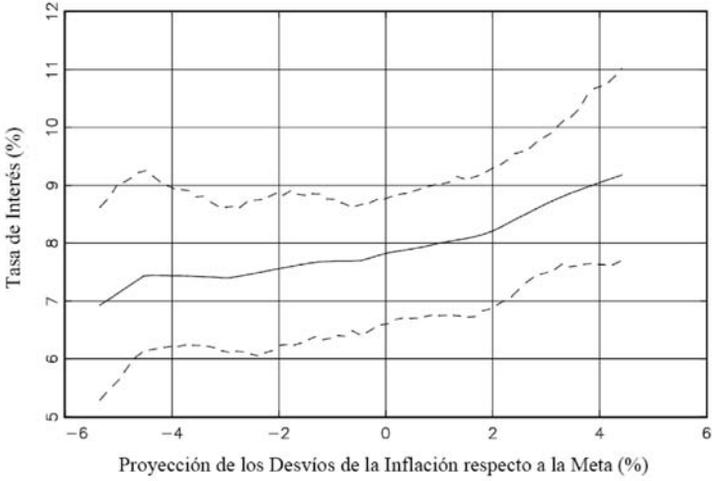


FIGURA 5

EFFECTO DE LA BRECHA DEL PRODUCTO SOBRE LA TASA DE INTERES ANUAL: MODELO *FORWARD-LOOKING* USANDO LA BRECHA DEL PRODUCTO

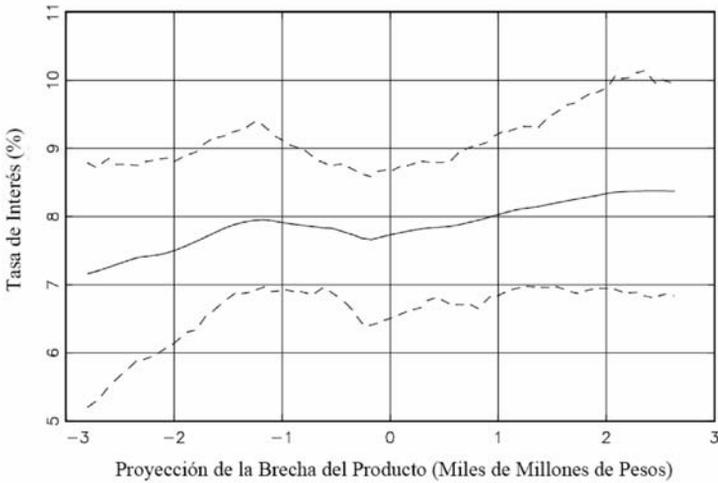


FIGURA 6

EFEECTO DE LOS DESVIOS DE LA INFLACION SOBRE LA TASA DE INTERES ANUAL: MODELO *FORWARD-LOOKING* USANDO LA BRECHA EN LA TASA DE DESEMPLEO

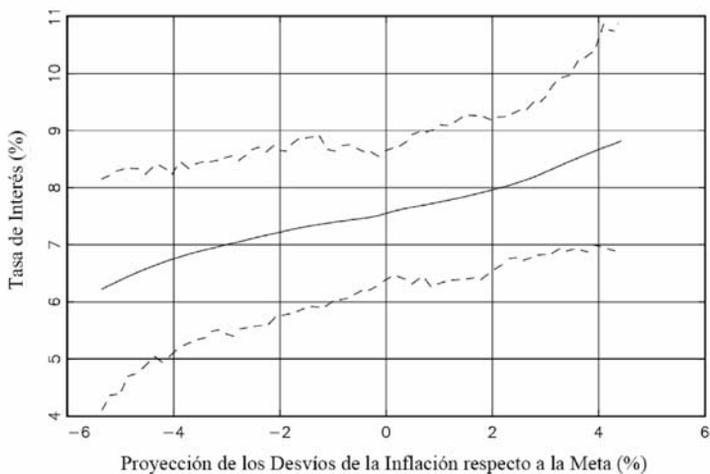


FIGURA 7

EFEECTO DE LA BRECHA EN LA TASA DE DESEMPLEO SOBRE LA TASA DE INTERES ANUAL: MODELO *FORWARD-LOOKING* USANDO LA BRECHA EN LA TASA DE DESEMPLEO

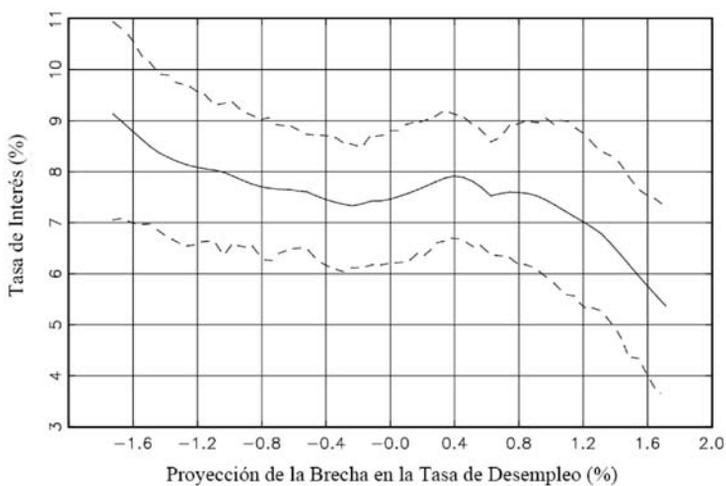


FIGURA 8

EFFECTO DE LOS DESVIOS DE LA INFLACION SOBRE LA TASA DE INTERES ANUAL: MODELO *FORWARD-LOOKING* USANDO LA BRECHA EN LA CUENTA CORRIENTE

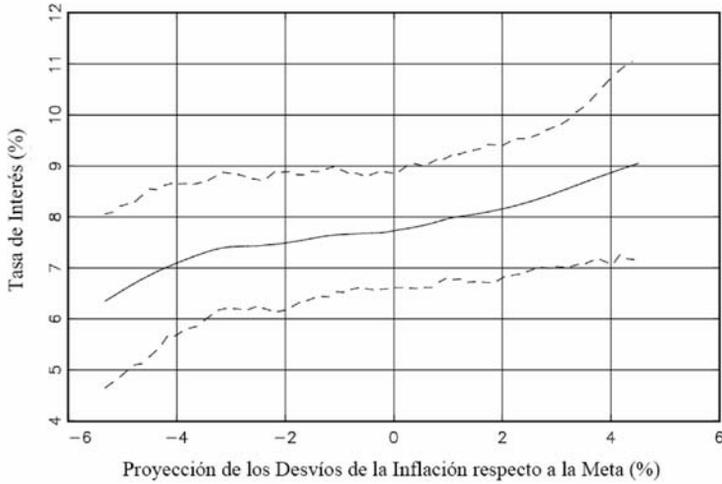
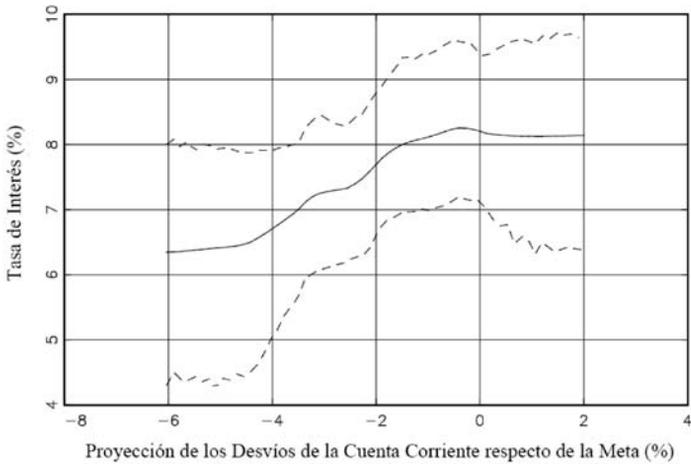


FIGURA 9

EFFECTO DE LA BRECHA EN LA CUENTA CORRIENTE SOBRE LA TASA DE INTERES ANUAL: MODELO *FORWARD-LOOKING* USANDO LA BRECHA EN LA CUENTA CORRIENTE



En resumen, se encontró que la reacción del Banco Central de Chile es lineal respecto a la brecha en la inflación, es decir, el Banco Central reacciona tanto cuando la inflación se encuentra por encima de la meta como cuando se encuentra por debajo. Así, se puede inferir que las preferencias del Banco Central respecto a su objetivo último no estarían mostrando mayor aversión por los desvíos positivos, lo que puede ser el resultado de varios años de estabilidad macroeconómica.

Por otro lado, se encontró también que el Banco Central de Chile reacciona inmediatamente cuando la tasa de desempleo se encuentra por debajo de la tasa natural y tiene un rango de inacción a partir del cual reacciona cuando está por encima. La misma evidencia gráfica se encuentra para los desvíos del producto respecto del potencial, aunque esta evidencia no tiene sustento estadístico suficiente. De ello se infiere que las preferencias del Banco Central respetan cabalmente el mandato constitucional conduciendo la política monetaria de forma de evitar, sobre cualquier otro objetivo intermedio, que la inflación esté por encima de la meta. No ocurre lo mismo cuando la inflación está levemente por debajo de la meta. En este caso, el Banco Central no estaría ejerciendo su poder discrecional para implementar políticas de estabilización de la actividad en el corto plazo. Esto último es verídico hasta cierto punto, a partir del cual el Banco Central reacciona para evitar que la caída en la actividad genere que la inflación se encuentre muy por debajo de la meta.³⁵ Este resultado aporta un nuevo elemento a la discusión de la función de reacción del Banco Central de Chile ya que tanto en la especificación de Corbo (2002) como en otros estudios³⁶ no se toma en cuenta la posibilidad de reacción no lineal respecto al ciclo económico.

Por otro lado, se encuentra soporte estadístico débil en favor de un comportamiento no lineal sobre la brecha de la cuenta corriente representado por una reacción inmediata del Banco Central de Chile a incrementos del déficit en cuenta corriente por sobre 4% e inacción en el caso contrario. Sin embargo, no existe evidencia de que esta variable tenga poder explicativo en la función de reacción, lo cual se debería al uso de una muestra que incluye un período más largo donde el ancla nominal del tipo de cambio fue abandonada.

VI. Análisis de Robustez

Los resultados encontrados en la sección V, caracterizan las no linealidades en la función de reacción sobre la base de que las preferencias del Banco Central de Chile son no lineales, pero no toman en cuenta el efecto de posibles no linealidades en la estructura de la economía (OA/DA). Esto debido a que la estimación de dicha función se realizó usando proyecciones condicionales de la brecha en la tasa de inflación y de la brecha en las variables del ciclo económico (producto y desempleo), calculadas mediante la estimación del esquema OA/DA bajo el supuesto de linealidad. Por tanto, cualquier no linealidad en la curva de Phillips o en la demanda agregada no es capturada por el modelo. Adicionalmente, la inferencia podría ser inválida si el uso de dichas proyecciones condicionales genera un comportamiento de promedios móviles en los errores de regresión.

Además, se observa que las conclusiones de la Tabla 3 y las estimaciones de la Tabla 4 (primera y tercera columnas) son muy sensibles a la medida de actividad económica adoptada, es decir, si se usa la brecha del producto o la brecha en la tasa de desempleo. Como ya se mencionó, el uso del filtro de Hodrick-Prescott en la construcción de la brecha del producto podría generar errores de medición en dicha variable, lo cual reduciría su poder explicativo en la función de reacción como se evidencia en la sección anterior.

El análisis de robustez presentado en esta sección pretende encarar estos dos problemas para validar los resultados encontrados. En primer lugar se aplicaron los tests de no linealidad de Hamilton (2001) y de Dahl y González-Rivera (2003) y se estimaron funciones de reacción *a la Taylor*, donde se supone que las variables explicativas de la parte no lineal afectan contemporáneamente la tasa de interés. Así, se evita restringir los resultados a preferencias no lineales, permitiéndose un espectro más amplio de no linealidades, y también la aparición de promedios móviles en los errores.

En segundo lugar, al no contar con una medida alternativa de la brecha del producto se usó el Índice Mensual de Actividad Económica (IMACEC) como medida de actividad económica.³⁷ Esta puede ser una variable con poder explicativo en la función de reacción dado que el Consejo de Política Monetaria del Banco Central de Chile usa en sus reuniones mensuales este indicador cuando el producto no está disponible. La brecha en el IMACEC (en adelante \tilde{y}_m) fue construida como la diferencia entre el IMACEC desestacionalizado y su tendencia, tomando la observación del último mes en cada trimestre. Ambos indicadores fueron obtenidos del Banco Central de Chile. De esta manera se evita el uso del filtro de Hodrick-Prescott y se usa una medida alternativa para validar los resultados encontrados en la sección anterior.

La Tabla 5 resume las especificaciones de las versiones *a la Taylor* para los tres modelos analizados en la sección V y para el modelo que introduce la brecha del IMACEC. En todos los casos se usó la reparametrización propuesta por Hamilton (2001).

Donde, al igual que en la sección V, i es la tasa de política monetaria, π es la brecha en la tasa de inflación anualizada, \tilde{y} es la brecha del producto, \tilde{d} es la brecha en la tasa de desempleo, \tilde{c} es la brecha en la cuenta corriente, $\phi_i \sim N(0,1)$ y $\rho(L) = \rho_{i1} + \rho_{i2}L$ para $i = 1, 2, 3, 4$. También se incluyeron los dos controles usados antes dados por D_1 y D_2 .

Para evaluar la existencia o no de linealidad en la función $\mu(\bullet)$ bajo la especificación *a la Taylor* nuevamente se usaron el estadístico v^2 propuesto por Hamilton (2001) y las extensiones propuestas por Dahl y González-Rivera (2003). La Tabla 6 reporta los resultados de dichos tests.

TABLA 5

ESPECIFICACIONES ALTERNATIVAS PARA LA FUNCION DE REACCION DEL BANCO CENTRAL DE CHILE (MODELO A LA TAYLOR)

Ecuación a Estimar	
$(\tilde{\pi}, \tilde{y})$	$i_t = a_{10} + a_{11}\tilde{\pi}_t + a_{12}\tilde{y}_t + \rho(L)i_{t-1} + \gamma_{11}D_1 + \gamma_{12}D_2 + \sigma^2(\xi m(g_{11}\tilde{\pi}_t, g_{12}\tilde{y}_t) + \phi_t)$
$(\tilde{\pi}, \vec{d})$	$i_t = a_{10} + a_{11}\tilde{\pi}_t + a_{12}\vec{d}_t + \rho(L)i_{t-1} + \gamma_{11}D_1 + \gamma_{12}D_2 + \sigma^2(\xi m(g_{11}\tilde{\pi}_t, g_{12}\vec{d}_t) + \phi_t)$
$(\tilde{\pi}, \vec{c})$	$i_t = a_{10} + a_{11}\tilde{\pi}_t + a_{12}\vec{c}_t + \rho(L)i_{t-1} + \gamma_{11}D_1 + \gamma_{12}D_2 + \sigma^2(\xi m(g_{11}\tilde{\pi}_t, g_{12}\vec{c}_t) + \phi_t)$
$(\tilde{\pi}, \tilde{y}_m)$	$i_t = a_{10} + a_{11}\tilde{\pi}_t + a_{12}\tilde{y}_{m,t} + \rho(L)i_{t-1} + \gamma_{11}D_1 + \gamma_{12}D_2 + \sigma^2(\xi m(g_{11}\tilde{\pi}_t, g_{12}\tilde{y}_{m,t}) + \phi_t)$

TABLA 6

TEST DE NO LINEALIDAD SOBRE LAS ESPECIFICACIONES DE LA FUNCION DE REACCION DEL BANCO CENTRAL DE CHILE (MODELO A LA TAYLOR)

Especificación	Hamilton v^2		Test λ_A^2 (*)		Test λ_E^2 (*)	
	LM	v.p.	LM	v.p.	LM	v.p.
Base $(\tilde{\pi}, \tilde{y})$	0.862	0.353	7.198	0.303	0.452	0.545
Usando $(\tilde{\pi}, \vec{d})$	5.660	0.017	162.013	0.091	67.125	0.091
Usando $(\tilde{\pi}, \vec{c})$	0.020	0.887	7.766	0.182	0.114	0.727
Usando $(\tilde{\pi}, \tilde{y}_m)$	1.998	0.150	7.603	0.091	0.018	0.818

(*) Valor probabilidad calculado con Bootstrapping con 10.000 replicaciones.

Como se puede observar en la Tabla 6, la especificación *a la Taylor* del modelo base, que utiliza la brecha del producto, corrobora los resultados hallados con el modelo *forward-looking*, es decir, existe evidencia en contra

de no linealidades en la función de reacción. De la misma forma, en la especificación *a la Taylor* usando la brecha en la tasa de desempleo se corrobora la evidencia en favor de no linealidad. Los resultados en la especificación *a la Taylor* usando la cuenta corriente contradicen los resultados anteriores acentuando aún más la debilidad de la evidencia de no linealidad. Las tres conclusiones anteriores son válidas para los tres tests calculados. Finalmente, para el caso de la brecha del IMACEC se encuentra evidencia de no linealidad para la función de reacción bajo esta especificación. Esto es válido para los estadísticos v^2 y λ_A^2 y no así para λ_E^2 . Como ya se mencionó en la sección anterior se usaron los tests Dahl y González-Rivera (2003) sólo como una forma de validar los resultados de Hamilton (2001).

La Tabla 7 presenta las estimaciones de las especificaciones *a la Taylor* de la Tabla 5 donde los parámetros fueron obtenidos, nuevamente, usando el método de máxima verosimilitud.³⁸ Es importante mencionar que los modelos presentados en la Tabla 7 son usados únicamente para verificar la validez de los resultados encontrados en la sección V, debido a que la función de reacción del Banco Central de Chile en esencia es *forward-looking*. Por lo tanto, se analiza solo el comportamiento de los parámetros ξ , g_1 y g_2 asociados a la parte no lineal del modelo.

En la primera y segunda columnas de la Tabla 7 se reporta la estimación de la especificación utilizando la brecha del producto como variable explicativa. Los resultados no difieren de los obtenidos antes, no pudiendo descartarse la existencia de linealidad respecto a ambos argumentos. En el caso de la especificación que utiliza la brecha en la tasa de desempleo (tercera y cuarta columnas) se puede observar evidencia en favor de no linealidad, y si bien el parámetro asociado a la brecha en la tasa de desempleo (g_2) es no significativo, esto podría ser resultado de un error de especificación al estimar el modelo *a la Taylor*. En el modelo que utiliza la brecha en la cuenta corriente (quinta y sexta columnas) se observa que la evidencia de no linealidad encontrada en la sección V es muy débil.

Finalmente, se utilizó la especificación *a la Taylor* usando la brecha en el IMACEC (Tabla 8).³⁹ En este modelo el parámetro ξ (asociado al término no lineal) es estadísticamente distinto de cero, lo que es consistente con el test de Hamilton (2001) reportado en la Tabla 6. Si bien el parámetro asociado a la parte no lineal del IMACEC (g_2) no es significativo, debido a posibles errores de especificación al estimar el modelo *a la Taylor*, la evidencia de no linealidad en esta especificación fortalecería el argumento de que el Banco Central priorizaría la política inflacionaria sobre cualquier otro objetivo de política.

TABLA 7

ESTIMACIONES DE LA FUNCION DE REACCION DEL BANCO CENTRAL DE CHILE
(MODELO A LA TAYLOR USANDO LA BRECHA DEL PRODUCTO, LA BRECHA EN
LA TASA DE DESEMPLEO Y LA BRECHA EN LA CUENTA CORRIENTE)

Parámetros	Especificación					
	Base ($\tilde{\pi}, \tilde{y}$)		Usando ($\tilde{\pi}, \tilde{d}$)		Usando ($\tilde{\pi}, \tilde{c}$)	
Parte Lineal						
Const.	0.99	(1.94)	1.41	(2.26)	1.55	(2.49)
$\tilde{\pi}_t$	0.34	(5.36)	0.34	(4.66)	0.33	(5.18)
\tilde{y}_t	1E-06	(0.87)				
\tilde{d}_t			-0.38	(-1.06)		
\tilde{c}_t					0.12	(0.93)
i_{t-1}	0.46	(5.44)	0.44	(5.25)	0.44	(5.44)
i_{t-2}	0.16	(1.90)	0.15	(1.79)	0.17	(2.06)
D_1	8.57	(6.07)	7.86	(5.40)	8.93	(6.98)
D_2	2.11	(3.17)	2.07	(3.37)	1.86	(2.93)
Parte No Lineal						
σ^2	1.26	(10.27)	1.2	(9.34)	1.21	(9.71)
$m(\bullet)$	0.37	(1.56)	0.64	(1.71)	0.49	(1.48)
$\tilde{\pi}_t$	0.31	(0.71)	0.23	(0.76)	0.29	(0.71)
\tilde{y}_t	7E-06	(0.70)				
\tilde{d}_t			1.32	(1.11)		
\tilde{c}_t					0.55	(0.80)
Log L	-86.9619		-90.1101		-88.3929	
AIC	3.2654		3.3703		3.3131	
BIC	3.2247		3.3297		3.2724	

TABLA 8

ESTIMACIONES DE LA FUNCION DE REACCION DEL BANCO CENTRAL DE CHILE
(MODELO A LA TAYLOR USANDO LA BRECHA EN EL IMACEC)

Parámetros	Especificación Usando $(\tilde{\pi}, \tilde{y}_m)$	
Parte Lineal		
Const.	0.93	(1.92)
$\tilde{\pi}_t$	0.35	(5.68)
$\tilde{y}_{m,t}$	0.16	(1.34)
i_{t-1}	0.46	(5.70)
i_{t-2}	0.16	(1.93)
D_1	8.64	(6.37)
D_2	2.14	(3.29)
Parte No Lineal		
σ^2	1.24	(10.34)
$m(\bullet)$	0.35	(1.58)
$\tilde{\pi}_t$	0.31	(0.68)
$\tilde{y}_{m,t}$	0.53	(0.70)
Log L	-88.1146	
AIC	3.3038	
BIC	3.2631	

VII. Conclusiones

Desde principios de los años 90, y en particular a partir de la propuesta de Taylor (1993), el estudio de cómo conducen la política monetaria los bancos centrales en diversos países ha recibido considerable atención por parte de la literatura. Específicamente, se ha buscado evidencia empírica que valide funciones de reacción a la Taylor o funciones similares simples propuestas por el enfoque nekeynesiano. Gran parte de esta literatura se ha centrado en el estudio de funciones de reacción

que se caracterizan por ser lineales, las cuales resultan de suponer que la economía puede aproximarse por un conjunto de ecuaciones de comportamiento lineales y que las preferencias del Banco Central son cuadráticas. Sin embargo, en la práctica, estos supuestos pueden ser ampliamente discutidos. Por esta razón, la literatura más moderna en el estudio de las funciones de reacción, principalmente para los Estados Unidos y la Unión Europea, se ha centrado en el uso de preferencias asimétricas para el Banco Central y/o ecuaciones de comportamiento no lineales para modelar dichas funciones. Para el caso de Chile, la posibilidad de funciones de reacción no lineales no ha recibido aún mucha atención.

En cualquier caso, a pesar de que se ha encontrado evidencia empírica de no linealidad, la gran mayoría de los estudios suponen formas paramétricas específicas, lo que podría generar errores de especificación si éstas son erróneas. En este sentido, este trabajo trata de contribuir al estudio de las funciones de reacción para el caso del Banco Central de Chile buscando evidencia que sustente preferencias no lineales respecto a la inflación y/o respecto a sus objetivos intermedios y buscar qué tipo de no linealidad es soportada por los datos sin suponer una forma paramétrica particular. Para encarar este objetivo se utilizó el enfoque flexible de inferencia no lineal que permite estimar una función desconocida sin imponer formas funcionales particulares *a priori*.

Se estimó la función de reacción del Banco Central de Chile en una especificación *forward-looking* usando datos trimestrales para el período en el cual rige el esquema de metas de inflación, es decir, 1990:III-2004:IV. Por un lado, se encontró que el Banco Central de Chile responde de manera lineal a los desvíos de la inflación respecto a la meta, indicando que su comportamiento no mostraría mayor aversión por los desvíos positivos respecto a la meta. Por otro lado, el Banco Central de Chile reaccionaría inmediatamente cuando el ciclo económico es expansivo y tiene un rango de inacción cuando es recesivo. Respecto de este último resultado es importante destacar el carácter mixto de la evidencia encontrada, esto debido a que cuando el ciclo económico fue medido mediante la brecha del producto no se encontró aporte explicativo de esta variable en la función de reacción, en tanto que cuando dicho ciclo fue medido mediante la brecha en la tasa de desempleo no sólo se encontró poder explicativo de esta variable en la función de reacción, sino que también se encontró evidencia robusta de no linealidad. Finalmente, se observa que la brecha en la cuenta corriente no tendría poder explicativo en la función de reacción del Banco Central de Chile. Los resultados son robustos al estimar la función de reacción en una especificación *a la Taylor* y usando una medida alternativa para la brecha del producto.

Estos resultados tienen implicaciones importantes, porque desde el punto de vista de los modelos macroeconómicos de evaluación y proyección, usados tanto por el Banco Central como por otras instituciones, el suponer que la tasa de interés reacciona de manera lineal respecto de los objetivos intermedios del Banco Central o suponer formas funcionales no lineales erróneas puede llevar a evaluaciones y proyecciones erróneas. Esto es cierto, tanto si se trata de evaluación de política económica como de investigación, por lo que también es válido para la especificación de modelos econométricos y para la construcción de modelos calibrados.

Finalmente, los resultados encontrados pueden conducir a nuevos estudios empíricos adoptando formas paramétricas particulares en la línea de no linealidades sobre el ciclo económico más que sobre la brecha en la tasa de inflación. Asimismo, se pueden desarrollar, a partir del presente trabajo, estudios teóricos sobre el tipo de preferencias del Banco Central que no han sido modeladas aún en la literatura.

Notas

- ¹ Entre dichos estudios cabría mencionar los de Bec *et al.* (2002), Cukierman (2000), Dolado *et al.* (2004), Dolado *et al.* (2003), Gerlach (2000) y Surico (2004) para los casos de los Estados Unidos y la Unión Europea.
- ² A saber Medina y Valdés (2002) y Corbo (2002) son los únicos que han estudiado esta posibilidad.
- ³ Este enfoque evalúa el carácter eficiente (en el sentido de alcanzar una combinación de objetivos restringida por la estructura de la economía) y óptimo (en el sentido de maximizar una función de bienestar social) al derivar las funciones de reacción a la Taylor partiendo de un problema de optimización intertemporal.
- ⁴ Uno de los resultados más interesantes en este contexto es que una función de pérdida asimétrica, que castiga relativamente más las desviaciones positivas de la inflación respecto de la meta, genera un sesgo negativo en contra del producto.
- ⁵ Los casos donde la demanda agregada toma formas no lineales no han sido explorados aún en la literatura.
- ⁶ Favero (2001) muestra que cuando el fin del modelo es la predicción, el sesgo no afecta la confiabilidad de los resultados, sin embargo, cuando el fin es la inferencia los resultados son inválidos.
- ⁷ En línea con los trabajos de Corbo (2002), Parrado y Velasco (2002) y Schmidt-Hebbel y Tapia (2002) y considerando que hasta el año 1999 el Banco Central tenía una banda de intervención sobre el tipo de cambio nominal, más adelante se extiende el modelo para permitir que tanto el déficit en cuenta corriente como los desalineamientos del tipo de cambio sean variables explicativas en la función de reacción.
- ⁸ Recientemente Lubik y Schorfheide (2004) exploraron las ventajas de la estimación conjunta de un sistema de ecuaciones conformado por la ecuación (5) y las especificaciones de oferta y demanda agregadas. Los autores argumentan que dicho método multiecuacional permite la estimación de parámetros adicionales que caracterizan la zona de indeterminación del equilibrio propia de un modelo de equilibrio general dinámico. El objetivo principal de estos autores fue evaluar de manera más precisa el impacto de *shocks* sobre la economía debido a que, dada la indeterminación existente, éstos no tienen un mecanismo de propagación único y generan fluctuaciones que no existirían en la zona de determinación. En nuestro contexto, por el contrario, utilizamos el método uniecuacional debido a que el objetivo principal de este trabajo es evaluar el carácter no lineal de la función de reacción del Banco Central de Chile y no cuál es el rol de dicha función en el efecto de determinados *shocks* sobre la economía.
- ⁹ Ver Banco Central de Chile (2002) para un detalle de los fundamentos del modelo de proyección que usa actualmente el Banco Central de Chile.
- ¹⁰ Para la metodología usada en el cálculo del nivel de equilibrio de largo plazo del tipo de cambio real ver Soto (1996).
- ¹¹ Se utilizan promedios móviles a cuatro trimestres para suavizar la serie anual tomando en cuenta que los datos de estimación usados más adelante están en frecuencia trimestral.
- ¹² Ver Kim *et al.* (2005).
- ¹³ En este caso los regresores de la función de reacción son los valores corrientes de las variables explicativas del modelo. En particular, la función a estimar es $i_t = \mu(\bar{\pi}_t, \bar{y}_t) + \rho(L)i_{t-1} + \varepsilon_t$.
- ¹⁴ Es importante destacar, sin embargo, que la literatura nekeynesiana reciente puede generar una ecuación como la (7) sin un canal del crédito. En particular, en dicha literatura la ecuación (7) representa la curva IS, la misma que surge de las decisiones intertemporales que hogares y firmas realizan en torno a su consumo e inversión, respectivamente, y cómo éstas dependen de la tasa de interés.

- ¹⁵ En el caso particular de Chile, Cabrera y Lagos (2002) encuentran evidencia que soportaría ambos canales de transmisión, es decir, el canal del crédito y el de la curva de Phillips. Sin embargo, aunque esta evidencia sería relativamente débil para el segundo, en su conjunto muestran que existe un efecto fuerte de aceleración de la inflación como resultado de un *shock* en la brecha del producto.
- ¹⁶ Esta parte de la sección IV está fuertemente basada en Hamilton (2003) y describe el método flexible para el caso de dos variables explicativas en la parte no lineal. Ver Hamilton (2001) para la generalización a k variables.
- ¹⁷ En la ecuación (5) también se incluye una parte que se supone afecta de manera lineal a la variable dependiente, esto por dos razones, una teórica expuesta en la sección III y la segunda porque genera mayor eficiencia en la estimación (Hamilton, 2003).
- ¹⁸ Donde el vector $\tau_s = (E_s \tilde{\pi}_{s+q}, E_s \tilde{y}_{s+p})$ toma algún valor particular.
- ¹⁹ Ver Hamilton (2001) para la motivación detrás de la especificación de la función $H(\bullet)$.
- ²⁰ Ver Hamilton (2001) para una demostración formal.
- ²¹ La matriz de varianzas y covarianzas de la regresión MCG gaussiana está dada por $P_0 + \sigma^2 I_T$ y que P_0 es una matriz $T \times T$ cuya fila s y columna k está dada por $\lambda^2 H_2(h_{sk})$. Esto implica que en la hipótesis nula $\lambda = 0$ tendremos que dicha matriz de varianzas y covarianzas queda como $\sigma^2 I_T$ que es independiente de los parámetros g_i .
- ²² Ver Morandé (2002) para una revisión del proceso de metas de inflación en Chile.
- ²³ El IPC puede mostrar un grado relativamente alto de volatilidad en el corto plazo debido a variaciones de los precios de los alimentos perecibles y de los combustibles. Por tanto, en el corto plazo (hasta 12 meses) la meta operacional está dada por la inflación subyacente o de tendencia. Para la proyección de la evolución de la tendencia de la inflación en un horizonte de mediano plazo (12 a 24 meses) el Banco Central usa ambos indicadores.
- ²⁴ Definida como el cambio anual en el IPC y calculada mediante $400(\ln \pi_t - \ln \pi_{t-1})$. Esto debido a que la meta está definida en términos anuales.
- ²⁵ La adopción del régimen de flotación cambiaría eliminó cualquier posible fuente de incoherencia en el diseño del régimen de política. Así el único compromiso del Banco Central a partir de ese momento es mantener la inflación en la meta, la cual se convirtió en el ancla nominal de la economía.
- ²⁶ En las especificaciones de la Tabla 1 se probaron términos interactivos entre esta variable ficticia y las demás variables explicativas de la parte lineal del modelo, no encontrándose en ningún caso poder explicativo de dichos términos.
- ²⁷ En lo que sigue de esta sección se trabajará solo con proyecciones condicionales, por lo que omitimos el operador esperanza en las especificaciones del modelo.
- ²⁸ Los rezagos óptimos fueron encontrados usando los criterios de información de Akaike y Schwarz.
- ²⁹ Los números entre paréntesis representan los estadísticos t . Los rezagos en las variables fueron obtenidos usando el criterio de información de Akaike.
- ³⁰ Los errores estándar de los estimadores están basados en distribuciones asintóticas y no en distribuciones empíricas. Estas últimas podrían ser obtenidas por técnicas de bootstrapping, por lo que deberíamos esperar que los errores estándar apropiados fueran más altos. Sin embargo, como para generar los regresores de la función de reacción se usan las proyecciones condicionales puntuales, y no de intervalo, esto no limitaría sustancialmente el análisis.
- ³¹ Dado que el tamaño de la muestra es pequeño se han relajado levemente los niveles de significancia.
- ³² Los estadísticos t fueron construidos sobre la base de los errores estándar de la distribución *ex-post*, la que fue calculada mediante los métodos numéricos bayesianos propuestos por Hamilton (2001) usando 10.000 simulaciones de Montecarlo. Se aplicaron tests de heteroscedasticidad y autocorrelación sobre los errores para validar el diagnóstico de los modelos estimados y se encontró que en general los errores no presentan estos problemas.
- ³³ Note que en la reparametrización de Hamilton (2001) $\lambda = \sigma^2 \xi$. Por lo que si $\xi = 0$ no habría evidencia en contra de linealidad.
- ³⁴ El modelo fue estimado para el período utilizado por Corbo (2002) y se encontró que en ese caso la brecha en la cuenta corriente es una variable significativa.

- ³⁵ Este hallazgo podría estar relacionado con la existencia de cláusulas de escape en el régimen de política monetaria (Lohmann, 1992).
- ³⁶ Principalmente aquellos que analizan funciones de reacción lineales en sus argumentos para el caso de Chile (Cecchetti y Ehrmann, 2002; Parrado y Velasco, 2002; Schmidt-Hebbel y Tapia, 2002; Cabrera y Lagos, 2002).
- ³⁷ Conceptualmente, el IMACEC es un indicador sintético de la producción mensual de la economía a precios constantes. Así, no es posible interpretarlo como una medición del nivel del PIB ya que no existe información sobre consumo intermedio para estimar el valor agregado en el corto plazo. No obstante, los cambios en el indicador sintético son una variable *proxy* de las variaciones del PIB si se admite que la relación valor agregado a producción no varía en el trimestre (Escandon *et al.*, 2005).
- ³⁸ Al igual que en la Tabla 4, los estadísticos *t* fueron construidos sobre la base de los errores estándar de la distribución *ex-post* usando 10.000 simulaciones de Montecarlo.
- ³⁹ Adicional a esto, se probaron tests de no linealidad sobre tres especificaciones usando medidas de tendencia alternativas para la construcción de la brecha del producto. En particular, se utilizó una tendencia cuadrática (Clarida *et al.*, 1998), una tendencia calculada mediante el filtro de Baxter y King y una tendencia calculada mediante una función de producción Cobb-Douglas con una participación del capital de 45%. En todos los casos se encontraron resultados similares a los obtenidos mediante el filtro Hodrick-Prescott.

Referencias

- AKSOY, Y.; P. DE GRAUWE y H. DEWACHTER (2002). "Do Asymmetries Matter for European Monetary Policy?", *European Economic Review*, 46 (3), marzo, pp. 443-69.
- BANCO CENTRAL DE CHILE (2003). *Modelos Macroeconómicos y Proyecciones del Banco Central de Chile 2003*. Central Bank of Chile.
- BEC, F.; M. BEN SALEM y F. COLLARD (2002). "Asymmetries in Monetary Policy Reaction Function: Evidence for U.S. French and German Central Banks", *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 6 (2), Julio, pp. 1-20.
- BOND, D.; M. HARRISON y E.J. O'BRIEN (2003). "Investigating Nonlinearity: A Note on the Implementation of Hamilton's Methodology". *Mimeo*, Trinity College Dublin Economics Department.
- CABRERA, A. y L. F. LAGOS (2002). "Monetary Policy in Chile: A Black Box?", en N. Loayza y K. Schmidt-Hebbel (eds.), *Monetary Policy: Rules and Transmission Mechanisms*, Central Bank of Chile, pp. 197-246.
- CALDERON, C.; R. DUNCAN y K. SCHMIDT-HEBBEL (2004). "The Role of Credibility in the Cyclical Properties of Macroeconomic Policies in Emerging Economies", *Central Bank of Chile, Working Papers Series N° 285*, pp. 1-33.
- CECCHETTI, S. G. y M. EHRMANN (2002). "Does Inflation Targeting Increase Output Volatility?: An International Comparison of Policymakers' Preferences and Outcomes", en N. Loayza y K. Schmidt-Hebbel (eds.), *Monetary Policy: Rules and Transmission Mechanisms*, Central Bank of Chile, pp. 247-74.
- CLARIDA, R.; J. GALI y M. GERTLER (2000). "Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory". *Quarterly Journal of Economics*, 115 (1), febrero, pp. 147-80.
- CLARIDA, R.; J. GALI y M. GERTLER (1998). "Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence". *European Economic Review*, 42 (6), junio, pp. 1033-67.
- CLARIDA, R.; J. GALI y M. GERTLER (1999). "The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective". *Journal of Economic Literature*, 37 (4), diciembre, pp. 1661-707.
- CONTRERAS, G. y P. GARCIA (2002). "Estimating Gaps and Trends for the Chilean Economy". *Central Bank of Chile, Working Papers Series N° 165*, junio, pp. 1-33.
- CORBO, V. (2002). "Monetary Policy in Latin America in the 90s", en N. Loayza y K. Schmidt-Hebbel (eds.), *Monetary Policy: Rules and Transmission Mechanisms*, Central Bank of Chile, pp. 95-116.

- CUKIERMAN, A. (2000). "The Inflation Bias Result Revisited". *Mimeo*, Tel-Aviv University.
- DAHL, C. M. (2002). "An Investigation of Tests for Linearity and the Accuracy of Likelihood Based Inference using Random Fields", *Econometrics Journal*, 1 (1), pp. 1-25.
- DAHL, C. M. y G. GONZALEZ-RIVERA (2003). "Testing for Neglected Nonlinearity in Regression Models Based on the Theory of Random Fields", *Journal of Econometrics*, 114 (1), mayo, pp. 141-64.
- DOLADO, J. J.; R. MARIA-DOLORES y M. NAVEIRA (2005). "Are Monetary-Policy Reaction Functions Asymmetric?: The Role of Nonlinearity in the Phillips Curve", *European Economic Review*, 49 (2), febrero, pp. 485-503.
- DOLADO, J. J.; R. MARIA-DOLORES y F. J. RUGE MURCIA (2004). "Nonlinear Monetary Policy Rules: Some New Evidence for the U.S.", *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 8 (3), septiembre, pp. 1-32.
- ESCANDON, A., P. GAJARDO y J. VENEGAS (2005). "Indicador Mensual de Actividad Económica Imacec Base 1996: Nota Metodológica", *Central Bank of Chile*, Economic Studies Series N° 48, Octubre, pp. 1-43.
- FAVERO, C. A. (2001). *Applied Macroeconometrics*. Oxford University Press, 1ª edición.
- GERLACH, S. (2000). "Asymmetric Policy Reactions and Inflation". *Mimeo*, University of Basel.
- GERLACH, S. y F. SMETS (1999). "Output Gaps and Monetary Policy in the Emu Area", *European Economic Review*, 43 (4-6), abril, pp. 801-12.
- HAMILTON, J. D. (2001). "A Parametric Approach to Flexible Nonlinear Inference". *Econometrica*, 69 (3), mayo, pp. 537-73.
- HAMILTON, J. D. (2003). "What Is an Oil Shock?", *Journal of Econometrics*, 113 (2), abril, pp. 363-98.
- KIM, D. H.; D. R. OSBORN y M. SENSIER (2005). "Nonlinearity in the Fed's Monetary Policy Rule", *Journal of Applied Econometrics*, 20 (5), agosto, pp. 621-639.
- LOHMANN, S. (1992). "Optimal Commitment in Monetary Policy: Credibility versus Flexibility", *American Economic Review*, 82 (1), marzo, pp. 273-86.
- MEDINA, J. P. y R. O. VALDES (2002). "Optimal Monetary Policy Rules under Inflation Range Targeting", en N. Loayza y K. Schmidt-Hebbel (eds.), *Monetary Policy: Rules and Transmission Mechanisms*, Central Bank of Chile, pp. 95-116.
- MORANDE, F. (2002). "A Decade of Inflation Targeting in Chile: Developments, Lessons, and Challenges", en N. Loayza y R. Soto (eds.), *Inflation Targeting: Design, Performance and Challenges*, Central Bank of Chile, pp. 583-625.
- ORPHANIDES, A. (2001). "Monetary Rules Based on Real-Time Data", *American Economic Review*, 91 (4), septiembre, pp. 964-85.
- PARRADO, E. y A. VELASCO (2002). "Alternative Monetary Rules in the Open Economy: A Welfare Based Approach", en N. Loayza y R. Soto (eds.), *Inflation Targeting: Design, Performance, Challenges*, Central Bank of Chile, pp. 295-347.
- SCHMIDT-HEBBEL, K. y M. TAPIA (2002). "Inflation Targeting in Chile", *North American Journal of Economics and Finance*, 13 (2), mayo, pp. 125-46.
- SOTO, R. (1996). "El Tipo de Cambio Real de Equilibrio: Un Modelo no Lineal de Series de Tiempo", *ILADES-Universidad Alberto Hurtado*, Documento de Investigación I-94.
- SURICO, P. (2004). "Inflation Targeting and Nonlinear Policy Rules: The Case of Asymmetric Preferences". *Mimeo*, Bocconi University.
- SVENSSON, L. E. O. (1999). "Inflation Targeting as a Monetary Policy Rule", *Journal of Monetary Economics*, 43 (3), junio, pp. 607-54.
- TAYLOR, J. B. (1993). "Discretion versus Policy Rules in Practice", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39 (0), diciembre, pp. 195-214.
- WALSH, CARL E. (1998). *Monetary Theory and Policy*, Massachusetts Institute of Technology, 2ª edición, 2003.