

No Linealidades en la Regla de Política Monetaria del Banco Central de Chile: Una Evidencia Empírica*

Pablo González

Mauricio Tejada

Junio 2006

Resumen

Gran parte de la literatura relacionada con las funciones de reacción del Banco Central ha estimado funciones de reacción lineales, asumiendo preferencias cuadráticas para el Banco Central y ecuaciones de oferta y demanda agregadas lineales. 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 se ha centrado en el uso de preferencias asimétricas para el Banco Central y/o curvas de Phillips no lineales, asumiendo formas paramétricas particulares para modelar dichas funciones. Esto podría llevar a inferencias erróneas si dichas especificaciones son incorrectas. El estudio de las funciones de reacción no lineales para el caso de Chile aún no ha recibido mucha atención, por lo que este artículo ha tratado de contribuir buscando evidencia que sustente preferencias no lineales. Para ello, se usó el enfoque flexible de inferencia no lineal propuesto por Hamilton (2001). Se encontró que, si bien la respuesta del Banco Central es lineal en relación a los desvíos de la inflación respecto a la meta, existe evidencia de no linealidad respecto al ciclo económico.

Clasificación JEL: E52, E58, C13

Palabras Clave: Metas de Inflación, Función de Reacción, Modelos no Lineales.

*Un agradecimiento especial a Marcela Perticará 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. Comentarios a mtejada@uahurtado.cl y pablogon@uahurtado.cl

1 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 Neo Keynesiano. Gran parte de esta literatura ha estimado funciones de reacción lineales asumiendo que la función de pérdida del Banco Central tiene una forma funcional cuadrática y que las ecuaciones de comportamiento de la economía, la curva de Phillips y la demanda agregada, son lineales.

Sin embargo, en la práctica estos supuestos 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 curva de Phillips podría ser no lineal debido a la existencia de algún grado de inflexibilidad a la baja en algunos precios 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 curvas de Phillips 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, la gran mayoría de los estudios asumen formas paramétricas específicas¹, obviando así que en la realidad no es posible observar directamente las preferencias del Banco Central o la curva de Phillips. En este contexto, cualquier error al especificar dichas funciones puede llevar a inferencias erróneas.

Lamentablemente, en el caso de Chile, la posibilidad de preferencias asimétricas y/o curvas de Phillips convexas no ha recibido aún mucha atención². 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 a 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. Adicionalmente, se intenta observar qué tipo de no linealidad podría ser soportada sin suponer una forma paramétrica en particular y se busca evidencia de no linealidad sobre el comportamiento de 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.

¹Entre 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.

²A saber Medina y Valdés (2002) y Corbo (2002) son los únicos que han estudiado esta posibilidad.

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 enfoque provee un test de no linealidad, válido para un amplio rango de modelos de series de tiempo y de formas funcionales y estimaciones consistentes que muestran como luce la no linealidad basada en los datos. Adicionalmente, se utilizó la batería de tests propuestos por Dahl y González-Rivera (2003), bajo la misma especificación de Hamilton (2001), para validar los resultados. 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 como luce ésta.

Se encontró que la función de reacción forward-looking del Banco Central de Chile es lineal respecto a la brecha en la tasa de inflación, descartándose así la existencia una mayor aversión relativa a desvíos positivos respecto de la meta. 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. Los resultados son consistentes con los de Corbo (2002) en lo que se refiere a la linealidad respecto a la inflación pero difieren en lo que respecta 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% respecto del producto no tiene poder explicativo en la función de reacción. Esto puede ser resultado de 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 una función de reacción backward-looking y usando una medida alternativa de actividad económica.

El trabajo esta organizado como sigue: La sección 2 presenta una revisión de la literatura sobre funciones de reacción del Banco Central para Chile y otros países, presentado en cada caso los supuestos y resultados principales. La sección 3 provee una justificación teórica para el modelo a estimar y presenta la estrategia econométrica usada en la estimación y la inferencia de la función de reacción. La sección 4 muestra los resultados empíricos de las estimaciones de la función de reacción del Banco Central de Chile. La sección 5 provee un análisis de robustez y finalmente, la sección 6 concluye.

2 Revisión de la Literatura

A partir del trabajo de Taylor (1993) el estudio de cómo reacciona el Banco Central ha recibido considerable atención por parte de la literatura. En particular, se ha tratado de estimar funciones de reacción a la Taylor o funciones similares simples propuestas por el nuevo enfoque Neo Keynesiano (Clarida *et al.*, 1999; Svensson, 1999)³ para contrastar su validez empírica.

³Este 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

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. Así, 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 usan el esquema de metas de inflación entre los cuales se encuentra Chile, 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.

Corbo (2002) estima funciones de reacción forward-looking con ajuste parcial para cinco países latinoamericanos, entre los cuales se encuentra 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.

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. Las bases teóricas para el uso de estas funciones se relacionan con dos supuestos fundamentales en el enfoque Neo Keynesiano. El primero está relacionado con la función de pérdida del Banco Central, la que tiene una forma funcional cuadrática y el segundo se relaciona con las ecuaciones de comportamiento

social) al derivar las funciones de reacción a la Taylor partiendo de un problema de optimización intertemporal.

de la economía, en particular, que la oferta (o curva de Phillips) y la demanda agregadas son lineales (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 los 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), resultan 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 preferencias asimétricas o curvas de Phillips convexas 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 en las principales variables económicas para Chile⁴. 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.

⁴Uno 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 el producto.

3 Reglas de Política Monetaria No Lineales

3.1 Bases Teóricas

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 especifica las variables objetivo, los niveles meta para esas variables y una 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 de 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.* (2002) generalizan el problema de optimización del Banco Central, propuesto inicialmente por Svensson (1999) y ampliamente usado en la literatura, de la siguiente manera:

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

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

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

Donde δ es el factor de descuento, $\mathcal{L}(\cdot)$ es una función de pérdida irrestricta para el Banco Central, $f(\cdot)$ y $h(\cdot)$ son posiblemente funciones no lineales, π_t es la tasa de inflación en el período t , i_t es la tasa de interés instrumento de política monetaria, $\tilde{\pi}_{t+s}$ 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, ν_{t+1} y η_{t+1} son perturbaciones de 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 asume 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 $\mathcal{L}(\cdot)$, $f(\cdot)$ y $h(\cdot)$. En el caso especial donde la función $\mathcal{L}(\cdot)$ sea cuadrática y $f(\cdot)$ y $h(\cdot)$ sean funciones lineales, la función de reacción será lineal (Clarida *et al.*, 1998, 2000; Svensson, 1999; Walsh, 2003).

Como se mencionó en la sección 2, 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 $\mathcal{L}(\cdot)$

toma una forma distinta a la cuadrática, mostrando asimetrías en las preferencias del Banco Central y donde $f(\cdot)$ o curva de Phillips es una función no lineal, y en particular convexa, respecto a la brecha del producto⁵.

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 asumen formas paramétricas específicas. A pesar de que asumir formas paramétricas particulares puede ser atractivo, en realidad, no es posible observar directamente las preferencias del Banco Central o la curva de Phillips, existiendo así un universo muy grande de alternativas para las especificaciones funcionales (Kim *et al.*, 2002).

Dado que suponer formas funcionales *a priori* erróneas conlleva a errores de especificación que sesgan los resultados⁶, 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 $\mathcal{L}(\cdot)$, $f(\cdot)$ y $h(\cdot)$ 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 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 producto⁷. En este sentido, se plantea la siguiente especificación flexible para la función de reacción:

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

Donde $\mu(\cdot)$ 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 de ruido blanco⁸.

3.2 Estrategia de Estimación

Estimar la ecuación (4) tiene dos dificultades potenciales. La primera esta relacionada con las variables explicativas en un modelo forward-looking y la segunda con el hecho de estimar

⁵Los casos donde la demanda agregada toma formas no lineales no han sido explorados aún en la literatura.

⁶Favero (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.

⁷Seguendo a Corbo (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 el déficit en cuenta corriente sea una variable explicativa de la función de reacción.

⁸A saber, Kim *et al.* (2002) son los únicos que han aplicado el método de Hamilton para la estimación de la función de reacción de la FED y encontraron que existe evidencia fuerte de no linealidad en la era pre Volker-Greenspan y una evidencia relativamente débil para la era Volker-Greenspan.

y hacer inferencia sobre una función desconocida. En lo que sigue de esta subsección se presenta la forma en que este trabajo trata estas dificultades.

Un problema del esquema de metas de inflación es que el Banco Central tiene un control imperfecto sobre la 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 implementación de las condiciones de primer orden para un mínimo de la función de pérdida usando toda la información relevante. La función de reacción es interpretada, 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 subsección anterior. De acuerdo a lo anterior la ecuación a estimar será:

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

Siguiendo 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 asume que las funciones $f(\cdot)$ y $h(\cdot)$, de las ecuaciones (2) y (3) respectivamente, son lineales en sus argumentos. En particular, se asume que la inflación en la relación OA está explicada por su pasado y por un rezago de la brecha del producto:

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

Por su parte, la brecha del producto en la relación DA está explicada por su pasado y por la tasa de interés real promedio sobre los cuatro períodos anteriores:

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

donde \bar{i}_t y $\bar{\pi}_t$ denotan promedios móviles a cuatro trimestres de los valores corrientes y pasados de las tasas de interés e inflación respectivamente⁹:

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

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

⁹Se 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.

problemas potenciales. El primero, estadístico, está asociado al enfoque de Pagan (1984)¹⁰ 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 backward-looking¹¹ 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 por medio del crédito (conocido como el canal del crédito) y después, con un período de retraso, a la tasa de inflación de manera indirecta (conocido como el canal de la curva de Phillips)¹².

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 cuestión¹³. 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 paramétricos¹⁴. Dicho método, no asume una forma funcional específica para la función de media condicional, esto es la función $\mu(\cdot)$ 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 $\mu(\cdot)$ en sí misma como el resultado de un proceso aleatorio¹⁵. Esto es, si se toma un vector no estocástico arbitrario τ_s de argumentos¹⁶ y se evalúa la función $\mu(\cdot)$ en τ_s , denotado como

¹⁰Ver Kim *et.al.* (2002)

¹¹En este caso los regresores de la función de reacción son los valores corrientes de las variables explicativas del modelo en la línea de Taylor (1993). En particular, la función a estimar es $i_t = \mu(\tilde{\pi}_t, \tilde{y}_t) + \rho(L)i_{t-1} + \varepsilon_t$.

¹²En el caso particular de Chile, Cabrera y Lagos (2002) encuentran evidencia que soportaría ambos canales de transmisión. Sin embargo, aunque esta evidencia sería relativamente débil para el canal de la curva de Phillips, en su conjunto muestran que existe un efecto fuerte de aceleración de la inflación como resultado de un shock en la brecha del producto.

¹³Esta parte de la subsección 3.2 está fuertemente basada en Hamilton (2003) y describe el método flexible para el caso de 2 variables explicativas en la parte no lineal. Ver Hamilton (2001) para la generalización a k variables.

¹⁴Los métodos no paramétricos son más flexibles en el sentido de que no asumen formas funcionales para las relaciones en estudio, sino más bien, asumen 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 esta basada en la teoría asintótica.

¹⁵En la ecuación (5) también se incluye una parte que se asume afecta de manera lineal a la variable dependiente, esto por dos razones, una teórica expuesta en la subsección 3.1 y la segunda porque genera mayor eficiencia en la estimación (Hamilton, 2003).

¹⁶Donde el vector $\tau_s = (E_s \tilde{\pi}_{s+q}, E_s \tilde{y}_{s+k})$ toma algún valor particular.

$\mu(\tau_s)$, se tiene una variable aleatoria. Hamilton (2001) asume 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 al modelo de regresión lineal.

Otro aspecto importante 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) asume que $\mu(\tau_s)$ no está correlacionado con $\mu(\tau_k)$ cuando τ_s está lo suficientemente lejos de τ_k . Formalmente, esto se expresaría como:

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

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 esta 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 2 variables explicativas entonces, la covarianza está dada por:

$$Cov(\mu(\tau_1), \mu(\tau_2)) = \begin{cases} H_2(h_{sk}) & \text{si } 0 \leq h_{sk} \leq 1 \\ 0 & \text{en otro caso} \end{cases} \quad (10)$$

donde $H_2(h_{sk}) = 1 - \left(\frac{2}{\pi}\right) \left[h_{sk}(1 - h_{sk}^2)^{\frac{1}{2}} + \sin^{-1}(h_{sk}) \right]$ ¹⁷. Note que $H(\cdot)$ no es una parametrización de la forma funcional de $\mu(\cdot)$ pero sí lo es de la covarianza entre las variables aleatorias $\mu(\tau_s)$ y $\mu(\tau_k)$ dada una realización de $\mu(\cdot)$ que puede tomar una variedad de diferentes formas. Esto es lo que le da flexibilidad al enfoque. Finalmente, los parámetros g_i gobiernan la variabilidad esperada de $\mu(\cdot)$ cuando varía la i -ésima variable explicativa de la parte no lineal del modelo. La especificación de la ecuación (5) puede ser reescrita como:

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

donde $m(\cdot)$ 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 GLS gaussiano de la forma:

¹⁷Ver Hamilton (2001) para la motivación detrás de la especificación de la función H .

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

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 máximo 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 $\mu(\cdot)$ en un punto arbitrario τ^* está dada por:

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

donde q es un vector ($T \times 1$) cuyo t -ésimo elemento está dado por $H_2(h_t^*)$ con $h_t^* = \left(\frac{1}{2}\right) [\sum_{i=1}^2 g_i^2 (\tau_{it} - \tau_i^*)]^{\frac{1}{2}}$. Para fines de 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 parámetro g_i en la desviación estándar muestral de cada variable explicativa, construir la matriz \mathbf{H} usando la función $H_2(h_{sk})$ de la ecuación (10) y realizar la regresión OLS de $i = X\beta + \varepsilon$ para calcular los residuos estimados $\hat{\varepsilon}$, su varianza $\hat{\sigma}^2$ y la matriz de proyección $\mathbf{M} = I_T - X(X'X)^{-1}X'$. Todo esto para construir el siguiente estadístico¹⁸:

$$\nu^2 = \frac{[\hat{\varepsilon}'\mathbf{H}\hat{\varepsilon} - \hat{\sigma}^2 \text{tr}(\mathbf{MHM})]^2}{\hat{\sigma}^4 (2\text{tr} \{[\mathbf{MHM} - (T - 2 - r - 1)^{-1}\mathbf{M}\text{tr}(\mathbf{MHM})]\}^2)} \sim \chi^2(1) \quad (14)$$

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 ¹⁹ 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.

¹⁸La idea intuitiva detrás del estadístico ν^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.

¹⁹La matriz de varianzas y covarianzas de la regresión GLS gaussiana esta 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 .

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 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.

4 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:VI²⁰. 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.

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. En este sentido se define la TPM como la tasa de interés nominal de corto plazo anualizada²¹ definida por el Banco Central en el Consejo de Política Monetaria.

La meta operacional de mediano plazo, en el esquema de metas de inflación, se define en base a la variación del Índice de Precios al Consumidor (IPC)²². 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 anuales²³ 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.

²⁰Ver Morandé (2002) para una revisión del proceso de metas de inflación en Chile.

²¹Hasta septiembre de 2001 el Banco Central definía la tasa de interés en términos reales ya que los instrumentos utilizados en las operaciones de mercado abierto estaban indexados al IPC. A partir de esa fecha y hasta la actualidad la tasa de interés es definida en términos nominales. Dado esto se nominalizó la tasa para el período 1990-2001.

²²El 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 esta 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.

²³Definida 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.

Gerlach y Smets (1999) demuestran que la existencia de errores de medición en la brecha del producto reducen 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 shock que ocurren sobre los componentes tendencia, ciclo, estacional e irregular de la serie. Por tanto, la habilidad del filtro Hodrick-Prescott 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).

Finalmente, 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 cambiaria²⁴. 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 éste 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 Estimación de la Función de Reacción del Banco Central de Chile (Modelo Forward-Looking)

Ecuación a Estimar	
$(\tilde{\pi}, \tilde{y})$	$i_t = \alpha_{10} + \alpha_{11}\tilde{\pi}_{t+4} + \alpha_{12}\tilde{y}_{t+2} + \rho(L)i_{t-1} + \gamma_{11}D_1 + \gamma_{12}D_2 + \sigma^2(\xi m(g_{11}\tilde{\pi}_{t+4}, g_{12}\tilde{y}_{t+2}) + \phi_t)$
$(\tilde{\pi}, \tilde{d})$	$i_t = \alpha_{20} + \alpha_{21}\tilde{\pi}_{t+4} + \alpha_{22}\tilde{d}_{t+2} + \rho(L)i_{t-1} + \gamma_{21}D_1 + \gamma_{22}D_2 + \sigma^2(\xi m(g_{21}\tilde{\pi}_{t+4}, g_{22}\tilde{d}_{t+2}) + \phi_t)$
$(\tilde{\pi}, \tilde{c})$	$i_t = \alpha_{30} + \alpha_{31}\tilde{\pi}_{t+4} + \alpha_{32}\tilde{c}_{t+1} + \rho(L)i_{t-1} + \gamma_{31}D_1 + \gamma_{32}D_2 + \sigma^2(\xi m(g_{31}\tilde{\pi}_{t+4}, g_{32}\tilde{c}_{t+1}) + \phi_t)$

²⁴La adopción del régimen de flotación cambiaria 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.

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.

Como ya se mencionó en la sección 3, 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 tasa de desempleo y la brecha en la cuenta corriente²⁵. 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).

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.

Como se observa en la Tabla 2, todas las variables a excepción de la tasa de interés de política monetaria, son estacionarias usando los test de Dickey-Fuller y de Phillips-Perron²⁶. 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 3, 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 (OLS) 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-West²⁷.

²⁵En lo que sigue de esta sección se trabajará solo con proyecciones condicionales por lo que omitimos el operador esperanza en las especificaciones del modelo.

²⁶Los rezagos óptimos fueron encontrados usando los criterios de información de Akaike y Schwarz.

²⁷Los números entre paréntesis representan los estadísticos t . Los rezagos en las variables fueron obtenidos usando el criterio de información de Akaike.

Tabla 2: Test de Estacionariedad sobre las Variables usadas en la Estimación de la Función de Reacción 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	-5.59
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 en el IMACEC (**)	-3.459	0.012	-3.117	0.002		

(*) constante y tendencia

(**) no incluye componentes determinísticos

(***) quiebre estructural endógeno en el trimestre 1998:2

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

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

$$\tilde{y}_t = 600 + 0.91\tilde{y}_{t-1} - 0.07\tilde{y}_{t-2} - 0.13\tilde{y}_{t-3} + 295(\tilde{i}_{t-1} - \bar{\pi}_{t-1}) + \eta_t \quad (16)$$

(0.02) (7.18) (-0.46) (-1.39) (0.06) $R^2 = 0.61$

Así mismo se obtuvieron las proyecciones condicionales para la segunda especificación.

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

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

$$\tilde{d}_t = -0.0003 + 1.27\tilde{d}_{t-1} - 0.52\tilde{d}_{t-2} - 0.007(\tilde{i}_{t-1} - \bar{\pi}_{t-1}) + \eta_t \quad (18)$$

(-0.006) (10.98) (-4.50) (-0.59) $R^2 = 0.79$

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 ajuste²⁸. Finalmente, para la tercera especificación se obtuvieron las proyecciones condicionales de la brecha en la cuenta corriente mediante un modelo *ARMA*(3, 3) identificado mediante la metodología de Box-Jenkins.

²⁸Los 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.

$$\begin{aligned} \tilde{c}_t = & 3.0+ & 0.7\tilde{c}_{t-1}- & 1.0\tilde{c}_{t-2}+ & 0.8\tilde{c}_{t-3}- & 0.2\omega_t+ & 0.9\omega_{t-1}- & 0.2\omega_{t-2}- & 0.006\omega_{t-3} \\ & (0.7) & (3.8) & (-51.6) & (3.9) & (-1.0) & (6.1) & (-1.0) & (-0.03) \end{aligned} \tag{19}$$

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 $\mu(\cdot)$ usando el estadístico ν^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 significancia²⁹, 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. Las columnas tercera y quinta corroboran los hallazgos para el caso de la especificación base y la especificación que utiliza la brecha en la tasa de desempleo, pero no lo harían para la especificación que utiliza la brecha en la cuenta corriente.

Tabla 3: Test de No Linealidad sobre las Especificaciones de la Función de Reacción del Banco Central de Chile (Modelo Forward-Looking)

Especificación	Hamilton ν^2		Test λ_A^2 (*)		Test λ_E^2 (*)	
	<i>LM</i>	<i>v.p.</i>	<i>LM</i>	<i>v.p.</i>	<i>LM</i>	<i>v.p.</i>
Base $(\tilde{\pi}, \tilde{y})$	0.255	0.613	15.215	0.182	2.438	0.182
Usando $(\tilde{\pi}, \tilde{d})$	9.825	0.001	23.973	0.091	8.418	0.091
Usando $(\tilde{\pi}, \tilde{c})$	2.934	0.086	1.500	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) asumen que en la especificación de la ecuación (11) se incluyen todas las variables explicativas dentro la parte no lineal, es decir, tanto los rezagos de la tasa de interés como las variables ficticias son argumentos de la función $\mu(\cdot)$. 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.

²⁹Dado que el tamaño de la muestra es pequeño se han relajado levemente los niveles de significancia.

Basados en los resultados del test de Hamilton (2001), se estimó las funciones de reacción forward-looking para el Banco Central de Chile de la Tabla 1. Las Tablas 4 a 6 presentan los resultados de las estimaciones por máximo verosimilitud³⁰. La Tabla 4 reporta 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 Corbo (2002) y puede ser el resultado, 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 linealidad³¹, 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 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.

Tabla 4: Estimaciones de la Función de Reacción del Banco Central de Chile (Modelo Forward-Looking usando la Brecha del Producto)

Parámetros (*)	Especificación Base ($\tilde{\pi}$, \tilde{y})	
Parte Lineal		
Const.	2.16	(2.42)
$\tilde{\pi}_{t+4}$	0.29	(2.02)
\tilde{y}_{t+2}	.000002	(0.81)
i_{t-1}	0.51	(4.80)
i_{t-2}	0.05	(0.49)
D_1	10.20	(6.48)
D_2	1.55	(1.97)
Parte No Lineal		
σ^2	1.34	(7.31)
$m(\cdot)$	0.85	(1.51)
$\tilde{\pi}_{t+4}$	0.44	(0.88)
\tilde{y}_{t+2}	.000008	(0.77)

(*) Estadístico t entre paréntesis.

La estimación de la especificación que utiliza la brecha en la tasa de desempleo como variable explicativa se presenta en la Tabla 5. En este caso, tanto la brecha en la tasa de

³⁰Los 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.

³¹Note que en la reparametrización de Hamilton (2001) $\lambda = \sigma^2\xi$. Por lo que sí $\xi = 0$ no habría evidencia en contra de linealidad.

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.

Tabla 5: Estimaciones de la Función de Reacción del Banco Central de Chile (Modelo Forward-Looking usando la Brecha en la Tasa de Desempleo)

Parámetros (*)	Especificación Usando $(\tilde{\pi}, \tilde{d})$	
Parte Lineal		
Const.	0.50	(0.55)
$\tilde{\pi}_{t+4}$	0.29	(1.97)
\tilde{d}_{t+2}	-1.37	(-2.41)
i_{t-1}	0.52	(5.34)
i_{t-2}	0.24	(2.12)
D_1	8.62	(5.92)
D_2	1.18	(1.58)
Parte No Lineal		
σ^2	1.21	(7.30)
$m(\cdot)$	1.25	(2.25)
$\tilde{\pi}_{t+4}$	0.21	(1.22)
\tilde{d}_{t+2}	1.28	(1.57)

(*) Estadístico t entre paréntesis.

Finalmente, la Tabla 6 reporta 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 a 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 nominal³². Por otro lado, si bien el parámetro ξ asociado a $m(\cdot)$ es estadísticamente significativo, los parámetros g_1 y g_2 , asociados a las brechas en la tasa de inflación y la cuenta corriente respectivamente, son estadísticamente iguales a cero, corroborando que la evidencia de no linealidad para ésta especificación es muy débil. También en este caso, los signos son correctos y tanto los

³²El 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.

parámetros del polinomio de primer orden en el operador de rezagos como los de las variables ficticias son significativamente distintos de cero.

Tabla 6: Estimaciones de la Función de Reacción del Banco Central de Chile (Modelo Forward-Looking usando la Brecha en la Cuenta Corriente)

Parámetros (*)	Especificación Usando $(\tilde{\pi}, \tilde{c})$	
Parte Lineal		
Const.	1.76	(2.06)
$\tilde{\pi}_{t+4}$	0.31	(2.10)
\tilde{c}_{t+1}	0.16	(0.89)
i_{t-1}	0.49	(4.96)
i_{t-2}	0.12	(1.23)
D_1	10.04	(6.33)
D_2	1.54	(1.93)
Parte No Lineal		
σ^2	1.41	(8.02)
$m(\cdot)$	0.78	(1.61)
$\tilde{\pi}_{t+4}$	0.41	(0.93)
\tilde{c}_{t+1}	0.54	(0.79)

(*) Estadístico t entre paréntesis.

Cabe destacar que los parámetros reportados en las Tablas 4 a 6 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 media muestrales y se examinó 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 $\mu(\cdot)$ descrita en la ecuación (13) y se construyó un intervalo de confianza al 95% usando los errores estándar asociados a los parámetros reportados en las Tablas 4 a 6.

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, pero 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 pero 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 6, una variable con peso explicativo en la función de reacción del Banco Central de Chile para el período de estudio.

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 esta 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 meta³³. 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 estudios³⁴ no se toma en cuenta la posibilidad de reacción no lineal respecto al ciclo económico.

Finalmente, 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.

5 Análisis de Robustez

Los resultados encontrados en la sección 4, 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 las Tablas 4 y 5 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 test de no linealidad de Hamilton (2001) y de Dahl y González-Rivera (2003) y se estimaron funciones backward-looking, que representan la especificación base de Taylor (1993), donde se asume que las variables explicativas de la parte no lineal afectan contemporáneamente a 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.

³³Este hallazgo podría estar relacionado con la existencia de cláusulas de escape en el régimen de política monetaria (Lohmann, 1992).

³⁴Principalmente aquellos que analizan funciones de reacción lineales en sus argumentos para el caso de Chile (Cecchetti y Ehrmann, 2002; Cabrera y Lagos, 2002).

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. 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 \widetilde{y}_m) fue construída como la diferencia entre el IMACEC desestacionalizado y la 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 7 resume las especificaciones del modelo backward-looking para la ecuación (11) de los tres modelos usados en la sección 4 y del modelo que introduce la brecha del IMACEC. En todos los casos se usó la reparametrización propuesta por Hamilton (2001).

Tabla 7: Especificaciones Alternativas para la Función de Reacción del Banco Central de Chile (Modelo Backward-Looking)

Ecuación a Estimar	
$(\widetilde{\pi}, \widetilde{y})$	$i_t = \alpha_{10} + \alpha_{11}\widetilde{\pi}_t + \alpha_{12}\widetilde{y}_t + \rho(L)i_{t-1} + \gamma_{11}D_1 + \gamma_{12}D_2 + \sigma^2(\xi m(g_{11}\widetilde{\pi}_t, g_{12}\widetilde{y}_t) + \phi_t)$
$(\widetilde{\pi}, \widetilde{d})$	$i_t = \alpha_{20} + \alpha_{21}\widetilde{\pi}_t + \alpha_{22}\widetilde{d}_t + \rho(L)i_{t-1} + \gamma_{21}D_1 + \gamma_{22}D_2 + \sigma^2(\xi m(g_{21}\widetilde{\pi}_t, g_{22}\widetilde{d}_t) + \phi_t)$
$(\widetilde{\pi}, \widetilde{c})$	$i_t = \alpha_{30} + \alpha_{31}\widetilde{\pi}_t + \alpha_{32}\widetilde{c}_t + \rho(L)i_{t-1} + \gamma_{31}D_1 + \gamma_{32}D_2 + \sigma^2(\xi m(g_{31}\widetilde{\pi}_t, g_{32}\widetilde{c}_t) + \phi_t)$
$(\widetilde{\pi}, \widetilde{y}_m)$	$i_t = \alpha_{40} + \alpha_{41}\widetilde{\pi}_t + \alpha_{42}\widetilde{y}_{mt} + \rho(L)i_{t-1} + \gamma_{41}D_1 + \gamma_{42}D_2 + \sigma^2(\xi m(g_{41}\widetilde{\pi}_t, g_{42}\widetilde{y}_{mt}) + \phi_t)$

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

Para evaluar la existencia o no de linealidad en la función $\mu(\cdot)$ bajo la especificación backward-looking nuevamente se usó el estadístico ν^2 propuesto por Hamilton (2001) y las extensiones propuestas por Dahl y González-Rivera (2003). La Tabla 8 reporta los resultados de dichos tests.

Como se puede observar en la Tabla 8, la especificación backward-looking 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 backward-looking usando la brecha en la tasa

de desempleo se corrobora la evidencia en favor de no linealidad. Los resultados en la especificación backward-looking 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 ν^2 y λ_A^2 y no así para λ_E^2 . Como ya se mencionó en la sección anterior se usó los tests Dahl y González-Rivera (2003) sólo como una forma de validar los resultados de Hamilton (2001).

Tabla 8: Test de No Linealidad sobre las Especificaciones de la Función de Reacción del Banco Central de Chile (Modelo Backward-Looking)

Test	Hamilton ν^2		Test λ_A^2 (*)		Test λ_E^2 (*)	
	<i>LM</i>	<i>v.p.</i>	<i>LM</i>	<i>v.p.</i>	<i>LM</i>	<i>v.p.</i>
Base $(\tilde{\pi}, \tilde{y})$	0.862	0.353	7.198	0.303	0.452	0.545
Usando $(\tilde{\pi}, \tilde{d})$	5.660	0.017	162.013	0.091	67.125	0.091
Usando $(\tilde{\pi}, \tilde{c})$	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.

Las Tablas 9 y 10 presentan las estimaciones de las especificaciones backward-looking de la Tabla 7 donde los parámetros fueron obtenidos, nuevamente, usando el método de máximo verosimilitud³⁵. Estos modelos presentados en las Tablas 9 y 10 son usados únicamente para verificar la validez de los resultados de la sección 4, 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 columna de la Tabla 9 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 columna de la Tabla 9) se puede observar existencia de 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 backward-looking. En el modelo que utiliza la brecha en la cuenta corriente (quinta y sexta columna de la Tabla 9) se observa que la evidencia de no linealidad encontrada en la sección 4 es muy débil.

³⁵ Al igual que en las tablas 4 a 6 los estadísticos t fueron construidos sobre la base de los errores estándar de la distribución ex-post usando 10,000 simulaciones de Montecarlo.

Tabla 9: Estimaciones de la Función de Reacción del Banco Central de Chile (Modelo Backward-Looking 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	.000001	(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)	1.20	(9.34)	1.21	(9.71)
$m(\cdot)$	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	.000007	(0.70)				
\tilde{d}_t			1.32	(1.11)		
\tilde{c}_t					0.55	(0.80)

(*) Estadístico t entre paréntesis.

Finalmente, se utilizó la especificación backward-looking usando la brecha en el IMACEC (Tabla 10). 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 8. Si bien el parámetro asociado al aporte a la no linealidad de la brecha en el IMACEC (g_2) no es significativo, debido a posibles errores de especificación al estimar el modelo backward-looking, 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 10: Estimaciones de la Función de Reacción del Banco Central de Chile (Modelo Backward-Looking 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}_{mt}	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)
$m(\cdot)$	0.35	(1.58)
$\tilde{\pi}_t$	0.31	(0.68)
\tilde{y}_{mt}	0.53	(0.70)

(*) Estadístico t entre paréntesis.

6 Conclusiones

A partir del trabajo de Taylor (1993) el estudio de cómo reacciona 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 a la Taylor o funciones similares simples propuestas por el enfoque Neo Keynesiano para contrastar su validez empírica. Gran parte de esta literatura ha estimado funciones de reacción lineales, asumiendo que la función de pérdida del Banco Central tiene una forma funcional cuadrática y que las ecuaciones de comportamiento de la economía, la curva de Phillips y la demanda agregada, son lineales. 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 usar preferencias asimétricas para el Banco Central y/o curvas de Phillips no lineales. Para el caso de Chile, la posibilidad de preferencias asimétricas y/o curvas de Phillips convexas 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 asumen 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:VI. 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 el comportamiento del Banco Central no mostraría mayor aversión por los desvíos positivos respecto a la meta. Por el otro lado, el Banco Central de Chile reaccionaría inmediatamente cuando el ciclo económico es expansivo y tiene un rango de inacción cuando es recesivo. Por su parte, la cuenta corriente no tendría poder explicativo en la función de reacción. Los resultados son robustos al estimar la función de reacción en una especificación backward-looking y usando una medida alternativa de actividad económica.

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 asumir que la tasa de interés reacciona de manera lineal respecto a los objetivos intermedios del Banco Central o asumir 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. También puede conducir a estudios teóricos sobre el tipo de preferencias para el Banco Central que se pueden inferir de este trabajo que no han sido modeladas aún en la literatura.

Bibliografía

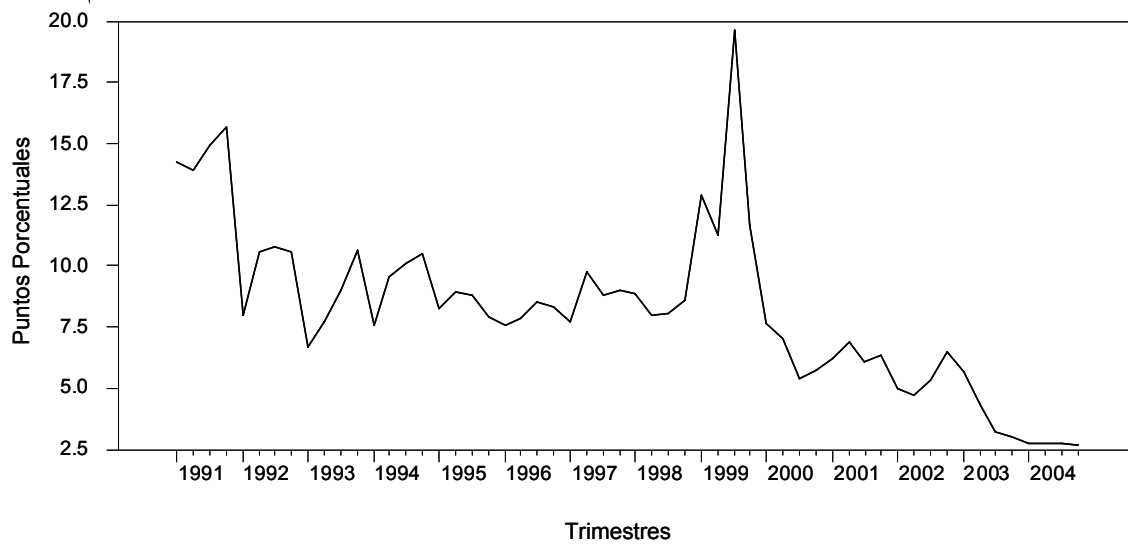
- [1] Aksoy, Yunus, Paul De Grauwe y Hans Dewachter (2002): "Do Asymmetries Matter for European Monetary Policy?", *European Economic Review*, Vol. 46, No. 3, (Marzo), pp. 443-69.
- [2] Bec, Frederique, Melika Ben Salem y Fabrice Collard (2002): "Asymmetries in Monetary Policy Reaction Function: Evidence for U.S. French and German Central Banks", *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, Vol. 6, No. 2, (Julio), pp. 1-20.
- [3] 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.
- [4] Cabrera, Ángel y Luis Felipe Lagos (2002): "Monetary Policy in Chile: A Black Box?", en N. Loayza y K. Schmidt-Hebbe (eds), *Monetary Policy: Rules and Transmission Mechanisms*, Central Bank of Chile, pp. 197-246.
- [5] Cecchetti, Stephen G. y Michael 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.
- [6] Clarida, Richard, Jordi Gali y Mark Gertler (2000): "Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 115, No. 1, (Febrero), pp. 147-80.
- [7] _____ (1998): "Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence", *European Economic Review*, Vol. 42, No. 6, (Junio), pp. 1033-67.
- [8] _____ (1999): "The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective", *Journal of Economic Literature*, Vol. 37, No. 4, (Diciembre), pp. 1661-707.
- [9] Contreras, Gabriela y Pablo García (2002): "Estimating Gaps and Trends for the Chilean Economy", *Central Bank of Chile*, Working Papers Series No. 165, (Junio), pp. 1-33.
- [10] Corbo, Vittorio (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.
- [11] Cukierman, Alex (2000): "The Inflation Bias Result Revisited", *Mimeo*, Tel-Aviv University.
- [12] Dahl, Christian M. y Gloria Gonzalez-Rivera (2003): "Testing for Neglected Nonlinearity in Regression Models Based on the Theory of Random Fields", *Journal of Econometrics*, Vol. 114, No. 1, (Mayo), pp. 141-64.

- [13] Dolado, Juan J., Ramon María-Dolores y Manuel Naveira (2003): "Are Monetary-Policy Reaction Functions Asymmetric?: The Role of Nonlinearity in the Phillips Curve", *European Economic Review*, Vol. 49, No. 2, (Febrero), pp. 485-503.
- [14] Dolado, Juan, Ramon María-Dolores y Francisco J. Ruge Murcia (2004): "Nonlinear Monetary Policy Rules: Some New Evidence for the U.S.", *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, Vol. 8, No. 3, (Septiembre), pp. 1-32.
- [15] Favero, Carlo A. (2001): *Applied Macroeconometrics*, Oxford University Press, 1st Edition, 2001.
- [16] Gerlach, Stefan (2000): "Asymmetric Policy Reactions and Inflation", *Mimeo*, University of Basel.
- [17] Gerlach, Stefan y Frank Smets (1999): "Output Gaps and Monetary Policy in the Emu Area", *European Economic Review*, Vol. 43, No. 4-6, (Abril), pp. 801-12.
- [18] Hamilton, James D (2001): "A Parametric Approach to Flexible Nonlinear Inference", *Econometrica*, Vol. 69, No. 3, (Mayo), pp. 537-73.
- [19] _____ (2003): "What Is an Oil Shock?", *Journal of Econometrics*, Vol. 113, No. 2, (Abril), pp. 363-98.
- [20] Kim, Dong Heon, Denise R. Osborn y Marianne Sensier (2002): "Nonlinearity in the Fed's Monetary Policy Rule", *Mimeo*, Center for Growth and Business Cycle Research, University of Manchester.
- [21] Lohmann, Susanne (1992): "Optimal Commitment in Monetary Policy: Credibility versus Flexibility", *American Economic Review*, Vol. 82, No. 1, (Marzo), pp. 273-86.
- [22] Medina, Juan Pablo y Rodrigo O. Valdés (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.
- [23] Morandé, Felipe (2002): "A Decade of Inflation Targeting in Chile: Developments, Lessons, and Challenges", en N. Loayza y R. Soto (eds), *Inflation Targeting: Design, Performance, Challenges*, Central Bank of Chile, pp. 583-625.
- [24] Orphanides, Athanasios (2001): "Monetary Rules Based on Real-Time Data", *American Economic Review*, Vol. 91, No. 4, (Septiembre), pp. 964-85.
- [25] Surico, Paolo (2004): "Inflation Targeting and Nonlinear Policy Rules: The Case of Asymmetric Preferences", *Mimeo*, Bocconi University.
- [26] Svensson, Lars E O (1999): "Inflation Targeting as a Monetary Policy Rule", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 43, No. 3, (Junio), pp. 607-54.

- [27] Taylor, John B. (1993): "Discretion versus Policy Rules in Practice", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 39, (Dicembre), pp. 195-214.
- [28] Walsh, Carl E. (1998): *Monetary Theory and Policy*, Massachusetts Institute of Technology, 2nd Edition, 2003.

A Apéndice

Figura 1: Tasa de Interés de Política Monetaria Anual en Términos Nominales (1990-2004)



Fuente: Elaboración propia con datos del Banco Central de Chile

Figura 2: Proyección OA/DA usando la Brecha del Producto

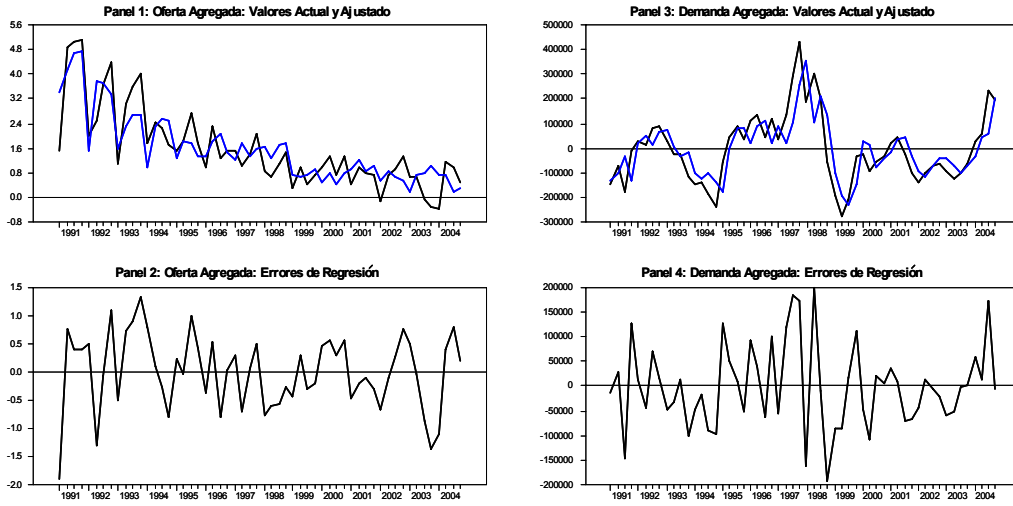


Figura 3: Proyección OA/DA usando la Brecha en la Tasa de Desempleo

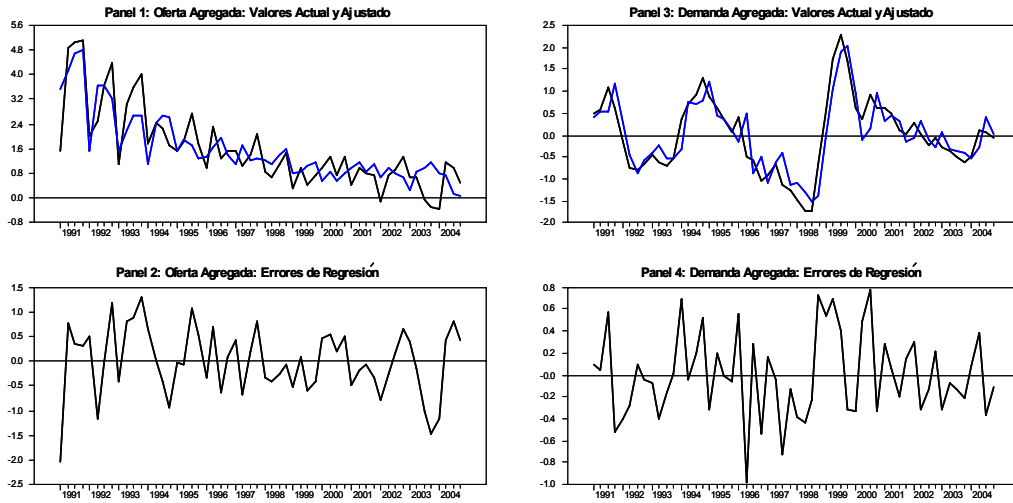


Figura 4: Efecto de los Desvíos de la Inflación sobre la Tasa de Interés Anual: Modelo Forward-Looking usando la Brecha del Producto

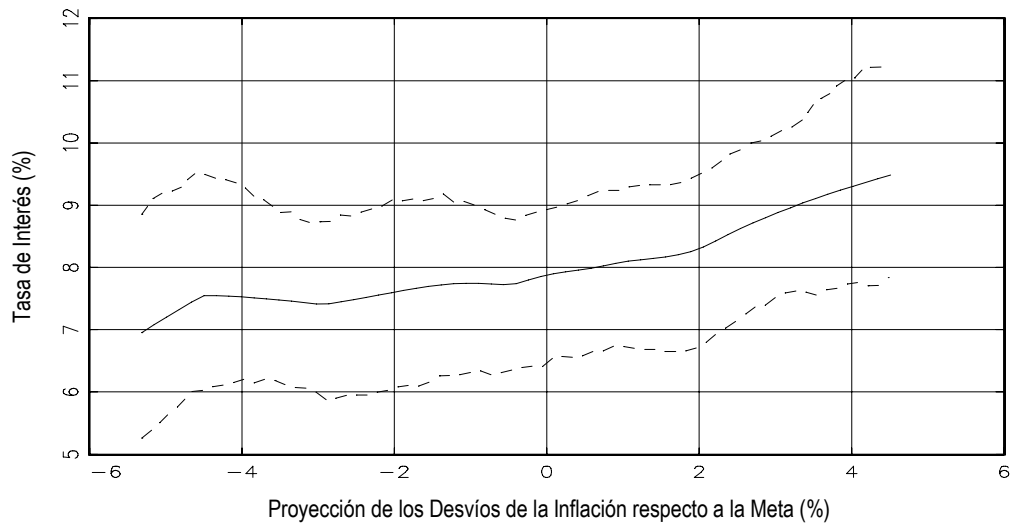


Figura 5: Efecto de la Brecha del Producto sobre la Tasa de Interés Anual: Modelo Forward-Looking usando la Brecha del Producto

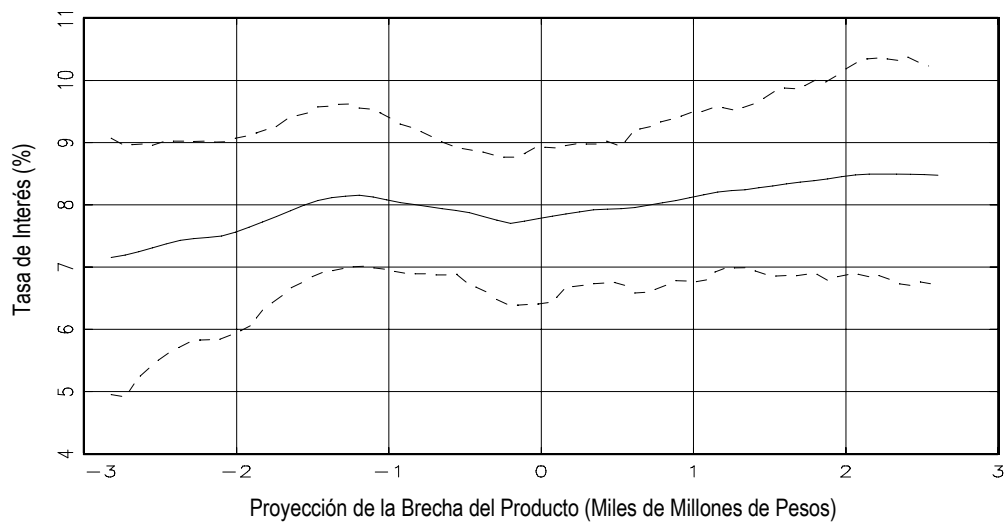


Figura 6: Efecto de los Desvíos de la Inflación sobre la Tasa de Interés Anual: Modelo Forward-Looking usando la Brecha en la Tasa de Desempleo

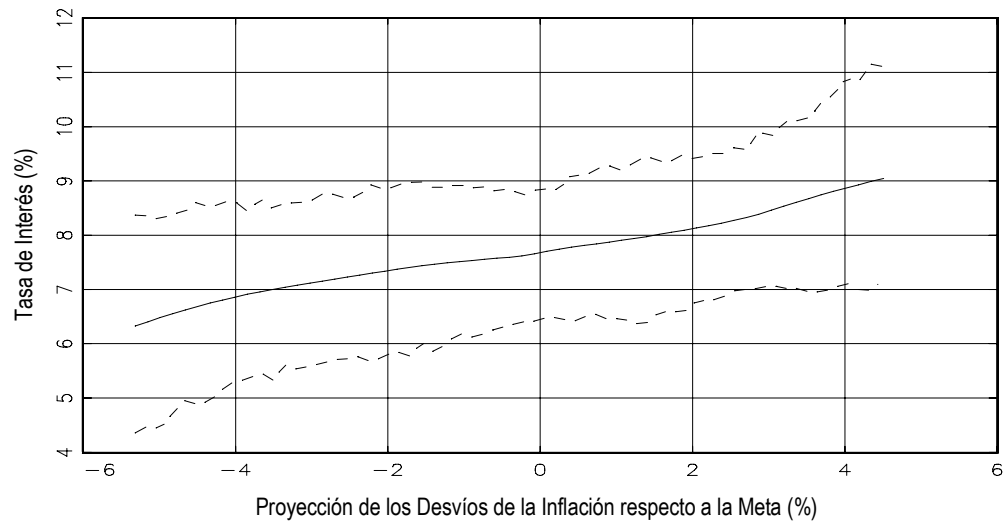


Figura 7: Efecto de la Brecha en la Tasa de Desempleo sobre la Tasa de Interés Anual: Modelo Forward-Looking usando la Brecha en la Tasa de Desempleo

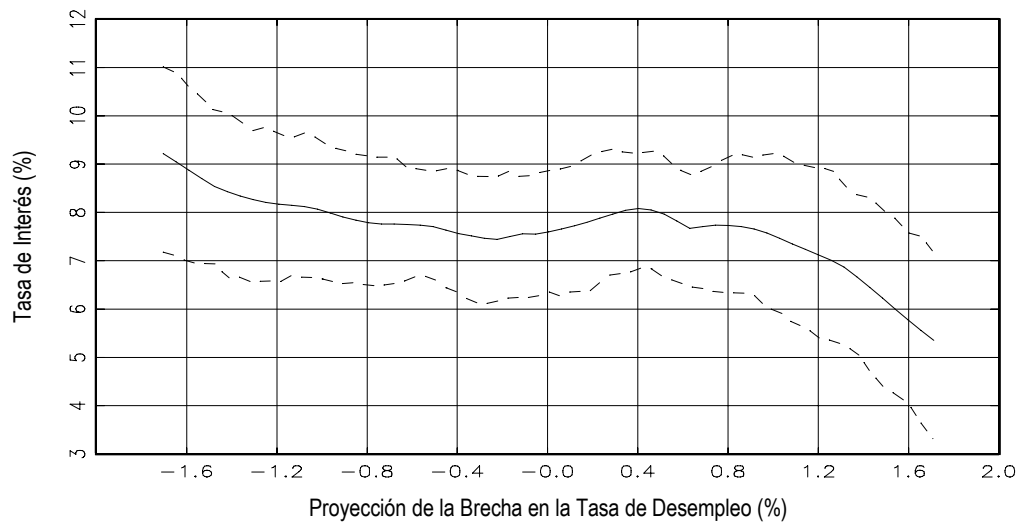


Figura 8: Efecto de los Desvíos de la Inflación sobre la Tasa de Interés Anual: Modelo Forward-Looking usando la Brecha en la Cuenta Corriente

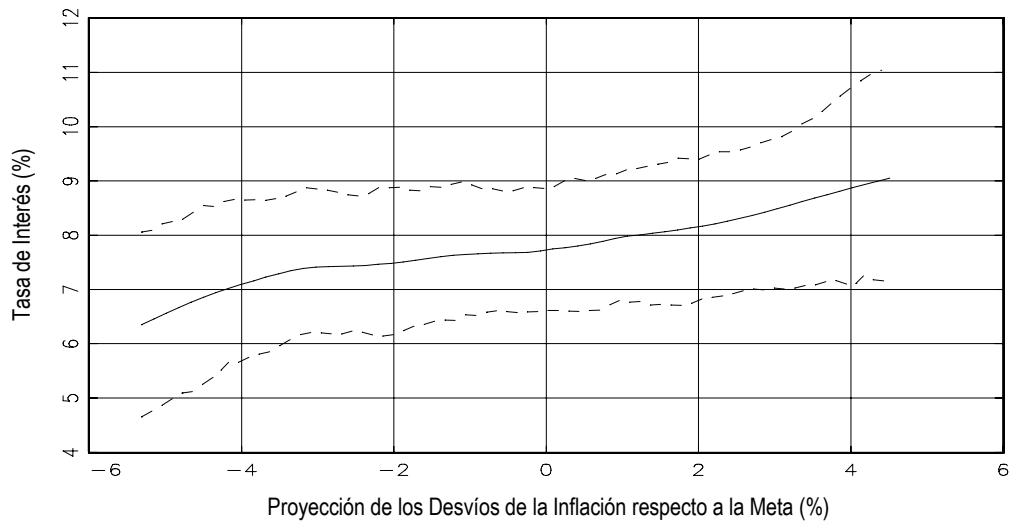


Figura 9: Efecto de la Brecha en la Cuenta Corriente sobre la Tasa de Interés Anual: Modelo Forward-Looking usando la Brecha en la Cuenta Corriente

