

# La tasa de interés neutral: estimaciones para Chile

Rodrigo Fuentes y Fabián Gredig\*

## I. INTRODUCCIÓN<sup>1</sup>

Después de un período de bajas tasas de interés en el mundo, durante los últimos dos años se ha observado un proceso de normalización en los niveles de la tasa de interés. Los bancos centrales han venido aumentando su tasa de política monetaria en aras de alcanzar el nivel de lo que podríamos considerar una tasa de interés real neutral (TIRN). Chile no ha sido la excepción. Desde el segundo semestre del 2004, el Banco Central de Chile (BCC) ha aumentado sostenidamente su tasa de política monetaria luego de un período en que se llevó a niveles mínimos históricos. A pesar de que el movimiento hacia una tasa de interés neutral ha formado parte de muchos discursos de los gobernadores de bancos centrales alrededor del mundo, el concepto de la TIRN continúa en debate y aun hay muy poco conocimiento respecto a su nivel exacto.

\* Banco Central de Chile. Agradecemos a Rómulo Chumacero, Juan Pablo Medina, Klaus Schmidt-Hebbel, Rodrigo Valdés y a los participantes de los seminarios internos y abiertos en el Banco Central de Chile por las discusiones sostenidas, que fueron de gran ayuda. Este estudio corresponde al Documento de Trabajo n° 448 del Banco Central de Chile y ha sido enviado a la revista *Economía Chilena* para su eventual publicación. Los puntos de vista y conclusiones que se presentan en este documento son de exclusiva responsabilidad de los autores y no reflejan en ningún caso la postura del Banco Central de Chile ni la de los miembros del Consejo. Correo electrónico: rfuentes@bcentral.cl (Rodrigo Fuentes), fgredig@bcentral.cl (Fabián Gredig).

<sup>1</sup> La discusión se enmarca dentro del contexto cuando este trabajo fue escrito originalmente (hacia el primer semestre del año 2007). A partir del segundo semestre del año 2007, por efecto de la crisis *subprime* en EE.UU., este ciclo se ha interrumpido, poniendo fin al período de aumento de tasas y observándose con mayor probabilidad el inicio de un nuevo ciclo a la baja en las tasas de interés en el mundo. En Chile, el proceso de alzas de tasas se detuvo en enero del 2008.

La TIRN es un parámetro clave para medir qué tan expansiva es la política monetaria. En este sentido, se podría definir como la tasa de interés que es consistente con el nivel de inflación que está alineado con la meta de inflación del banco central, ya sea implícita o explícita. El Banco Central Europeo (BCE), por ejemplo, ha definido la TIRN como “la tasa de interés real a corto plazo que es consistente en el largo plazo [...] con el producto en su nivel potencial y una tasa de inflación estable”.<sup>2</sup> En el contexto de los modelos neokeynesianos de equilibrio general, la TIRN se define como el nivel de la tasa de interés real que prevalecería en equilibrio bajo la ausencia de rigideces nominales (Galí, 2003). Otra definición considera a la TIRN como la tasa de interés de estado estacionario, es decir, aquella que es consistente con una senda de crecimiento balanceado.

A pesar de la vaguedad del concepto de la tasa neutral y las dificultades para medirla, se considera un parámetro clave en la manera en que se conduce hoy en día la política monetaria. Es por ello que existen diferentes metodologías que toman en consideración una variedad de modelos teóricos y enfoques empíricos para determinar el valor de la TIRN.<sup>3</sup> El objetivo de este documento es estimar el nivel de la tasa de interés neutral para Chile a partir de los diferentes métodos existentes en la literatura.

Calderón y Gallego (2002) realizan un primer intento para calcular la tasa de interés neutral para Chile utilizando diferentes métodos. Algunos de ellos se utilizan en este documento y otros han sido modificados ligeramente a partir de la teoría económica y la disponibilidad de nuevos métodos. Hacia el año 2002, el principal resultado de dicho estudio era que la tasa de interés neutral estaba disminuyendo y, por lo tanto, la reducción de la tasa de política monetaria era consistente con la situación económica prevaleciente en ese momento.

Las metodologías que se utilizan en el presente estudio se agrupan en tres categorías: estimación de la TIRN a partir métodos que se derivan de la teoría económica, la TIRN implícita en el precio de los activos financieros y la tasa estimada a partir de un modelo macroeconómico semiestructural. En el primer grupo trabajamos con dos modelos. El primero es un modelo tradicional de consumo, con el cual se estima la tasa libre de riesgo para Chile, mientras que el segundo se basa en la condición de paridad de tasas de interés descubierta en el marco de una economía pequeña y abierta. En el segundo grupo seguimos dos enfoques. En primer lugar, estimamos la tasa de interés *forward* a mediano plazo que está implícita en los bonos indexados

<sup>2</sup> Boletín Mensual del BCE, mayo de 2004.

<sup>3</sup> Para una revisión más detallada respecto al conjunto de métodos existentes para la medición de la tasa de interés natural, véase Giammarioli y Valla (2004).

del banco central (Bomfim, 2001). El segundo enfoque estima la tasa de interés implícita en un modelo estado-espacio que asume la existencia de una tasa estocástica común y un premio por riesgo entre los bonos nominales a corto y mediano plazo (Basdevant, Björkstén y Karagedikli, 2004). Finalmente, bajo el tercer grupo calculamos la TIRN implícita en un modelo semiestructural con componentes no observados utilizando el algoritmo del filtro Kalman. Este método permite el cálculo conjunto de la TIRN y la brecha de producto (Laubach y Williams, 2003).

Es interesante notar que la aplicación de todos los métodos produce resultados muy similares. Según las estimaciones, la TIRN estaría en un rango entre el 2% y el 3.6%. En cada modelo es posible observar una trayectoria que muestra una tendencia a la baja de la TIRN. Este resultado es posible de encontrar en muchos estudios realizados alrededor del mundo. En comparación con otros países, las estimaciones actuales para la TIRN indican que su nivel alcanza el 2.5% en Estados Unidos y Europa (véase Apéndice).

El presente documento continúa de la siguiente forma: la sección II deriva la tasa de interés neutral a partir de la teoría económica utilizando tanto un marco de economía cerrada como de economía abierta. La sección III presenta estimaciones de la TIRN a partir de instrumentos financieros. La sección IV ofrece estimaciones a partir de un filtro estadístico multivariado (modelo semiestructural) y, finalmente, la sección V presenta las conclusiones.

## **II. DERIVANDO LA TASA DE INTERÉS NEUTRAL A PARTIR DE LA TEORÍA ECONÓMICA**

En esta sección analizamos la TIRN a partir de dos paradigmas: el modelo basado en el consumo y la paridad internacional de tasas de interés. El primer modelo resulta útil para entender la tasa de interés en un escenario de equilibrio general basado en el modelo de los árboles de Lucas (1978). El segundo enfoque supone una economía abierta en términos financieros para la cual se cumple la paridad descubierta de tasas.

### **1. Modelo basado en el consumo**

El modelo estándar tradicional (véase Cochrane, 2001) se caracteriza por un agente representativo que vive en una economía de dotación y maximiza su utilidad intertemporal. El individuo posee un activo ( $A_t$ ) que paga rendimientos brutos  $R$ . En este modelo, el problema del consumidor es el siguiente:

$$\max E_0 \sum_0^{\infty} \beta^t u(c_t)$$

Sujeto a:

$$A_{t+1} = R_t(A_t + y_t - c_t)$$

donde  $c_t$  es consumo en el período  $t$ ,  $\beta$  es el factor de descuento subjetivo,  $y_t$  es la dotación de recursos en  $t$ , la cual no puede almacenarse, y  $u(.)$  es una función de utilidad con  $u' > 0$  y  $u'' < 0$ . La condición de primer orden para este problema establece que, en equilibrio, el retorno del activo es igual al factor de descuento estocástico.

$$R_t^{-1} = E_t[M_{t+1}] = E_t \left( \frac{\beta u'(y_{t+1})}{u'(y_t)} \right) \tag{1}$$

donde  $M_{t+1}$  es el factor de descuento estocástico.

Suponiendo que la función de utilidad es una CRRA (*constant relative risk aversion*), es posible reexpresar la ecuación (1) como sigue:

$$R_t^{-1} = E_t \left( \frac{\beta y_{t+1}^{-\gamma}}{y_t^{-\gamma}} \right) \tag{2}$$

donde  $\gamma$  es el coeficiente relativo de aversión al riesgo. La ecuación (2) muestra una relación no lineal entre la tasa de interés y la tasa esperada de crecimiento del producto. De esta manera, la TIRN no es igual a la tasa de crecimiento del producto de largo plazo, una regla típica que se sigue en la práctica.

Para obtener una relación lineal, se asume que la tasa de crecimiento del producto sigue una distribución normal. Es posible reexpresar (2) como sigue:

$$R_t = \left( \frac{\beta E_t y_{t+1}^{-\gamma}}{y_t^{-\gamma}} \right)^{-1} = \left( \exp\{\ln \beta\} \exp\{-\gamma E_t \Delta \ln y_{t+1} + (\gamma^2 / 2) \text{Var}_t(\Delta \ln y_{t+1})\} \right)^{-1}$$

o:

$$\ln R_t = r_t = -\ln \beta + \gamma E_t \Delta \ln y_{t+1} - (\gamma^2 / 2) \text{Var}_t(\Delta \ln y_{t+1}) \tag{3}$$

donde  $r_t$  es la tasa de interés neutral derivada del modelo. En este modelo, la tasa de crecimiento del producto no constituye el límite inferior para la tasa de interés neutral, como lo establece el modelo determinístico de Ramsey. Para obtener la tasa de interés neutral, es necesario calibrar los parámetros:  $\beta$ ,  $\gamma$ ,  $E_t \Delta \ln c_{t+1}$  y  $\text{Var}_t(\Delta \ln c_{t+1})$ .

Para escoger el valor esperado de la tasa de crecimiento, que es una variable no observada, nos basamos en Fuentes, Gredig y Larraín (2007). Utilizamos un 3%, valor que corresponde a la mediana de un conjunto de estimaciones que se presentan para la tasa de crecimiento del producto potencial per cápita para el período 1995-2006.<sup>4</sup> En dicho estudio, la desviación estándar de la tasa de crecimiento para el período se estima en 1.5%, valor que escogemos para nuestra estimación. En el siguiente cuadro presentamos las estimaciones para la TIRN de largo plazo para diferentes valores del resto de parámetros: factor de descuento subjetivo y coeficiente de aversión al riesgo.

**CUADRO 1. TASA DE INTERÉS NEUTRAL SEGÚN EL MODELO DE CONSUMO**

$\beta$	$\gamma$		
	1	1.5	2
0.970	6.03	7.52	9.00
0.975	5.52	7.01	8.49
0.980	5.01	6.49	7.98
0.985	4.50	5.99	7.47
0.990	3.99	5.48	6.96

FUENTE: estimaciones de los autores.

Dado el amplio rango para el factor de descuento y el coeficiente de aversión de riesgo, la TIRN va de 4% a 9%. Como se esperaba, los valores obtenidos utilizando esta metodología resultan relativamente altos: por ejemplo, el valor obtenido 6.5%, que se encuentra justo en la parte central del cuadro, está muy por encima de la tasa de mercado actual.<sup>5</sup> Tomando en cuenta este enigma, Campbell y Cochrane (1999) modifican la función de utilidad para introducir la posibilidad de hábitos en el consumo. Bajo este supuesto la función de utilidad del individuo viene dada por:

$$E_0 \sum_0^{\infty} \beta^t \frac{(c_t - x_t)^{1-\gamma} - 1}{1-\gamma}$$

donde  $x_t$  se considera el nivel de hábito y se asume como exógeno. Observe que bajo esta formulación, el consumo siempre debe estar por encima del

<sup>4</sup> Este índice se obtiene considerando 4.6% para el crecimiento del producto potencial y 1.6% para la tasa de crecimiento de la población.

<sup>5</sup> Este modelo es conocido por arrojar estimaciones altas para la tasa de interés y premios por riesgo relativamente bajos, lo que se considera un enigma en la literatura. Cochrane (2001) y Campbell, Lo y MacKinlay (1997) presentan esta discusión con mayor detalle.

nivel de hábito y la aversión al riesgo de los agentes varía con el nivel de consumo relativo al hábito. La razón de utilidades marginales que determina el factor de descuento estocástico es:

$$R_t^{-1} = E_t[M_{t+1}] = E_t \beta \left( \frac{S_{t+1} c_{t+1}}{S_t c_t} \right)^{-\gamma} \quad (4)$$

donde  $S$  representa el “cociente de excedente de consumo”, ( $S_t = (c_t - x_t) / c_t$ ). Para obtener una forma reducida de la tasa libre de riesgo necesitamos realizar una suposición sobre el proceso estocástico para dicho excedente. Como es usual, se asume que el hábito evoluciona lentamente a lo largo del tiempo en función del consumo pasado:

$$x_t \approx \lambda \sum_{j=0}^{\infty} \phi^j c_{t-j}$$

donde  $\phi$  es la ponderación del consumo pasado en la formación del hábito. También representa el grado de persistencia del hábito, que Campbell y Cochrane calibran en 0.87. Se asume también que el “cociente de excedente de consumo” ( $s_t = [\ln(c_t - x_t) / c_t]$ ) sigue un proceso AR(1):

$$s_{t+1} = (1 - \phi)\bar{s} + \phi s_t + \lambda(s)(c_{t+1} - c_t - g) \quad (5)$$

donde  $g$  es la tasa de crecimiento de largo plazo del consumo y  $\lambda(s)$  representa la sensibilidad del excedente de consumo ante desviaciones de la tasa de crecimiento respecto de su media y es una función decreciente de  $s_t$ .<sup>6</sup>

Utilizando (4) y (5) es posible determinar el nuevo factor de descuento estocástico para evaluar la tasa libre de riesgo:

$$\ln R_t = r_t = -\ln \beta + \gamma g - \gamma(1 - \phi)(s_t - \bar{s}) - \frac{\gamma^2 \text{Var}(\Delta \ln c_t)}{2} [\lambda(s) + 1] \quad (6)$$

Los primeros dos términos son iguales que en la expresión derivada en el modelo sin hábitos; el tercer término indica que la utilidad marginal tiene un proceso de reversión a la media, lo que significa que si el excedente en consumo es alto, la utilidad marginal es baja de modo que se espera crezca en el futuro; el cuarto término es el término de ahorro precautorio: una mayor volatilidad implica una menor tasa de interés de equilibrio. Campbell y Cochrane (1999) utilizan una función específica para  $\lambda(s)$  tal que los últimos dos términos colapsan en una expresión más simple:

<sup>6</sup> Campbell y Cochrane (1999) adoptan una forma funcional específica para este parámetro, lo que les permite obtener una expresión lineal para la tasa libre de riesgo.

$$\ln R_t = r_t = -\ln \beta + \gamma g - \frac{1}{2} \gamma (1 - \phi) \quad (7)$$

Dada esta expresión es posible evaluar la TIRN en un modelo con hábito, utilizando la misma grilla de valores que utilizamos en el modelo sin hábitos. Antes de continuar, es necesario calibrar el parámetro  $\phi$ . Para hacerlo, asumimos que en 1994 la economía chilena se encontraba en equilibrio, en el sentido que suponemos que la brecha de producto era cero y la tasa de interés era igual a la tasa neutral (además bajo ese período la tasa de política monetaria de mantuvo constante). Así, utilizando una tasa de crecimiento potencial del producto per cápita de 5.6% y una tasa de interés real de 6.5%, con  $\gamma = 1.5$  y  $\beta = 0.978$ , obtenemos  $\phi = 0.945$ . La tasa de interés neutral para la misma grilla de  $\beta$  y  $\gamma$  se muestra en el cuadro 2.

**CUADRO 2.** TASA DE INTERÉS NEUTRAL SEGÚN EL MODELO DE CONSUMO (CON HÁBITOS)

$\beta$	$\gamma$		
	1	1.5	2
0.970	3.30	3.42	3.55
0.975	2.78	2.91	3.03
0.980	2.27	2.40	2.52
0.985	1.76	1.89	2.01
0.990	1.26	1.38	1.51

FUENTE: estimaciones de los autores.

En este caso, la tasa de interés neutral estaría en el rango [1.3% - 3.6%]. Tomando un valor medio del cuadro 2 es posible concluir que la TIRN podría estar alrededor de 2.9% según este método.

## 2. Paridad de tasas de interés

Es de conocimiento general que en caso de una economía abierta, las tasas de interés son arbitradas. Por esta razón no podemos dejar de analizar la TIRN para Chile sin tomar en consideración la economía internacional. Partiendo de una tasa de interés internacional corregida por la tasa de depreciación esperada y el premio por riesgo (país y cambiario), obtenemos una tasa de interés para Chile ( $i$ ) como:

$$i = i^* + \hat{e} + \rho_s + \rho_e$$

donde  $i^*$  es la tasa de interés nominal internacional,  $\hat{e}$  es la tasa de depreciación

esperada del tipo de cambio nominal,  $\rho_s$  es el premio por riesgo soberano y  $\rho_e$  es el premio por riesgo del tipo de cambio. Si tomamos valores de mediano plazo para los componentes de la ecuación de paridad podemos derivar una estimación para la tasa de interés neutral (nominal). Para  $i^*$  tomamos la TIRN para EE.UU. estimada por Clark y Kozicki (2005), y agregamos lo que se considera, según Leigh (2005), como la meta implícita de inflación de la FED (2.5%). Para obtener la tasa de depreciación nominal esperada utilizamos la definición del tipo de cambio real:

$$\hat{e} = R\hat{E}R + (\pi - \pi^*)$$

donde  $R\hat{E}R$  es la depreciación esperada del tipo de cambio real y,  $\pi$  y  $\pi^*$  corresponden a las metas de inflación doméstica e internacional, respectivamente. Asumimos que la productividad en el sector transable relativa al sector no transable crece a un ritmo similar en Chile respecto al resto del mundo, por lo que suponemos una apreciación del tipo de cambio real entre el 0% y el 0.5%. El diferencial entre las metas de inflación doméstica e internacional se estima en un 0.5%, producto de una meta de inflación doméstica de 3% y una meta de inflación internacional (EE.UU.) de 2.5%. Para el premio por riesgo país tomamos el promedio del EMBI (*emerging markets bond index*, JP Morgan) del último trimestre como el límite máximo (80 puntos base) y suponemos una convergencia hacia un nivel inferior de 40 puntos base. Para el premio por riesgo cambiario no tenemos ningún antecedente mejor que asumir que dicho riesgo es completamente diversificable (0 puntos base). Toda esta información se resume en el cuadro 3. Con base en este enfoque, consideramos una tasa de interés nominal dentro del rango [5.4% - 6.3%]. Tomando el objetivo de inflación del Banco Central de Chile como la inflación esperada, tenemos la TIRN en el rango [2.4% - 3.3%].

**CUADRO 3.** TIRN A PARTIR DE LA PARIDAD TASAS DE INTERÉS

	Valor	Comentario
$i_n^*$	5%	2.5% (Clark y Kozicki, 2005) + 2.5% (Leigh, 2005)
$\hat{e}^e$	[0%, 0.5%]	0.5% ( $\bar{\pi} - \bar{\pi}^*$ ) + [0%, -0.5%]( $R\hat{E}R$ )
$\rho_s$	[0.4%, 0.8%]	JP Morgan
$\rho_e$	0%	Riesgo diversificable
$r_n$		[2.4% - 3.3%]
$i_n$		[5.4% - 6.3%]

FUENTE: Estimaciones de los autores con base en las referencias citadas.

### III. LA TASA DE INTERÉS NEUTRAL IMPLÍCITA EN INSTRUMENTOS FINANCIEROS

Los instrumentos financieros contienen toda la información relevante recopilada por los agentes respecto a noticias y perspectivas económicas. Por ejemplo, las tasas de interés a largo plazo reflejan las expectativas de mercado respecto a la trayectoria futura de las tasas a corto plazo. De esta manera, podemos obtener una medida para la TIRN identificando en los instrumentos financieros cual será la tasa de interés a corto plazo (la tasa de la política monetaria) que el mercado espera prevalecerá en el largo plazo, una vez que se hayan disipado los choques temporales en la economía.<sup>7</sup>

Estimamos la TIRN implícita en el mercado financiero por medio de dos métodos alternativos. Primero calculamos la tasa de interés a futuro (*forward*) en un horizonte de entre cinco y diez años utilizando dos bonos del BCC indexados a la inflación, el BCU5 y el BCU10. A dicho horizonte esperamos que los efectos cíclicos actuales eventualmente se desvanezcan y la tasa de interés prevaleciente esté cercana a la tasa neutral. Este método fue propuesto originalmente por Bomfim (2001) y ha sido aplicado a Chile por Calderón y Gallego (2002). En segundo lugar, estimamos la TIRN implícita en un modelo estado-espacio donde se asume la existencia de una tasa común estocástica y un premio por plazo entre un bono nominal de corto plazo del BCC (PDBC90) y un bono nominal de mediano plazo (BCP5). Este método fue propuesto originalmente por Basdevant *et al.* (2004) y ha sido aplicado a Chile por Baeza (2004).

#### 1. Curva *forward*

Siguiendo a Calderón y Gallego (2002), podemos definir la tasa de interés neutral como:

$$r_t^* = \frac{D_{10}r_{10,t} - D_5r_{5,t}}{D_{10} - D_5} - \phi \quad (8)$$

donde  $r_{10,t}$  ( $r_{5,t}$ ) es la tasa BCU10 (BCU5) en  $t$ ,  $D_{10}$  ( $D_5$ ) es la duración del BCU10 (BCU5) y  $\phi$  es un coeficiente de premio que puede incluir un premio por riesgo de inflación o de liquidez. Dado que no contamos con una estimación precisa de este coeficiente, lo omitimos en nuestras estimaciones, de modo que nuestras estimaciones representan un límite superior para la TIRN bajo este método.

<sup>7</sup> Véase Bomfim (2001).

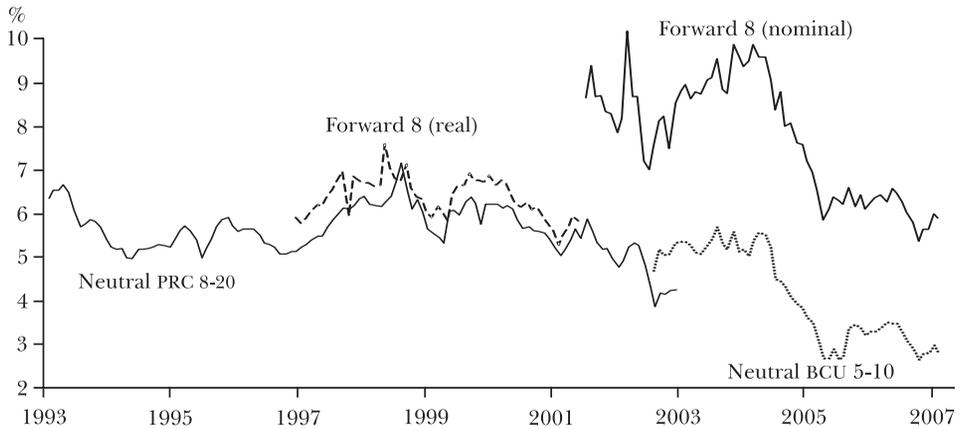
La duración del bono corresponde a una media ponderada del tiempo transcurrido al momento de recibir el cupón. Este tiempo transcurrido se multiplica por el cociente entre el valor presente del cupón,  $c / (1 + r_{n,t})^i$  y el precio del bono,  $P_{n,t}$ . Entonces, la duración del bono se calcula como sigue:

$$D_n = \sum_{i=1}^n \left[ i \left( \frac{c}{(1 + r_{n,t})^i} \frac{1}{P_{n,t}} \right) \right] \tag{9}$$

con  $n=5, 10$ .

La gráfica I ilustra la tasa neutral de acuerdo con la curva *forward* derivada de las expectativas de mercado. Utilizando los bonos BCU, la TIRN parece haber disminuido desde un 5% durante el período 2003-2005 a cerca de 3% durante el primer trimestre de 2007. Observe que al final de la muestra la tasa *forward* nominal a 8 años es cercana al 6%, indicando una tasa de inflación esperada en torno al valor central del rango de la meta de inflación.

**GRÁFICA I.** TASA DE INTERÉS NEUTRAL, CURVA *FORWARD*, 1993-2007



FUENTE: estimaciones de los autores.

## 2. Tendencia estocástica común implícita en un modelo estado-espacio

Siguiendo a Basdevant, *et al.* (2004), suponemos una tendencia estocástica común  $r^*$  entre una tasa de interés nominal de corto plazo ( $r$ ) y una tasa de largo plazo ( $R$ ), y un margen en la curva de rendimiento o premio por plazo ( $\alpha$ ):

$$r_t = r_t^* + \pi_t^\alpha + \varepsilon_{1,t} \tag{10}$$

$$R_t = r_t^* + \alpha_t + \pi_t^e + \varepsilon_{2,t} \quad (11)$$

Donde  $\varepsilon_{1,t}$  y  $\varepsilon_{2,t}$  son procesos iid, de media cero y varianzas constantes. El término  $\pi_t^e$  representa la inflación esperada en el período  $t$ . Supongamos ahora que la tendencia estocástica sigue un proceso de caminata aleatoria y que el premio por plazo se comporta como un proceso AR(1):

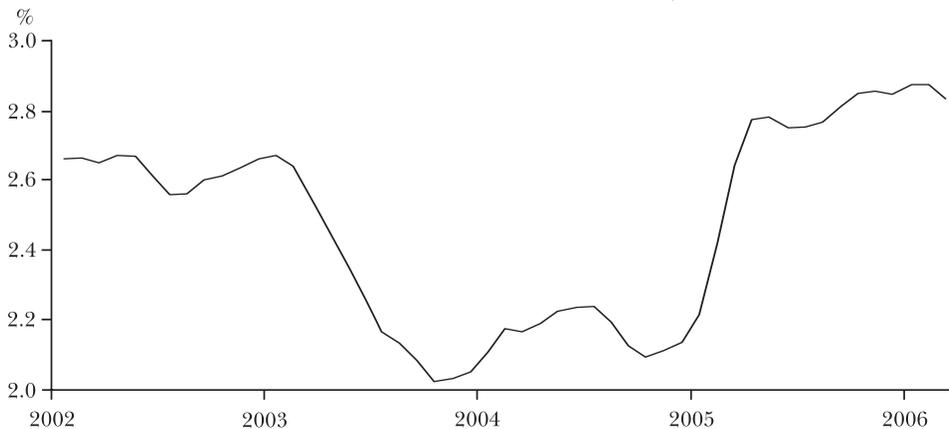
$$r_t^* = r_{t-1}^* + v_{1,t} \quad (12)$$

$$\alpha_t = \lambda_0 + \lambda_1 \alpha_{t-1} + v_{2,t} \quad (13)$$

Donde  $v_{1,t}$  y  $v_{2,t}$  son procesos iid, de media cero y varianzas constantes. Las ecuaciones (10)-(11), son las ecuaciones de observación y las ecuaciones (12)-(13) son las ecuaciones de transición que forman el modelo estado-espacio. En este modelo la tendencia estocástica no observada representa la estimación de la TIRN. El sistema se estima por medio del algoritmo del filtro Kalman,<sup>8</sup> utilizando el PDBC90 para  $r$ , el BCP para  $R$ , y la expectativa de inflación de mercado a un año.<sup>9</sup>

La gráfica II muestra la estimación para la TIRN según el método de tendencia estocástica común. La gráfica muestra que la tasa neutral se encuentra en torno a un 2.8%, pero estuvo cerca del 2% durante el último trimestre de 2004, cuando la tasa de política monetaria alcanzó niveles mínimos.

**GRÁFICA II. TIRN SEGÚN TENDENCIA ESTOCÁSTICA COMÚN, 2002-2006**



FUENTE: estimaciones de los autores.

<sup>8</sup> Más detalles con respecto a la estimación de máxima verosimilitud (ML) y al filtro de Kalman pueden encontrarse en Hamilton (1994) y Harvey (1989).

<sup>9</sup> De acuerdo con una encuesta realizada por el BCC a mesas de dinero.

El premio por plazo estimado mostró una baja fluctuación y promedió 25 puntos base durante el período 2002-2006.

#### IV. LA TIRN A PARTIR DE UN MODELO SEMIESTRUCTURAL CON DATOS MACROECONÓMICOS

A pesar de que no se puede observar la tasa de interés neutral, la teoría económica nos indica cómo se relaciona con otras variables posibles de observar. Entonces, podemos utilizar relaciones económicas para obtener una TIRN implícita.

Supongamos que la economía se caracteriza por una curva IS y una curva de Phillips, ambas retrospectivas:

$$(y_t - y_t^*) = \sum_{s=1}^S \alpha_s^y (y_{t-s} - y_{t-s}^*) + \sum_{v=1}^V \alpha_v^r (r_{t-v} - r_{t-v}^*) + x_{1,t}' \alpha + \varepsilon_t^y \quad (14)$$

$$\hat{\pi}_t = \sum_{p=1}^P \beta_p^\pi \hat{\pi}_{t-p} + \sum_{q=1}^Q \beta_q^y (y_{t-q} - y_{t-q}^*) + x_{2,t}' \beta + \varepsilon_t^\pi \quad (15)$$

Donde  $y_t$  es el (logaritmo del) PIB,  $y_t^*$  el (logaritmo del) PIB potencial,  $r_t$  la tasa real de política monetaria (TPM),  $r_t^*$  la TIRN,  $\hat{\pi}_t$  la desviación de inflación con respecto a la meta de inflación,  $x_{1,t}$  ( $x_{2,t}$ ) es un vector que contiene otros determinantes de la brecha de producto (inflación), y  $\varepsilon_t^y$  ( $\varepsilon_t^\pi$ ) un proceso ruido blanco de media 0 y varianza  $\sigma_y^2$  ( $\sigma_\pi^2$ ).<sup>10</sup>

En este modelo macroeconómico semiestructural, la TIRN determina la posición efectiva de la política monetaria, la cual afecta la evolución de la brecha de producto. El modelo contiene dos variables no observadas: La brecha de producto y la TIRN. Para calcular la senda implícita de estas variables, debemos asumir un proceso subyacente para cada una.

Supongamos que el producto potencial crece a una tasa  $g$ , la cual sigue un proceso de caminata aleatoria:

$$\begin{aligned} y_t^* &= y_{t-1}^* + g_{t-1} \\ g_t &= g_{t-1} + \varepsilon_t^g \end{aligned} \quad (16)$$

donde  $\varepsilon_t^g$  es un término residual de media 0 y varianza  $\sigma_g^2$ .

El proceso supuesto para el producto potencial implica un proceso I(2). Este es un caso específico de un modelo más complejo de componentes no observados donde el producto potencial puede verse afectado por un choque

<sup>10</sup> Para efectos de identificación, agregamos la ecuación auxiliar  $y_t = y_t^* + y_t^c$ , donde  $y_t^c$  sigue un proceso iid, de media cero y varianza  $\sigma_c^2$ .

estocástico y la tendencia de crecimiento o la brecha de producto pueden evolucionar como procesos autorregresivos. Nuestro modelo más simple no puede ser rechazado en términos estadísticos y los resultados no son tan diferentes de las estimaciones finales resultantes del modelo más flexible.

Para  $r_t^*$ , elegimos dos alternativas. En el primer caso nos apartamos totalmente de la teoría y asumimos que la tasa de interés neutral sigue un proceso de caminata aleatoria. En el segundo caso, como en Laubach y Williams (2003), relacionamos la tasa de interés neutral con la evolución del crecimiento de tendencia:

$$r_{1,t}^* = r_{1,t-1}^* + \varepsilon_{1,t}^r \quad (17)$$

$$r_{2,t}^* = cg_t + \varepsilon_{2,t}^r \quad (18)$$

donde  $\varepsilon_{1,t}^r$  ( $\varepsilon_{2,t}^r$ ) es un término residual de media 0 y varianza  $\sigma_{1,r}^2$  ( $\sigma_{2,r}^2$ ).

Por lo tanto, tenemos dos modelos para estimar la tasa de interés neutral dependiendo del proceso elegido para  $r_t^*$ : El Modelo 1 (M1) formado por las ecuaciones (14-17) y el Modelo 2 (M2) formado por las ecuaciones (14) a (16) y (18).

El grado de suavización del componente de tendencia se controla restringiendo la varianza relativa de  $\varepsilon_t^c$  a  $\varepsilon_t^g$  ( $\sigma_c^2/\sigma_g^2$ ) para que sea igual a  $\lambda_1$ , mientras que el grado de suavización de  $r_t^*$  se controla restringiendo la varianza relativa de  $\varepsilon_t^y$  a  $\varepsilon_t^r$  ( $\sigma_y^2/\sigma_r^2$ ) para que sea igual a  $\lambda_2^j$  (con  $j=1,2$ ). Utilizando estas restricciones, los modelos alternativos pueden ser estimados por máxima verosimilitud utilizando el algoritmo del filtro Kalman.

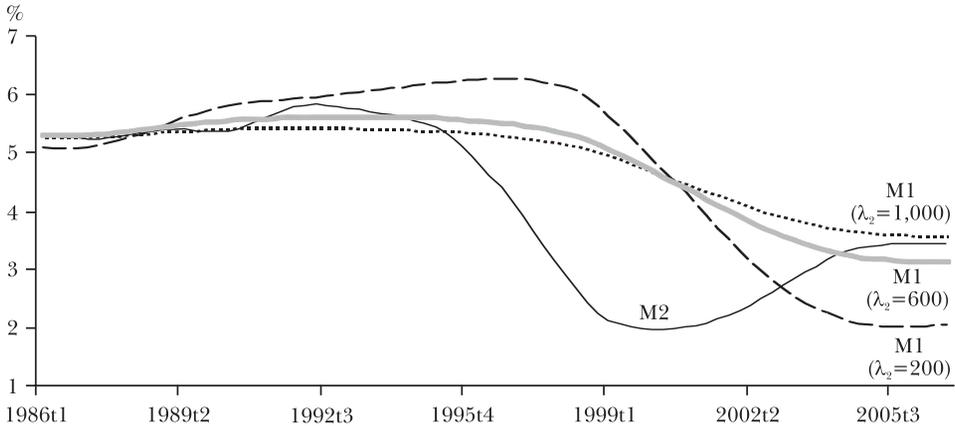
Las estimaciones se llevan a cabo utilizando datos trimestrales desde primer trimestre de 1986 hasta el cuarto trimestre de 2006. Utilizamos datos ajustados por estacionalidad para el índice (subyacente) de inflación (CPIX1) y el PIB.<sup>11</sup> Las desviaciones de inflación se registran utilizando las metas de inflación oficiales del BCC desde 1991. Para el período previo utilizamos proyecciones de inflación a un año. Para eliminar correlaciones seriales en los residuos se utilizan cuatro rezagos de desviaciones de inflación en la ecuación (15) y un rezago tanto para las brechas de producto como para la tasa de interés en las ecuaciones (14) y (15). Como controles adicionales, en la curva de Phillips (en el vector  $x_{2,t}$ ) incluimos la desviación porcentual de la inflación en el precio del petróleo y la desviación del tipo de cambio en relación a sus respectivas tendencias HP. Asimismo, en la curva IS (en el vector  $x_{1,t}$ ) sólo incluimos la desviación del tipo de cambio real como control

<sup>11</sup> La inflación CPIX1 excluye el petróleo, bienes percederos y algunos servicios básicos regulados.

adicional. Las estimaciones se realizan utilizando  $\lambda_1=1,600$  (valor estándar para frecuencia trimestral),  $\lambda_2^1=200, 600, 1,000$ , y  $\lambda_2^2=100$ .<sup>12</sup>

La gráfica III muestra la TIRN a partir de los modelos semiestructurales M1 y M2 y diferentes parámetros de suavización  $\lambda_2^1$ .

**GRÁFICA III.** TIRN A PARTIR DE UN MODELO SEMIESTRUCTURAL, 1986-2005



FUENTE: estimación de los autores.

El Modelo 1 es relativamente sensible al parámetro de suavización: cuanto menor sea  $\lambda_2^1$ , menor será la tasa neutral al final de la muestra. Utilizando  $\lambda_2^1=200$ , la tasa neutral en el cuarto trimestre de 2006 es de alrededor de 2%, mientras que al utilizar  $\lambda_2^1=1000$ , la tasa neutral se acerca a 3.6%. Observe que el Modelo 1 indica una declinación de la tasa neutral desde 1999 (partiendo de niveles por encima de 6%), mientras que el Modelo 2 arroja una tasa neutral que comienza a declinar al menos cuatro años antes y muestra una recuperación después de la crisis de 1999. Al final de la muestra, el Modelo 2 arroja una tasa neutral de alrededor de un 3.5%. Observe que al principio y al final de la muestra ambos métodos arrojan resultados similares. Las diferencias principales surgen en torno a la recesión de 1999.

El parámetro  $c$  es de particular interés pues relaciona la tendencia de crecimiento con la TIRN. La estimación de M2 arroja un valor para  $c$  igual a 2.91, que significa que un aumento de un punto porcentual en la tendencia de crecimiento implica un incremento de aproximadamente 0.73 puntos porcentuales en la tasa de interés natural (cuadro 4).<sup>13</sup> El resto de los parámetros

<sup>12</sup> Las estimaciones del Modelo 2 son menos sensibles ante  $\lambda_2^2$ .

<sup>13</sup> Puesto que los cálculos se realizan con frecuencia trimestral, sustituimos el efecto en tasas anuales dividiendo 2.91 entre 4.

tanto en la curva IS como la Phillips tienen los signos esperados y son significativos a nivel estadístico.

**CUADRO 4. MODELO M2, CÁLCULOS DE PARÁMETROS**

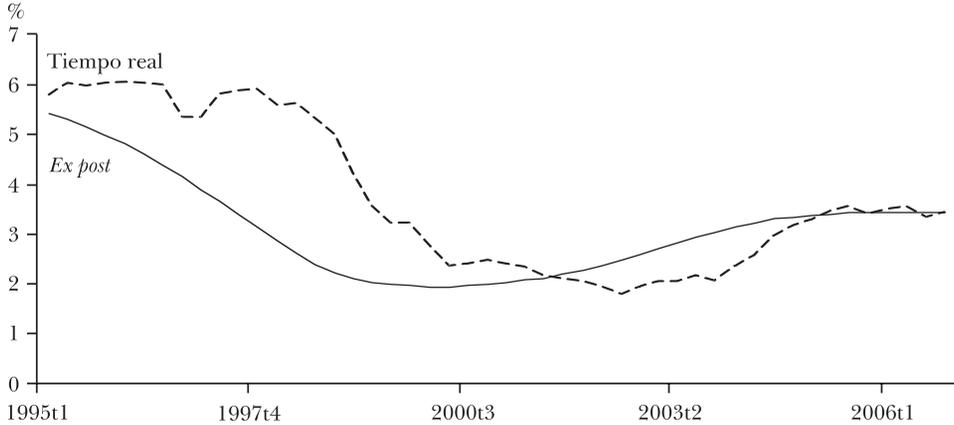
$\sum_{p=1}^4 \pi_{t-p}$	$\beta_1^{\pi}$	$\alpha_1^y$	$\alpha_1^r$	$c$
0.367 (0.148)	0.428 (0.140)	0.747 (0.119)	-0.085 (0.049)	2.913 (0.198)

FUENTE: estimaciones de los autores.

NOTA: El error estándar está entre paréntesis.

La gráfica IV muestra qué tan confiables son los cálculos en tiempo real (para el Modelo 2).<sup>14</sup> Observe que antes de la crisis asiática, la TIRN en tiempo real era mayor que la tasa neutral estimada ex post por más de 200 puntos base. Esto revela que el cálculo en tiempo real puede diferir de manera sustancial de la estimación *ex post*, en línea con estudios previos.<sup>15</sup>

**GRÁFICA IV. TIRN: ESTIMACIÓN EN TIEMPO REAL VERSUS ESTIMACIÓN EX POST (MODELO M2), 1995-2006**



FUENTE: estimaciones de los autores.

## V. RESUMEN Y CONCLUSIONES

Hemos aprendido que la tasa de interés neutral no es una variable constante

<sup>14</sup> Este cálculo considera estimaciones trimestre a trimestre. No utilizamos la revisión de datos del PIB, por lo que el ejercicio puede considerarse una estimación en tiempo “casi” real.

<sup>15</sup> Véase Clark y Kozicki (2005).

en el tiempo, puesto que está estrechamente relacionada con el crecimiento potencial de la economía (pero no es igual a la tasa de crecimiento del producto de tendencia). En el caso de Chile, una economía pequeña y abierta, también está estrechamente relacionada con condiciones financieras internacionales. Este documento muestra que la tasa de interés neutral puede ser calculada a partir de un modelo semiestructural y con información proporcionada por el mercado financiero doméstico. Cada una de estas relaciones arroja diferentes estimaciones puntuales, pero a pesar de las disparidades en las metodologías, los modelos entregan resultados similares.

En resumen, el valor estimado para la tasa de interés real neutral varía dependiendo del método utilizado. En el cuadro 5 presentamos el conjunto de estimaciones para la TIRN del presente estudio, las cuales informan una mediana igual a 2.8%, y un rango que va de 2% a 3.6%.

**CUADRO 5.** TIRNM: RESUMEN DE RESULTADOS

<i>Método</i>	<i>Valor (%)</i>
1. Modelo basado en el consumo	2.90
2. Paridad de tasas de interés	2.40-3.30
3. Curva <i>forward</i>	2.75
4. Tendencia estocástica común	2.80
5. Modelo macroeconómico M1	2.00-3.60
6. Modelo macroeconómico M2	3.50
<i>Mediana</i>	<i>2.83</i>

FUENTE: estimaciones de los autores.

TI RN: REVISIÓN DE ESTUDIOS EMPIRÍCOS

<i>Autor</i>	<i>Institución</i>	<i>País</i>	<i>Valor (%)</i>	<i>Método</i>	<i>Período</i>
Banco Central Europeo (2004)	Banco Central Europeo	Zona Euro	2-4	No especificado	2004
Manrique, Marqués (2004)	Banco de España	Estados Unidos	2.9	Filtro de Kalman	1964-2003
		Estados Unidos	2.6	Filtro de Kalman	1993-2003
		Estados Unidos	1.6-2.3	Filtro de Kalman	2003
Shadow, Council Basdevant, et al. (2004)	Shadow, Council Reserve Bank of New Zealand	Alemania	1.9	Filtro de Kalman	1964-2003
		Alemania	1.4	Filtro de Kalman	1993-2003
		Alemania	0.5-1.7	Filtro de Kalman	2003
Shadow, Council Basdevant, et al. (2004)	Shadow, Council Reserve Bank of New Zealand	Zona euro	2.25	No especificado	2006
		Nueva Zelanda	3.25-4.25	Curva de rendimiento/F de Kalman	2004
Basdevant, et al. (2003)		Reino Unido	2-2.5	Curva de rendimiento/F de Kalman	2003
		Australia	2-2.5	Curva de rendimiento/F de Kalman	2003
		Suecia	2-2.5	Curva de rendimiento/F de Kalman	2003
		Canadá	1	Curva de rendimiento/F de Kalman	2003
Giammarioli, Valla (2003)	Banco Central Europeo	Estados Unidos	1	Curva de rendimiento/F de Kalman	2003
		Suiza	1	Curva de rendimiento/F de Kalman	2003
		Zona euro	3.7	Modelo de equilibrio general	1994
		Zona euro	3	Modelo de equilibrio general	2000
Mesonnier, Renne (2004)	Banque de France	Francia	4	Filtro de Kalman	2000
Crespo-Cuaresma, Rizberger-Gruenwald (2003)	Oesterreichische Nationalbank	Francia	1.5	Filtro de Kalman	2002
		Zona euro	1.5-2	Descomposición cíclo-tendencia/Filtro de Kalman	2002
OCDE (2004)	OCDE	Estados Unidos	2	Filtro de Kalman	2004

Lam, Tkacz (2004) Brzoza-Brezina (2004) Amato (2004)	Bank of Canada	Canadá Polonia	1.25-2 4	Modelo de equilibrio general VAR estructural, Filtro de Kalman	Finales 2002 2003
Bernharsen (2005)	BIS	Estados Uni- dos, zona euro	2.25-2.75	HP, Filtro de Kalman	2004
Norges Bank (2004) Norges Bank (2005) Richard Lambert (2005)	Norges Bank	Noruega Noruega	3-4 <3	Curva de rendimiento Curva de rendimiento	1998-2003 Mediados de 2003
Clark and Kozicki (2005) US Financial Times (2005) Robert Parry (2005)	Bank of England	Noruega Noruega Reino Unido	3 2.5-3.5 2.5	Regla de Taylor Paridad de tasas de interés Curva de rendimiento	2004 2005 2005
Mickey Levy (2005) Goldman Sachs (2005) Ted Carmichael (2004) Gabriel Stein (2003)	Federal Reserve Bank of Kansas City US Financial Times (ex-presidente) Federal Re- serve Bank of San Francisco Bank of America Securities Goldman Sachs	Estados Unidos Estados Unidos Estados Unidos Estados Unidos	2.5 2.75 2.5-3.5 2.5	Filtro de Kalman No especificado Promedio histórico No especificado No especificado	2005 2005 2005 2005
Anderson, Buol, Ras- che (2004)	JP Morgan Lombard Street Research (London) Federal Reserve Bank of St. Louis	Estados Unidos Estados Unidos Estados Unidos Estados Unidos	1.5 1.5 3 1-1.5	No especificado No especificado Crecimiento de tendencia Crecimiento de tendencia ajustado por premio por riesgo No especificado	Finales de 2002 Finales de 2003 Finales de 2004 Finales de 2004 Finales de 2004
FOMC, public state- ments (2004)		Estados Unidos	1.5-3.5		

FUENTE: elaboración de los autores con base en referencias citadas.

## REFERENCIAS

- Baeza, W. (2004), *Tasa de Interés Neutral: antecedentes*, Central Bank of Chile (Minuta GAM, n° 34).
- Banco Central Europeo (2004), *Monthly Bulletin*, mayo.
- Basdevant, O., N. Björkstén y Ö. Karagedikli (2004), *Estimating a time varying neutral real interest rate for New Zealand*, Reserve Bank of New Zealand (Discussion Paper Series, n° 2004/01).
- Bomfin, A. N. (2001), *Measuring Equilibrium Real Interest Rates: What can We Learn from Yields on Indexed Bonds?*, Federal Reserve Board of Governors, noviembre (Finance and Economics Discussion Series, n° 53).
- Calderón, C., y F. Gallego (2002), “La tasa de interés real neutral en Chile”, *Economía Chilena*, vol. 5, n° 2, pp. 65-72.
- Campbell, J. Y., A. W. Lo y C. MacKinlay (1997), *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press.
- Campbell, J. Y., y J. H. Cochrane (1999), “By Force of Habit: A Consumption-Based Explanation of Aggregate Stock Market Behavior”, *Journal of Political Economy*, vol. 107, n° 2, pp. 205-51.
- Clark, T. E., y S. Kozicki (2005), *Estimating Equilibrium Real Interest Rates in Real Time*, Federal Reserve Bank of Kansas City, marzo.
- Cochrane, J. H. (2001), *Asset Pricing*, Princeton University Press.
- Fuentes, R., F. Gredig y M. Larráin (2007), *Estimating the output gap for Chile*, Central Bank of Chile (Working Paper, n° 451).
- Galí, J. (2003), “New Perspectives on Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle”, en M. Dewatripont, L. Hansen y S. Turnovsky (eds.), *Advances in Economic Theory*, vol. III, Cambridge University Press, pp. 151-97.
- Garnier, J., y B. R. Wilhelmsen (2005), *The Natural Real Interest Rate and the Output Gap in the Euro Area: A Joint Estimation*, Banco Central Europeo, noviembre (Working Paper Series, n° 546).
- Giammarioli, N., y N. Valla (2004), “The Natural Real Interest and Monetary Policy: A Review”, *Journal of Policy Modeling*, vol. 26, pp. 641-60.
- Hamilton, J. D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- Harvey, A. C. (1989), *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge University Press.
- Laubach, T., y J. Williams (2003), “Measuring the Natural Rate of Interest”, *Review of Economics and Statistics*, vol. 85, n° 4, pp. 1063-70.
- Leigh, D. (2005), *Estimating the Implicit Inflation Target: An Application to U.S. Monetary Policy*, FMI (Working Paper, n° 0577).
- Lucas, R., Jr. (1978), “Asset Prices in an Exchange Economy”, *Econometrica*, vol. 46, pp. 1429-46.