

LA TASA DE INTERÉS NEUTRAL: ESTIMACIONES PARA CHILE*

Rodrigo Fuentes S.**
Fabián Gredig U.

I. INTRODUCCIÓN

Después de un período de bajas tasas de interés hasta mediados de 1994, se observó en el mundo un proceso de normalización. 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 (BCCCh) ha aumentado sostenidamente su tasa de política monetaria (con la excepción de enero del 2007 en que la recortó en 25 puntos base) luego de un período en que la llevó a mínimos históricos. A partir del segundo semestre del 2007, por efecto de la crisis hipotecaria *subprime* en EE.UU., este ciclo fue interrumpido, poniendo una pausa al período de aumento de tasas. Sin embargo, la creciente espiral inflacionaria a raíz del incremento en los precios de materias primas y alimentos ha aumentado la probabilidad de un nuevo ciclo de aumentos en las tasas de interés en el mundo.

En Chile, el proceso de alzas de tasas se detuvo en enero del 2008, pero se aplicó un nuevo aumento en junio del 2008 con alta probabilidad de nuevas alzas el resto del año. 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 aún hay poco conocimiento respecto de su nivel exacto.

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 coherente 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”.¹ En el contexto de los modelos nekeynesianos 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 la TIRN como la tasa de interés de estado estacionario, es decir, aquella que es coherente con una senda de crecimiento balanceado.

A pesar de la imprecisión del concepto de la tasa neutral y las dificultades para medirla, se considera una en la conducción actual de la política monetaria. Por ello, existen diferentes metodologías, basadas en una variedad de modelos teóricos y enfoques empíricos, para determinar el valor de la TIRN.² 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

* *Agradecemos a Rómulo Chumacero, Juan Pablo Medina, Klaus Schmidt-Hebbel, Rodrigo Valdés y participantes de los seminarios internos y abiertos en el Banco Central de Chile por las discusiones sostenidas, que fueron de gran ayuda.*

** *Gerencia de Investigación Económica, Banco Central de Chile. E-mails: rfuentes@bcentral.cl y fgredig@bcentral.cl*

¹ *Banco Central Europeo (2004).*

² *Para una revisión más detallada del conjunto de métodos existentes para medir la tasa de interés natural, véase Giammarioli y Valla (2004).*

estudio era que la tasa de interés neutral estaba disminuyendo y, por lo tanto, la reducción de la tasa de política monetaria era coherente con la disminución de la TIRN.

Las metodologías que se utilizan en el presente estudio se agrupan en tres categorías: TIRN estimada a base de modelos teóricos, TIRN medida a partir de los precios de los activos financieros y TIRN estimada sobre la base 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. El segundo se basa en la condición de paridad descubierta de tasas de interés en 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 del Banco Central de Chile (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 retornos de bonos nominales a corto y mediano plazo (Basdevant et al., 2004). Finalmente, en el tercer grupo calculamos la TIRN implícita en un modelo semiestructural con componentes no observados, utilizando el algoritmo del filtro de Kalman. Este método permite el cálculo conjunto de la TIRN y la brecha de producto (Laubach y Williams, 2003).

Anticipando el principal resultado de este trabajo, es interesante notar que la aplicación de distintos métodos produce resultados muy similares. Según las distintas versiones, la TIRN, estimada con datos hasta el cuarto trimestre del 2007, estaría en un rango entre 2.1% y 3.5%. En cada modelo es posible observar 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 síúan su nivel en 2.5% en Estados Unidos y Europa.³

El presente documento continúa de la siguiente forma. La sección II deriva la tasa de interés neutral a partir de la teoría económica, utilizando un marco tanto 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 la sección V presenta las conclusiones.

II. DERIVACIÓN DE 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. Tasa de Interés Real Derivada de un Modelo Basado en el Consumo

El modelo tradicional para la tasa de interés real derivada de un modelo de consumo intertemporal de una economía cerrada (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_t . 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 , β es el factor de descuento subjetivo, y_t es la dotación de recursos en t , la cual no puede almacenarse, y $u(\cdot)$ es una función de utilidad con $u' > 0$ y $u'' < 0$. La condición de primer orden para el agente representativo establece que, en equilibrio $c_t = y_t$, el retorno del activo es igual al factor de descuento estocástico.

³ El apéndice de este trabajo presenta un cuadro resumen de los estudios empíricos internacionales de la TIRN, con sus principales características y resultados.

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

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

Suponiendo que la función de utilidad es una de aversión relativa constante al riesgo, es posible reformular la ecuación (1) como sigue:

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

donde γ 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. Una regla típica que se sigue en la práctica es utilizar la tasa de crecimiento de largo plazo del producto como una estimación de la TIRN. La ecuación (2) muestra el error que se comete al utilizar una regla así, debido a que la tasa de interés real no puede ser aproximada como el crecimiento esperado, ya que, aunque el coeficiente de aversión al riesgo sea igual a 1, se debe corregir la tasa de crecimiento por el factor de descuento β .

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

$$R_t = \left(\frac{\beta E_t y_{t+1}^{-\gamma}}{y_t^{-\gamma}} \right)^{-1} = \left[\exp \{ \ln \beta \} \exp \left\{ \begin{array}{l} -\gamma E_t \Delta \ln y_{t+1} \\ +(\gamma^2 / 2) Var_t(\Delta \ln y_{t+1}) \end{array} \right\} \right]^{-1}$$

o

$$\ln R_t \approx r_t = -\ln \beta + \gamma E_t \Delta \ln y_{t+1} - (\gamma^2 / 2) Var_t(\Delta \ln y_{t+1}), \quad (3)$$

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: β , γ , $E_t \Delta \ln y_{t+1}$ y $Var_t(\Delta \ln y_{t+1})$.

Para escoger el valor esperado de la tasa de crecimiento, que es una variable no observada, nos basamos en Fuentes, Gredig y Larraín (2008). Utilizamos un 3.2%, 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 1995-2007.⁴ 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 combinaciones de los otros parámetros: el factor de descuento subjetivo y el coeficiente de aversión al riesgo.

CUADRO 1			
TIRN según el Modelo Basado en el Consumo			
β	γ		
	1	1.5	2
0.97	6.20	7.74	9.25
0.975	5.68	7.22	8.74
0.98	5.17	6.71	8.23
0.985	4.66	6.20	7.72
0.99	4.16	5.70	7.21

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:⁵ por ejemplo, el valor 6.7%, que se encuentra justo en la parte central del cuadro, está muy por encima de la tasa de mercado actual. Este resultado es conocido como el puzle de la tasa libre de riesgo. Para explicarlo, Campbell y Cochrane (1999) modifican la función de utilidad para introducir la posibilidad de

⁴ Este índice se obtiene considerando 4.8% para el crecimiento del producto potencial y 1.6% para la tasa de crecimiento de la población.

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

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 de consumo (una variable no observada), que se supone exógeno. Obsérvese que, bajo esta formulación, el consumo siempre debe estar por encima del 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_t representa el “cuociente 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 supone que el hábito evoluciona lentamente a lo largo del tiempo en función del consumo pasado. Campbell y Cochrane suponen que el “cuociente 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 —la cual es igual a la de la producción en una economía cerrada sin capital, sin gobierno y sin sector externo—, ϕ es la persistencia del hábito en la formación del hábito, que calibran en 0.87 para Estados Unidos, 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 .⁶

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

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

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 corresponde al 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:

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

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 ϕ . Para hacerlo, suponemos que en 1994 la economía chilena se encontraba en equilibrio, en el sentido de que la brecha de producto era cero y la tasa de interés era igual a la tasa neutral (además, durante ese período la tasa de política monetaria se mantuvo constante, equivalente a una situación de tasa neutral). Así, utilizando la tasa de crecimiento del producto efectivo para ese año como aproximación de la tasa del producto per cápita potencial —que fue 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 β y γ se muestra en el cuadro 2.

En este caso, la tasa de interés neutral estaría en el rango [1.5%-4.0%]. Tomando un valor medio del cuadro 2, es posible concluir que la TIRN podría estar alrededor de 2.7% bajo este método.

2. Paridad de Tasas de Interés en una Economía Abierta

Es de conocimiento general que, en economía abierta, las tasas de interés son arbitradas. Por esta razón, no podemos analizar la TIRN para Chile sin tomar en consideración la economía internacional. Partiendo

⁶ 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.

CUADRO 2			
TIRN según el Modelo Basado en el Consumo (con hábitos)			
β	γ		
	1	1.5	2
0.97	3.50	3.72	3.95
0.975	2.98	3.21	3.43
0.98	2.47	2.70	2.92
0.985	1.96	2.19	2.41
0.99	1.46	1.68	1.91

Fuente: estimaciones de los autores.

CUADRO 3	
TIRN a Partir de la Paridad de Tasas de Interés (con hábitos)	
Valor (%)	Comentario
i_n^* 4.5	2.0% (Estimación propia, 2007) + 2.5% (leigh, 2006)
\hat{e}^e [0, 0.5]	0.5% ($\bar{\pi} - \bar{\pi}^*$) [0%, 0.5%] ($R\hat{E}R$)
ρ_s [0.8, 1.2]	JP Morgan
ρ_e 0	Riesgo diversificable
r_s	[2.3% - 3.2%]
j_n	[2.3% - 3.2%]

Fuente: estimaciones de los autores basadas en las referencias citadas.

de una tasa de interés internacional corregida por la tasa de depreciación esperada y los premios por riesgo país y riesgo cambiario, obtenemos una tasa de interés para Chile (i) como:

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

donde i^* es la tasa de interés nominal internacional, \hat{e}^e es la tasa de depreciación esperada del tipo de cambio nominal, ρ_s es el premio por riesgo soberano y ρ_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 de EE.UU. estimada por los autores, basada en el método de Laubach y Williams (2003), con datos hasta el 2007 para EE.UU., y agregamos lo que se considera, según Leigh (2005),

como la meta implícita de inflación de la Fed (2.5%).⁷ Para obtener la tasa de depreciación nominal esperada, utilizamos la definición de tipo de cambio real:

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

donde $R\hat{E}R$ es la depreciación esperada del tipo de cambio real y π y π^* corresponden a las metas de inflación nacional e internacional, respectivamente. Suponemos que la productividad en el sector transable relativa al sector no transable crece a un ritmo similar en Chile con respecto al resto del mundo, por lo que suponemos una apreciación del tipo de cambio real entre 0% y 0.5%. El diferencial entre las metas de inflación nacional e internacional se estima en un 0.5%, considerando la meta de inflación interna de 3% y una meta de inflación internacional (EE.UU.) de 2.5%. Para el premio por riesgo país, consideramos un EMBI⁸ promedio de largo plazo de 100 puntos base (más/menos 20 puntos base). Para el premio por riesgo cambiario no tenemos ningún antecedente mejor que asumir que dicho riesgo es completamente diversificable (0 pb). Toda esta información se resume en el cuadro 3. Sobre la base de este enfoque, obtenemos una tasa de interés nominal en el rango [5.3%-6.2%]. Tomando el objetivo de inflación del Banco Central de Chile como la inflación esperada, tenemos la TIRN en el rango [2.3%-3.2%].

III. TASA DE INTERÉS NEUTRAL IMPLÍCITA EN INSTRUMENTOS FINANCIEROS

Los instrumentos financieros contienen toda la información relevante recopilada por los agentes sobre noticias y perspectivas económicas. Por ejemplo, las tasas de interés de largo plazo reflejan las expectativas de mercado respecto de la trayectoria futura de las tasas de corto plazo. De esta manera, podemos obtener una medida para la TIRN identificando en los instrumentos financieros cuál será la tasa de interés de corto plazo (la tasa de la política monetaria) que el mercado piensa que prevalecerá en el largo plazo

⁷ Esto supone ausencia de premio por riesgo inflación y premio por liquidez en EE.UU.

⁸ EMBI son las siglas en inglés por Índice de Bonos de Mercados Emergentes, el cual es un índice que registra el diferencial entre el retorno de un bono del país y un retorno de un bono libre de riesgo en EE.UU. calculado por JP Morgan.

una vez que se hayan disipado los *shocks* temporales en la economía (véase Bomfim, 2001).

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 BCCCh indexados a la inflación: el BCU5 y el BCU10. A dicho horizonte, esperamos que los efectos cíclicos actuales se desvanezcan tarde o temprano, y que la tasa de interés prevaleciente sea cercana a la tasa neutral. Este método fue originalmente propuesto por Bomfim (2001) y luego aplicado a Chile por Calderón y Gallego (2002). En segundo lugar, estimamos la TIRN implícita en un modelo estado-espacio que supone la existencia de una tasa común estocástica y un premio por plazo entre un bono nominal de corto plazo del Banco Central de Chile (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. TIRN Basada en la Curva *Forward*

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

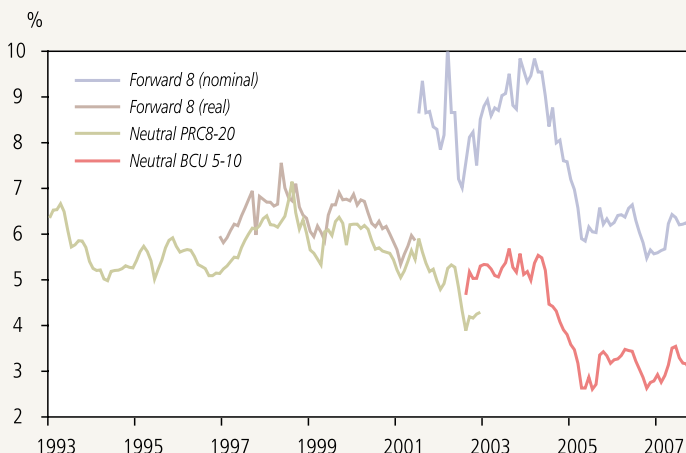
$$r_t^* = \frac{D_{10}r_{10,t} - D_5r_{5,t}}{D_{10} - D_5} - \phi, \tag{6}$$

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 ϕ es un coeficiente de premio por riesgo de inflación y/o de liquidez. En ausencia de una estimación precisa de este coeficiente, lo omitimos en nuestras estimaciones, de modo que estas últimas representan un límite superior para la TIRN bajo este método.

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:

GRÁFICO 1

Tasa de Interés Neutral, Curva *Forward*



Fuente: estimaciones de los autores.

$$D_n = \sum_{i=1}^n i \left[\frac{c}{(1+r_{n,t})^i} \frac{1}{P_{n,t}} \right] \tag{7}$$

con $n=5,10$.

El gráfico 1 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 cuarto trimestre de 2007 (línea roja). Cabe destacar que al final de la muestra la tasa *forward* nominal a ocho años es cercana al 6% (línea azul), indicando una tasa de inflación esperada en torno al valor central del rango de la meta de inflación en el período 2005-2007.

2. TIRN Basada en la Tendencia Estocástica Común Implícita en un Modelo Estado-Espacio

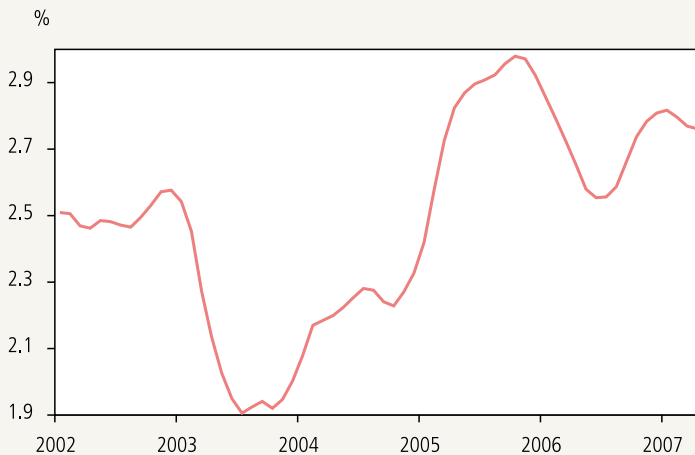
Siguiendo a Basdevant et al. (2004), suponemos una tendencia estocástica común r_t^* entre una tasa de interés nominal de corto plazo (r_t) y una tasa de largo plazo (R_t), y un margen en la curva de rendimiento o premio por plazo (α):

$$r_t = r_t^* + \pi_t^e + \varepsilon_{1,t} \tag{8}$$

$$R_t = r_t^* + \alpha + \pi_t^e + \varepsilon_{2,t}, \tag{9}$$

donde $\varepsilon_{1,t}$ y $\varepsilon_{2,t}$ son procesos idéntica e independientemente distribuidos (iid) de medias cero

TIRN según tendencia estocástica común



Fuente: estimaciones de los autores.

y varianzas constantes. El término π_t^e representa la inflación esperada en el período t . Supongamos ahora que la tendencia estocástica sigue un proceso de paseo aleatorio y que el premio por plazo se comporta como un proceso AR(1):

$$r_t^* = r_{t-1}^* + v_{1,t} \quad (10)$$

$$\alpha_t = \lambda_0 + \lambda_1 \alpha_{t-1} + v_{2,t}, \quad (11)$$

donde $v_{1,t}$ y $v_{2,t}$ son procesos iid de medias cero y varianzas constantes. Las ecuaciones (8)-(9) son las de observación, y las ecuaciones (10)-(11) son las 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 de Kalman,⁹ utilizando las tasas de los bonos del Banco Central de Chile, PDBC90 para r y BCP para R , y las expectativas de inflación de mercado a un año.¹⁰

El gráfico 2 muestra la estimación para la TIRN según el método de tendencia estocástica común. Se aprecia que, hacia el final de la muestra, la tasa neutral se encuentra en torno al 2.8%, pero estuvo cerca del 2% durante el último trimestre del 2004, cuando la tasa de política monetaria estuvo en niveles mínimos. El premio por plazo estimado mostró una baja fluctuación y promedió 25 puntos base durante el período 2002-2007.

IV. LA TIRN ESTIMADA CON UN MODELO SEMIESTRUCTURAL, BASADO EN 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 que sí son posibles de observar. Entonces, podemos utilizar relaciones económicas para obtener una TIRN implícita.

Siguiendo a Laubach y Williams (2003), supongamos que la economía puede ser caracterizada por una curva IS y una curva de Phillips, ambas retrospectivas:

$$(y_t - y_t^*) = \sum_{s=1}^S \alpha_s^y (y_{t-s} - y_{t-s}^*) + \sum_{v=1}^V \alpha_v^r (r_{t-v} - r_{t-v}^*) + x_{1,t}^i \alpha + \varepsilon_t^y \quad (12)$$

$$\hat{\pi}_t = \sum_{p=1}^P \beta_p^\pi \hat{\pi}_{t-p} + \sum_{q=1}^Q \beta_q^y (y_{t-q} - y_{t-q}^*) + x_{2,t}^i \beta + \varepsilon_t^\pi, \quad (13)$$

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, $x_{1,t}$ ($x_{2,t}$) un vector que contiene otros determinantes de la brecha de producto (desviación de inflación), y ε_t^y (ε_t^π) un proceso de ruido blanco de media 0 y varianza σ_y^2 (σ_π^2). 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 σ_c^2 .

En este modelo macroeconómico semiestructural, la TIRN refleja 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.

⁹ Más detalles respecto de la estimación ML y el filtro de Kalman pueden encontrarse en Hamilton (1994) y Harvey (1989).

¹⁰ Las expectativas de inflación se obtienen de la encuesta realizada por el BCCh a mesas de dinero.

Supongamos que el producto potencial crece a una tasa g , la cual sigue un proceso de paseo aleatorio:

$$\begin{aligned} y_t^* &= y_{t-1}^* + g_{t-1} \\ g_t &= g_{t-1} + \varepsilon_t^g, \end{aligned} \quad (14)$$

donde ε_t^g es un término residual de media 0 y varianza σ_g^2 .

El proceso supuesto para el producto potencial implica un proceso I(2). Este es un caso simplificado de un modelo más flexible de componentes no observados donde el producto potencial puede verse afectado por un *shock* estocástico, y la tendencia de crecimiento o la brecha de producto pueden evolucionar como procesos autorregresivos. De todas maneras, el modelo más simple que presentamos (sin *shock* al producto potencial y procesos de camino aleatorio) no puede ser rechazado en términos estadísticos y sus resultados no difieren sustancialmente de las estimaciones finales resultantes del modelo más flexible.

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

$$r_{1,t}^* = r_{1,t-1}^* + \varepsilon_{1,t}^r \quad (15)$$

$$r_{2,t}^* = c g_t + \varepsilon_{2,t}^r, \quad (16)$$

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

Por lo tanto, tenemos dos modelos para estimar la tasa de interés neutral, que dependen del proceso elegido para r_t^* : El Modelo 1 (M1) formado por las ecuaciones (12) a (15) y el Modelo 2 (M2) formado por las ecuaciones (12) a (14) y (16).

El grado de suavización del componente de tendencia se controla restringiendo la varianza relativa de ε_t^c a ε_t^g (σ_c^2 / σ_g^2) para que sea igual a λ_1 , mientras el grado de suavización de r_t^* se controla restringiendo la varianza relativa de ε_{jt}^y a ε_{jt}^r ($\sigma_y^2 / \sigma_{jr}^2$) para que sea igual a λ_2^j (con $j=1,2$). Utilizando estas restricciones, los modelos alternativos pueden ser estimados por

máxima verosimilitud utilizando el algoritmo del filtro de Kalman.

Las estimaciones se llevan a cabo utilizando datos trimestrales desde el primer trimestre de 1986 hasta el cuarto trimestre de 2007. Utilizamos datos ajustados por estacionalidad para el índice (subyacente) de inflación (IPCX1) y el PIB.¹¹ Las desviaciones de inflación se registran a partir de las metas de inflación oficiales del BCCCh 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 (13) y un rezago tanto para las brechas de producto como para la tasa de interés en las ecuaciones (12) y (13). 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 con sus respectivas tendencias estimadas utilizando el filtro de Hodrik–Prescott (HP). Asimismo, en la curva IS (en el vector $x_{1,t}$) solo incluimos la desviación del tipo de cambio real como control adicional. Las estimaciones HP se realizan empleando distintos valores para el parámetro de suavización de tendencia (λ) $\lambda_1=1600$ (valor estándar para frecuencia trimestral), $\lambda_2^1=200$, 600, 1000, y $\lambda_2^2=100$.¹²

El gráfico 3 muestra la TIRN a partir de los modelos semiestructurales M1 y M2 para diferentes valores del parámetro de suavización λ_2^1 .

El Modelo 1 es relativamente sensible al parámetro de suavización: cuanto menor sea λ_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 2007 es de alrededor de 2.1%, mientras que al utilizar $\lambda_2^1=1000$, la tasa neutral se acerca a 3.5%. Obsérvese que el Modelo 1 indica una declinación de la TIRN desde 1999 (partiendo de niveles por encima de 6%), mientras 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 3.5%. Obsérvese que al

¹¹ La inflación IPCX1 excluye el petróleo, bienes percederos y algunos servicios básicos regulados.

¹² Las estimaciones del Modelo 2 son menos sensibles ante λ_2^2 .

CUADRO 4

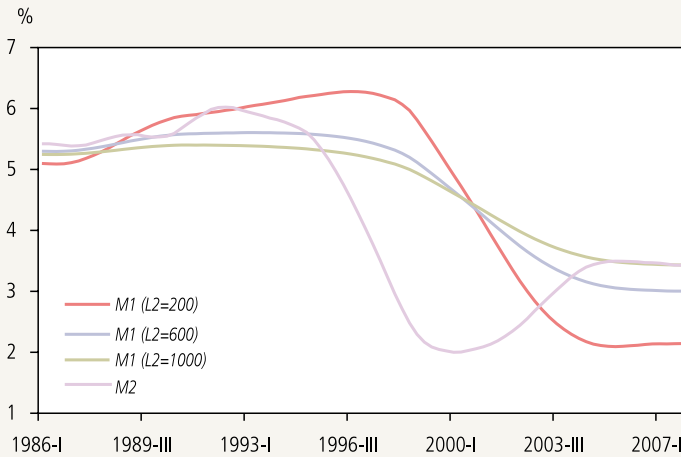
Modelo M2, coeficientes estimados

$\sum_{p=1}^4 \pi_{t-p}$	β_1^y	α_1^y	α_1^r	c
0.389	0.445	0.742	-0.086	2.986
(0.107)	(0.132)	(0.116)	(0.048)	(2.067)

Fuente: estimaciones de los autores.
Errores estándar entre paréntesis.

GRÁFICO 3

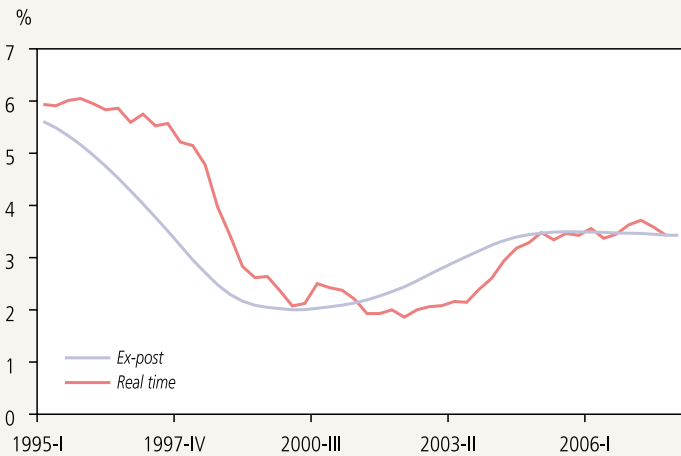
TIRN a Partir de un Modelo Semiestructural



Fuente: estimaciones de los autores.
L2 representa λ_2 .

GRÁFICO 4

TIRN, Estimación en Tiempo Real versus Estimación Ex Post (modelo M2)



Fuente: estimaciones de los autores.

principio y al final de la muestra, ambos métodos arrojan resultados similares. Las diferencias principales surgen en el período cercano a la recesión de 1999.

El parámetro c es de particular interés, porque relaciona la tendencia de crecimiento con la TIRN. La estimación de M2 arroja un valor para c cercano a 3, lo que significa que un aumento de 1 punto porcentual en la tendencia de crecimiento implica un incremento de aproximadamente 0.75 punto porcentual en la tasa de interés neutral (cuadro 4).¹³ El resto de los parámetros, tanto de la curva IS como de la curva de Phillips, tienen los signos esperados y son significativos a nivel estadístico.

El gráfico 4 refleja la confiabilidad de los cálculos en tiempo real (para el Modelo 2).¹⁴ Obsérvese que, antes de la crisis asiática, en algunos períodos la TIRN en tiempo real era mayor por hasta alrededor de 200 puntos base que la tasa neutral estimada ex post. Esto revela que el cálculo en tiempo real puede diferir de manera sustancial de la estimación ex post, en línea con estudios previos.¹⁵

V. RESUMEN Y CONCLUSIONES

Hemos aprendido que la tasa de interés neutral no es una variable constante en el tiempo, debido a que está estrechamente relacionada con el crecimiento potencial de la economía (pero no es igual a la tasa de crecimiento del pro-

¹³ Debido a que los cálculos se realizan con frecuencia trimestral, sustituimos el efecto en tasas anuales dividiendo 3 entre 4. Cabe destacar que ambas medidas convergen al final del periodo muestral, porque ahí se carece de medidas ex post.

¹⁴ 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.

¹⁵ Véase Clark y Kozicki (2005).

ducto 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 se puede calcular a partir de un modelo semiestructural y con información proporcionada por el mercado financiero interno. Cada una de estas relaciones arroja diferentes estimaciones puntuales, pero a pesar de las significativas diferencias en las metodologías empleadas, los modelos entregan resultados cuantitativos similares.

No obstante, el valor estimado para la tasa de interés real neutral varía algo con los métodos utilizados. En el cuadro 5 presentamos el conjunto de estimaciones para la TIRN del presente estudio, las cuales reportan una mediana igual a 2.8%, y un rango que va de 2.1% a 3.5%.

CUADRO 5

TIRN, Resumen de Resultados

Método	Valor
1. Modelo basado en el consumo	2.70%
2. Paridad de tasas de interés	2.30%-3.20%
3. Curva <i>forward</i>	3.00%
4. Tendencia estocástica común	2.80%
5. Modelo macroeconómico M1	2.10%-3.50%
6. Modelo macroeconómico M2	3.50%
Mediana	2.8

Fuente: estimaciones de los autores.

REFERENCIAS

- Baeza, W. (2004). "Tasa de Interés Neutral: Antecedentes." Minuta GAM N°34, Banco Central de Chile.
- Banco Central Europeo (2004). Boletín Mensual, mayo.
- Basdevant, O., N. Björksten y Ö. Karagedikli (2004). "Estimating a Time Varying Neutral Real Interest Rate for New Zealand." Discussion Paper Series 2004/01, Reserve Bank of New Zealand.
- Bernhardsen T. (2005). "The Neutral Real Interest Rate." Staff Memo N°2005/1, Norges Bank.
- Bomfim, A.N. (2001). "Measuring Equilibrium Real Interest Rates: What Can We Learn from Yields on Indexed Bonds?" Federal Reserve Board of Governors. Finance and Economics Discussion Series 53, noviembre.
- Brzoza-Brzezina, M. (2004). "The Information Content of the Natural Rate of Interest: The Case of Poland." *Macroeconomics* 0402007, EconWPA.
- Calderón, C. y F. Gallego (2002). "La Tasa de Interés Real Neutral en Chile." *Economía Chilena* 5(2): 65-72.
- 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* 107(2): 205-51.
- Campbell, J., Lo, A. y C. MacKinlay (1997). *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton, NJ, EE.UU.: Princeton University Press.
- Clark, T.E. y S. Kozicki (2005) "Estimating Equilibrium Real Interest Rates in Real Time." *The North American Journal of Economics and Finance* 16(3): 395-413.
- Cochrane, J.H. (2001). *Asset Pricing*. Princeton, NJ, EE.UU.: Princeton University Press.
- Cuaresma J. C, E. Gnan y D. Ritzberger-Gruenwald (2003). "Searching for the Natural Rate of Interest: A Euro-Area Perspective." Working Papers N°84, Oesterreichische Nationalbank (Banco Central de Austria).
- D'Amato, J. (2004). "The Role of the Natural Rate of Interest in Monetary Policy." BIS Working Paper N°171.
- Fuentes, R., F. Gredig y M. Larraín (2008). "La Brecha de Producto en Chile: Medición y Evaluación." *Economía Chilena* 11(2): 7-30.
- Gali, J. (2003). New Perspectives on Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle. En *Advances in Economic Theory*, editado por M. Dewatripont, L. Hansen y S. Turnovsky, vol. III. Cambridge, MA, EE.UU.: Cambridge University Press.
- Giammarioli N. y N. Valla (2003). "The Natural Real Rate of Interest in the Euro Area." Working Paper Series 233, Banco Central Europeo.
- Giammarioli, N. y N. Valla (2004). "The Natural Real Interest and Monetary Policy: A Review." *Journal of Policy Modeling* 26: 641-60.
- Hamilton, J. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton, NJ, EE.UU.: Princeton University Press.
- Harvey, A.C. (1989). *Forecasting, Structural Time Series Model and the Kalman Filter*. New York: Cambridge University Press.
- Lam J-P y G. Tkacz (2004). "Estimating Policy-Neutral Interest Rates for Canada Using a Dynamic Stochastic General-Equilibrium Framework." Working Papers 04-9, Bank of Canada.

- Laubach, T. y J. Williams (2003). "Measuring the Natural Rate of Interest." *Review of Economics and Statistics* 85(4): 1063-70.
- Leigh, D. (2005). "Estimating the Implicit Inflation Target: An Application to U.S. Monetary Policy." IMF Working Paper N°0577.
- Lucas, R., Jr. (1978). "Asset Prices in an Exchange Economy." *Econometrica* 46: 1429-46.
- Manrique, M. y J. Marques (2004). "An Empirical Approximation of the Natural Rate of Interest and Potential Growth." Working Paper N°0416, Banco de España.
- Mesonnier, J-S y J-P. Renne (2004). "Time Varying Natural Rate of Interest in the Euro Area." Working Paper N°115, Banque de France.

APÉNDICE

CUADRO A1

TIRN, Revisión de Estudios Empíricos

Autor	Institución	País	Valor%	Método	Período
Banco Central Europeo (2004)	Banco Central Europeo	Z. Euro	2-4	No especificado	2004
Manrique, Marqués (2004)	Banco de España	EE.UU.	2.9	Filtro de Kalman	1964-2003
		EE.UU.	2.6	Filtro de Kalman	1993-2003
		EE.UU.	1.6-2.3	Filtro de Kalman	2003
		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
Basdevant, et al. (2004)	Basdevant, et al. (2004)	N. Zelanda	3.25-4.25	Curva de rendimiento/F. Kalman	2004
Basdevant, et al. (2003)	Reserve Bank of New Zealand	R. Unido	2-2.5	Curva de rendimiento/F. Kalman	2003
		Australia	2-2.5	Curva de rendimiento/F. Kalman	2003
		Suecia	2-2.5	Curva de rendimiento/F. Kalman	2003
		Canadá		Curva de rendimiento/F. Kalman	2003
		EE.UU.		Curva de rendimiento/F. Kalman	2003
		Suiza		Curva de rendimiento/F. Kalman	2003
Giammarioli, Valla (2003)	Banco Central Europeo	Z. Euro	3.7	Modelo de equilibrio general	1994
		Z. Euro	3	Modelo de equilibrio general	2000
Mesonnier, Renne (2004)	Banco de Francia	Francia	4	Filtro de Kalman	2000
		Francia	1.5	Filtro de Kalman	2002
Crespo-Cuaresma, Ritzberger-Gruenwald (2003)	Austrian National Bank	Z. Euro	1.5-2	Descomposición ciclo-tendencia/ F. Kalman	2002
OCDE (2004)	OCDE	EE.UU.	2	Filtro de Kalman	2004
Lam, Tkacz (2004)	Bank of Canada	Canadá	1.25-2	Modelo de Equilibrio general	fin. 2002
Brzoza-Brzezina (2004)		Polonia	4	VAR estructural, F. Kalman	2003
Amato (2004)	BIS	EE.UU., Z. Euro	2.25-2.75	HP, F. Kalman	2004
Bernharsen (2005)	Norges Bank	Noruega	3-4	Curva de rendimiento	1998-03
		Noruega	<3	Curva de rendimiento	med. 2003
Clark y Kozicki (2005)	Fed. Res. Bank of Kansas City	EE.UU.	2.5	Filtro de Kalman	2005

Fuente: elaboración de los autores basada en referencias citadas.