

## NUEVAS ESTIMACIONES DE LA TASA REAL NEUTRAL DE CHILE\*

Luis Ceballos S.\*\*  
Jorge A. Fornero\*\*  
Andrés Gatty S.\*\*

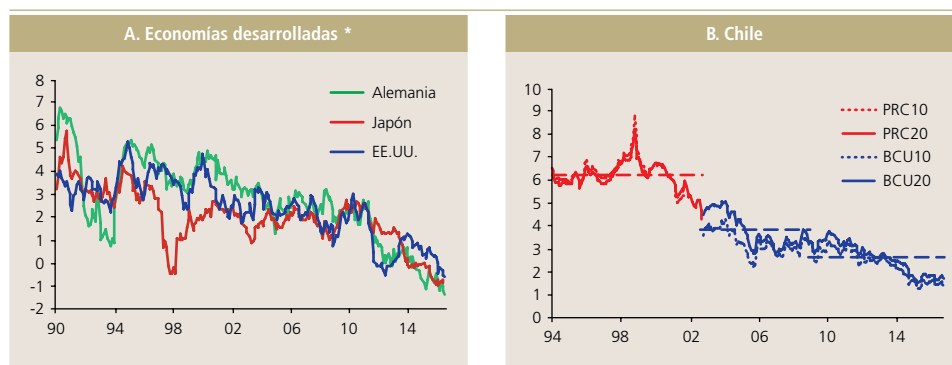
### I. INTRODUCCIÓN

Una de las características más llamativas del escenario internacional es el bajísimo nivel que han alcanzado las tasas de interés de largo plazo en las economías desarrolladas. Este fenómeno se puede explicar en parte por la debilidad cíclica de dichas economías y de la agresiva respuesta de política monetaria de los bancos centrales, incluyendo un aumento sin precedente de sus compras de activos que ha comprimido los premios por plazo<sup>1</sup>. Asimismo, otros factores estructurales relacionados con el mayor ahorro en varias economías, aumento en la demanda de activos de bajo riesgo y deterioro en la tasa de inversión, han sido otros determinantes en el nivel de tasas de interés a nivel global<sup>2</sup>. En el caso de Chile, se ha observado similar tendencia, donde las tasas reales de largo plazo se han ubicado en torno a 2,6% en el período posterior a la crisis financiera mundial del 2008, 360 puntos base por debajo del promedio de tasas en el período previo a la nominalización de la TPM (gráfico 1).

Gráfico 1

### Tasas de interés reales de largo plazo

(datos mensuales, porcentaje)



Fuentes: Banco Central de Chile, Bloomberg y OCDE.

Nota: Tasas de bonos nominales a 10 años ajustadas por IPC subyacente. En el caso de Chile, las líneas horizontales segmentadas denotan los promedios simples en tres submuestras: (1) enero 1993 a agosto 2002 (6,2%), (2) septiembre 2002 a septiembre 2008 (3,8%), y (3) octubre 2008 a agosto 2016 (2,6%), respectivamente. (2) Corresponde a la diferencia entre el decil 9 y 1 de la EEE respecto de la inflación esperada a un año.

\* Se agradecen los comentarios y sugerencias de Alberto Naudon, Miguel Fuentes y del árbitro anónimo.

\*\* Gerencia de Análisis Macroeconómico, Banco Central de Chile. [lceballos@bcentral.cl; jfornero@bcentral.cl; agatty@bcentral.cl].

<sup>1</sup> Ver Recuadro I.1, Informe de Política Monetaria (IPoM) de diciembre del 2015.

<sup>2</sup> Ver Fondo Monetario Internacional (2014).

Recientemente, las principales economías han revisado a la baja sus estimaciones de PIB potencial<sup>3</sup>. Así, la anterior evidencia de moderación del crecimiento en el mundo ha coincidido con registros de inflación subyacente sin cambios relevantes. Todo ello hace pensar que los tamaños de las brechas de capacidad se han ajustado a la par para reflejar una dinámica más lenta de crecimiento del PIB potencial.

En el IPoM de septiembre del 2015 el Banco Central de Chile (BCCh) revisó las metodologías de estimación del PIB potencial e hizo la distinción conceptual entre PIB potencial —de mediano plazo o coherente con ausencia de presiones inflacionarias— y tendencial o sostenible de largo plazo, más relacionado con factores reales: demográficos y de productividad. En el IPoM de septiembre del 2016 se actualizaron las estimaciones<sup>4</sup>. Concordante la distinción elaborada por Albagli y Naudon (2015) asociada al crecimiento del PIB potencial versus de tendencia, es posible también derivar dos conceptos de tasas neutrales de interés. Así, un primer concepto de TIRN se asocia a un plazo más corto o contemporáneo al ciclo económico, es decir, coherente con brechas de actividad e inflación cerradas. En este horizonte, la TIRN puede fluctuar en el tiempo como lo hace el producto potencial, el cual es variable debido a la ocurrencia de *shocks* en el ciclo económico. En un horizonte de largo plazo, el nivel de la TIRN tiene una variabilidad acotada en el tiempo y es coherente con el largo plazo donde se han disipado todos los *shocks* (aunque factores demográficos pueden influir en una leve tendencia). Brevemente, estas tasas neutrales son relevantes porque sirven de referencia para inferir si el impulso monetario es positivo, neutro o negativo. Dicha diferenciación ha sido explícita en mediciones de la TIRN en otros bancos centrales, como se detalla en la sección II.

Entonces, el desafío es estimar TIRN que constituyan referencias útiles, en un contexto internacional donde las tasas de largo plazo tanto externas como locales han mostrado una clara tendencia a la baja. Consecuentemente, el objetivo de esta nota es actualizar las estimaciones de la TIRN para Chile a base de métodos recurrentes en la revisión internacional, en particular haciendo foco en un período posterior al año 2008. Así, nuestro análisis hace uso ecléctico de los métodos disponibles de estimación de la TIRN.

De acuerdo con la evidencia previa de Chile, las estimaciones de la TIRN han descendido desde 6,2% a mediados de los años 90 hasta niveles en torno al 2,0% hacia mediados del 2012. Los resultados de esta nota sugieren que la TIRN contemporánea se ubica en el rango de 1,0 a 1,4%, y la medida de largo plazo en un rango de 0,9 a 1,8% recientemente.

---

<sup>3</sup> Medidas de crecimiento de PIB potencial sugeridas por Holston et al. (2016) para Estados Unidos, Canadá, la Eurozona y el Reino Unido. Para EE.UU. la Oficina de Presupuesto del Congreso (CBO por su sigla en inglés) ha revisado el crecimiento y la tasa de interés de largo plazo. También, el FOMC revisó las tasas de interés esperadas de largo plazo gradualmente a la baja.

<sup>4</sup> Ver Recuadro V.1 en IPoM de septiembre del 2016.

En primer lugar, nuestros resultados se pueden comparar con estudios previos para Chile. Calderón y Gallego (2002) analizan estimaciones de TIRN desde los años 90 y encuentran que han seguido una tendencia a la baja. Ello no sorprende a la luz de la disminución de las tasas tanto en el mundo como con Chile, como ilustra el gráfico 1. Una segunda mirada comparativa es más contemporánea, usando como referencia estimaciones de TIRN de otros países. En efecto, estimaciones recientes para países desarrollados entregan TIRN negativas desde el 2012, que luego escalaron a cero cuando la Fed empezó a normalizar las tasas<sup>5</sup>. Abordaremos una comparación más amplia en la siguiente sección, donde revisamos la literatura relacionada.

La estructura de esta nota es la siguiente. Luego de la sección II que presenta la revisión de la literatura en términos de evidencia reciente de estimaciones de la TIRN en otras economías, métodos de estimación y temporalidad de la TIRN, la sección III describe brevemente las metodologías que sustentan nuestras estimaciones de la TIRN. La sección IV reporta los principales resultados y la sección V concluye.

## II. EVIDENCIA RECIENTE DE ESTIMACIONES DE LA TIRN

En esta sección se presenta una revisión de la estimación de la tasa de interés real neutral de otras economías, con particular énfasis en estimaciones posteriores a la crisis financiera global del 2008, con el objetivo de dar cuenta del fenómeno global de menores tasas reales neutrales en economías tanto desarrolladas como emergentes, así como el uso de nuevos métodos que intentan cuantificar la TIRN y la temporalidad de dichas estimaciones.

### 1. Estimaciones recientes de la TIRN

La evidencia internacional de la estimación de la TIRN ha sido documentada principalmente en economías desarrolladas (cuadro 1), en particular para EE.UU., el Reino Unido y la Eurozona. Dentro de lo reportado en varios estudios, se documenta en forma sistemática la disminución de las estimaciones de la TIRN en dichas economías. En el caso de EE.UU., diferentes autores sugieren que la medida de la tasa real neutral ha aumentado por sobre los niveles observados en el 2012, la que se mantiene baja aun en perspectiva histórica, en torno al 0% (Lubik y Matthes, 2015; Yellen, 2015; Holston et al., 2016, entre otros). Similar es lo reportado para la Eurozona (BCE, 2004; Gerdesmeier y Roffia, 2003; Constâncio, 2016) que indica una caída sistemática de la tasa real neutral. La caída en el crecimiento de la productividad y de la población y el exceso de ahorro sobre la inversión se enumeran como los principales determinantes de la caída en la TIRN reportado en BCE (2014).

---

<sup>5</sup> Las diferencias en las estimaciones serían atribuibles a la muestra de datos, dado que los métodos utilizados no difieren en lo sustancial.

Para otras economías, Hofmann y Bogdanova (2012) estiman la tasa neutral para un conjunto de economías desarrolladas y emergentes a base de la regla de Taylor. En el período posterior al 2000, se encuentra que en los países desarrollados la TIRN se ubica en torno a 0%, mientras que en las emergentes, entre 1 y 2%. En tanto, Magud y Tsounta (2012) documentan la tasa real neutral para un conjunto de diez países de Latinoamérica; sobre la base de diferentes métodos reportan un rango de tasas neutras que van desde 2,0% en el caso de Chile hasta 5,1% en Brasil. En tanto, Chetwin y Wood (2013) y Richardson y Williams (2015) estiman la tasa neutral para Nueva Zelanda. Los autores distinguen conceptualmente la TIRN relevante a diferentes horizontes. Por ejemplo, estiman la TIRN de largo plazo usando tasas *forward* 5 en 5 porque después de cinco años se disipan los *shocks* que influyen el ciclo de la economía<sup>6</sup>. Basados en diferentes estimaciones, reportan una TIRN de entre 3,0 y 4,7% en lo reciente.

A nivel local, Calderón y Gallego (2002) proveen de estimaciones de la TIRN para Chile. La conclusión es que la tasa real neutral ha disminuido desde mediados de los 90, cuando se ubicaba en torno a 6,2%, para converger hacia niveles de 4,8% a finales del 2001. En particular, los autores se basan en modelos de productividad marginal del capital, paridad de tasas, regla de Taylor y precios de activos, siendo en este último caso una medida de tasa neutral que excluye precios por plazo<sup>7</sup> en torno a 50 pb. Una actualización de la estimación de la TIRN se reporta en Fuentes y Gredig (2008), quienes reportan que la TIRN se ubicaría en un rango de 2,1 a 3,5% con una mediana de 2,8% hacia finales de 2007. Evidencia posterior a la crisis financiera de 2008 se reporta en Magud y Tsounta (2012). Para el caso de Chile, los autores utilizan métodos similares a los de Fuentes y Gredig (2008), incorporando medidas de tasa neutral implícitas en reglas de Taylor como elemento nuevo, reportando una TIRN de 2,0% (a base de promedios de modelos) con un rango de 1,3 a 2,9% hacia mediados del 2012.

## 2. Métodos de estimación de la TIRN

Entre los diferentes métodos utilizados en la literatura para la estimación de la TIRN, se pueden identificar metodologías recurrentes las cuales pueden ser agrupadas en las siguientes categorías:

### *Modelos semiestructurales*

La evidencia sugiere que la estimación de la TIRN ha hecho un uso recurrente de esta metodología, la cual infiere la TIRN a base de las curvas de Phillips, de actividad (sobre la base de una IS) y donde dicha tasa depende del crecimiento tendencial de la economía. La metodología empleada en general se basa en

<sup>6</sup> En el caso de ausencia de premios por plazo, esta medida corresponde al promedio de tasas cortas esperadas en el largo plazo.

<sup>7</sup> Dicha medida de premios es fija durante el horizonte y no estimada bajo ningún modelo, sino como la diferencia promedio entre una tasa de interés de largo plazo y la TPM.



Laubach y Williams (2003). De la revisión internacional presentada en el cuadro 1, se aprecia que el uso de modelos semiestructurales es utilizado por todos los países de la muestra.

#### *Modelos de serie de tiempo*

Este enfoque intenta modelar relaciones entre la tasa de interés y variables económicas a través del uso de modelos autoregresivos (como el caso de B-VAR en Constâncio (2016) y VAR variante temporal en Lubik y Matthes (2015). La idea es estimar la tasa de interés que se desprende de dichos factores económicos.

#### *Precios de activos financieros*

Con esta metodología, se intenta capturar la medición de la TIRN desde simples promedios históricos de tasas libres de riesgo de mercado (BCE, 2004), Carrillo et al., 2017), filtros y medición de tendencias observadas en tasas de bonos de gobierno de largo plazo, tasas *forward* de bonos reales a plazos distantes como la de 5 en 5 y, recientemente, se ha dado mayor importancia al rol que cumplen los premios por plazo en las tasas de bonos de gobierno, por lo cual se ha reportado medidas de expectativas de tasas *forward* a plazos distantes descontando el rol de dichos premios por plazo (Richardson y Williams, 2015; Vlieghe, 2016). Así, en este tipo de modelos, la tasa de interés real neutral corresponde al componente de tasa corta esperada en un horizonte distante, que en general corresponde al promedio de cinco años en cinco años más (denotado como tasa *forward* 5 en 5).

#### *Reglas de Taylor*

Sobre la base de la relación entre la tasa de interés interna y las brechas de actividad e inflación sugerida por Taylor (1993), diferentes estudios estiman la tasa real neutral implícita en dicha relación. Hofmann y Bogdanova (2012) emplean este método para estimar tasas neutrales en varias economías desarrolladas y emergentes<sup>8</sup>. Así, bajo esta metodología, se reporta la TIRN que es coherente con un nivel de brechas de actividad e inflación acorde con la relación de Taylor.

#### *Paridad de tasas de interés*

En economías pequeñas y abiertas, un canal relevante que puede afectar la tasa de interés local se puede generar a través de la tasa externa de equilibrio, en la depreciación real esperada a largo plazo o en el riesgo sistémico de la economía, denotado en general por una medida de riesgo o de premio soberano. Así, dicha metodología infiere la TIRN a base de diferentes supuestos de dichos componentes de la paridad de tasas, y en particular, ha sido reportado solo para

---

<sup>8</sup> En economías desarrolladas: Australia, Canadá, Dinamarca, Eurozona, Japón, Nueva Zelanda, Noruega, Suecia, Suiza, Reino Unido y Estados Unidos. En tanto, las económicas emergentes consideradas se destacan: Argentina, Brasil, China, República Checa, Hungría, India, Indonesia, México, Perú, Polonia, Sudáfrica, Tailandia, entre otras.

economías emergentes Fuentes y Gredig (2008) en el caso de Chile y Magud y Tsounta (2012) para un conjunto amplio de economías latinoamericanas.

### 3. Temporalidad de la TIRN

Evidencia posterior al 2008 (Chetwin y Wood, 2013; Richardson y Williams, 2015) incorporan el concepto de la temporalidad en la TIRN, donde definen una TIRN de corto plazo como aquella tasa de interés que no acelera ni disminuye la inflación a un horizonte entre uno y dos años adelante, siendo afectada dicha tasa de interés por cambios cíclicos de la economía. En tanto, la TIRN de largo plazo estaría afecta a cambios estructurales de la economía, como el crecimiento de la productividad y de la población, así como cambios en las preferencias por ahorro e inversión. Finalmente, los autores definen una TIRN de mediano plazo, que se caracteriza por el tiempo que toma a la tasa de política monetaria tener efectos notorios en la inflación. Similar enfoque es el analizado por Carrillo et al. (2017) para México. Los autores sugieren medidas de corto, mediano y largo plazo para la TIRN.

Si bien a nivel local, las estimaciones de la TIRN basadas en Calderón y Gallego (2002), y Fuentes y Gredig (2008) no hacen referencia a la temporalidad de la TIRN, recientemente, se agregan mediciones del PIB potencial y tendencial, las que hacen referencia al plazo al cual el PIB es coherente con una inflación estable y, por lo tanto, es el adecuado para medir la brecha de actividad asociada a las presiones inflacionarias de corto plazo, mientras que el segundo se relaciona con la capacidad de crecimiento de mediano plazo (Albagli et al., 2015).

**Cuadro 1****Resumen de estimaciones de la TIRN**

Autor	Muestra		Método	Estimación TIRN (1)
	País	Período		
Hofmann y Bogdanova (2012)	11 economías desarrolladas y 17 emergentes	1995.I a 2012.I	Regla de Taylor	DEV: [-0,5 a 0,5%] EME: [0,0 a 3,0%]
Holston et al. (2017)	Canadá	1961.I a 2016.III	Semiestructural	2,2%
	Estados Unidos			1,5%
	Reino Unido			6,0%
	Eurozona			4,8%
Laubach y Williams (2003)	Estados Unidos	1961.I a 2002.II	Semiestructural	3,0%
Lubik y Matthes (2015)	Estados Unidos	1961.I a 2015.II	Semiestructural	-0,1%
			VAR variante temporal	0,5%
Carlstrom y Fuerst (2016)	Estados Unidos	2000.I a 2016.I	Regla de Taylor	1,3%
Dupor (2015)	Estados Unidos	1995 a 2014	Regla de Taylor	[-2,0 a 0,0%]
Yellen (2015)	Estados Unidos	1985.I a 2015.III	Modelos DSGE	0,0%
BCE (2004)	Eurozona	1999.I a 2004.I	Promedios históricos de tasas de mercado	2,0%
			Tasas <i>forward</i> en bonos 5 en 5	1,8%
			Modelos estructurales	3,9%
			Filtros de Kalman	2,0%
BCE (2014)	Eurozona	2006.1 a 2014.6	Tasas <i>forward</i> en bonos 5 en 5	0,6%
Gerdesmeier y Roffia (2003)	Eurozona	1985 a 2002	Regla de Taylor	1,0%
Constâncio (2016)	Eurozona	2013 a 2016	Semiestructural	-1,0%
			B-VAR	0,0%
			Tasas <i>forward</i> bonos	-0,6%
Goldby et al. (2015)	Reino Unido	1994 a 2015	DSGE (modelo Compass)	0,0%
Vlieghe (2016)	Reino Unido	1972 a 2014	Tasas <i>forward</i> en bonos 5 en 5 sin premios	4,0%
Basdevant et al. (2004)	Nueva Zelanda	1992 a 2003	Filtro Kalman; curva de rendimiento	[3,8 a 4,2%]
			Filtro Hodrick-Prescott multivariado	3,2%
			Semi-estructural	3,2%
Chetwin y Wood (2013)	Nueva Zelanda	1992 a 2012	Tendencia de tasas de mercado (3m. y 10a.)	[1,0 a 2,5%]
Richardson y Williams (2015)	Nueva Zelanda	1999 a 2015	Modelo de crecimiento neoclásico	4,7%
			Tasas bonos 5 en 5 sin premios por plazo	3,0%
			Tendencia bonos 5 en 5	3,8%
			Modelo keynesiano	3,9%
Magud y Tsounta (2012)	Brasil	2000 a 2013	Modelos de consumo	5,1%
	Chile		Paridad de tasas	2,0%
	México		Filtros HP	2,1%
	Perú		Reglas de Taylor	2,0%
	Otros (2)		Modelos de equilibrio IS	[2,2 a 3,8%]
Carrillo et al. (2017)	México	2009.I a 2016.III	Promedio tasas históricas	0,4%
			Regla de Taylor	1,4%
			Tasas <i>forward</i> bonos sin premios	1,2%
			Semiestructural	0,9%
			B-VAR	1,2%
Calderón y Gallego (2002)	Chile	1994.I a 2002.IV	Productividad marginal del capital	4,9%
			Paridad de tasas	3,5%
			Regla de Taylor	[4,0 a 5,1%]
			Tasas de bonos <i>forward</i> 5 en 5	4,9%
			Modelo basado en consumo	2,7%
Fuentes y Gredig (2008)	Chile	1995.I a 2007.IV	Paridad de tasas	[2,3 - 3,2%]
			Tasas de bonos <i>forward</i> 5 en 5	3,0%
			Filtro Kalman; curva de rendimiento	2,8%
			Modelo semiestructural	[2,1 - 3,5%]

Fuente: Elaboración de los autores.

(1) Corresponde a estimación de la última parte de la muestra de cada estudio.

(2) Considera otras economías latinoamericanas, como: Colombia, Costa Rica, Guatemala, Paraguay, República Dominicana y Uruguay.

### III. MÉTODOS DE ESTIMACIÓN DE LA TIRN

Esta sección presenta estimaciones de la TIRN para Chile. En primer lugar, consideramos mediciones de la TIRN en cada instante del tiempo, coherentes con la inferencia del PIB potencial y la meta de inflación. Puesto de otra manera: la dinámica de la TIRN es influida por *shocks* que no perduran más allá del ciclo económico normal. En segundo lugar, se examinan cálculos de la TIRN coherentes con la noción de equilibrio de largo plazo. Una aproximación indirecta a estas tasas largas se recoge de las expectativas de tasas de bonos de muy largo plazo (aunque no se puede descartar que factores de naturaleza más estructural de la economía potencialmente, le impriman alguna tendencia a la medida de la tasa neutral de largo plazo como, por ejemplo, una caída permanente de la tasa de natalidad.

#### 1. Medidas contemporáneas de la TIRN

*Precios de activos: bonos*

Una forma directa y simple de medir la TIRN es sobre la base de tasas *forward* en un horizonte no muy distante derivado de precios de activos financieros (bonos del Banco Central de Chile). En particular, una aproximación de dicha medida sería el observar una tasa *forward* 3 en 2 (tasa promedio de tres años dos años adelante). Esta medida permite aislar movimientos de muy corto plazo, dado que excluye cambios en las tasas de interés a plazos menores de dos años.

La lectura anterior sería correcta en el caso que las tasas de interés de mercado correspondieran al promedio de la tasa de corto plazo (tasa de política monetaria). No obstante, Ceballos et al. (2016) sugieren que las tasas de bonos del BCCh contienen premios por plazo, lo cual se traduce en que los movimientos de dichas tasas de interés no necesariamente respondan a cambios en la percepción de la trayectoria de la TPM sino a cambios en los premios por plazo.

En particular, las tasas nominales de bonos del BCCh se representan como sigue:

$$i_t(n) \approx \frac{1}{n} \sum_{i=1}^N E_t(trn_i) + pp_t(n) \quad (1)$$

donde con  $i_t(n)$  son las tasas de bonos a plazo de madurez  $n$  que pueden ser descompuestas en: (i) el componente de promedio de tasas cortas esperadas (tasas de riesgo neutral) denotado por  $trn_i$  (primer componente del lado derecho de la ecuación) el cual está asociado a la trayectoria esperada de la tasa de política monetaria, y (ii) el componente de premios por plazo denotado por  $pp_t(n)$ .

La descomposición de tasas se basa en predicciones de modelos *affine*, que permiten identificar el componente de tasas cortas esperadas, afines a un



conjunto de factores observados<sup>9</sup>. En nuestro caso seguimos la metodología propuesta por Ceballos et al. (2016). Para esto, los factores utilizados corresponden a los tres componentes principales de las tasas de interés, a mediciones de brecha de producto<sup>10</sup> y brecha de inflación a base de la medida del IPC total. Bajo este enfoque, se considera como TIRN tanto la tasa *forward* 3 en 2 observada, así como la medida que excluye premios por plazo.

#### *Regla de Taylor*

La regla de Taylor (1993), relaciona la tasa de política monetaria con desviaciones de la inflación y actividad sobre niveles de mediano plazo, así como el nivel de la tasa real y de inflación de largo plazo.

Basadas en la regla de Taylor (RT), se procede a estimar recursivamente la siguiente expresión con el objetivo de cuantificar la tasa de interés neutral nominal de largo plazo:

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1 - \rho) \left[ \alpha + \beta_\pi (\pi_t - \pi^*) + \beta_y (y_t - y^*) \right] + \varepsilon_t \quad (2)$$

donde  $i_t$  corresponde a la tasa de interés de política monetaria (TPM),  $\rho$  corresponde al grado de inercia con que el Banco Central ajusta la TPM,  $(\pi_t - \pi^*)$  denota la brecha de inflación definida como la diferencia entre la inflación y meta de inflación de 3%,  $(y_t - y^*)$  corresponde a la brecha producto reportada en BCCh (2015). En el caso de la brecha de inflación se utiliza dos medidas de inflación: (i) inflación total y expectativas de inflación a un año obtenidas de la Encuesta de Expectativas Económicas (EEE). Finalmente, el parámetro  $\alpha$  corresponde a la tasa nominal neutral (o tasa real más inflación de equilibrio). Así, se estima la ecuación (2) recursivamente desde enero del 2006 con muestra inicial desde enero del 2003.

Alternativamente, estimamos una versión prospectiva de la RT sobre la base de expectativas de crecimiento e inflación tomadas de la EEE a un año. La especificación corresponde a:

$$i_t = \alpha + \beta_\pi (\pi_t - \pi^*) + \beta_y (y_t - y^*) + \varepsilon_t \quad (3)$$

A diferencia de la especificación (2),  $i_t$  corresponde a la TPM esperada a un año,  $(\pi_t - \pi^*)$  denota la brecha de inflación definida como la diferencia entre la inflación esperada a un año y la meta de inflación de 3%, mientras  $(y_t - y^*)$  corresponde al desvío del crecimiento esperado a un año respecto del producto potencial. Al igual que en el caso anterior, el parámetro  $\alpha$  denota la tasa nominal neutral, la cual se estima en forma recursiva de igual forma que en el caso anterior.

---

9 En la práctica, se puede utilizar factores observables como no observables. Para más detalle, ver Ang y Piazzesi (2003).

10 Medidas basadas en un promedio de estimaciones de brechas presentadas en recuadro V.2 en el IPoM de septiembre del 2015.

### *Modelo semiestructural*

El modelo semiestructural, por su parte, extiende el trabajo de Fuentes y Gredig (2008) en las siguientes direcciones: (i) se incluye curvas de Phillips específicas para inflación sin alimentos ni energía (SAE) de transables y no transables, y (ii) se incluye expectativas de crecimiento de mediano y largo plazo siguiendo a Blagrove et al. (2015) y Albagli et al. (2015) que aplican el método a la economía chilena.

Como argumentan Fornero y Naudon (2016) para el caso de Chile, detrás del comportamiento de la inflación subyacente se esconde una evolución distinta de las inflaciones SAE de bienes (transables) y de servicios (no transables). Los autores sugieren que es conveniente modelar curvas de Phillips separadas para mejorar el ajuste a los datos, lo que permite un mejor desempeño predictivo en un horizonte de mediano plazo. La segunda extensión mitiga el conocido problema de “sesgo de final de muestra” que sufren los filtros estadísticos, los que empíricamente presentan las mayores revisiones en las colas de la muestra al estimarse en tiempo real (BCCh, 2015; Fuentes et al., 2008). En el estudio de Blagrove et al. (2015) se propone un filtro multivariado que se informa adicionalmente con expectativas de crecimiento de mediano y largo plazo provistas por *Consensus Forecasts* y *Global Consensus Forecasts*. El modelo entrega una inferencia del crecimiento del PIB potencial y de la TIRN de mediano plazo, coherente con la ausencia de presiones inflacionarias y con brechas cerradas.

Siguiendo a Blagrove et al. (2015), el modelo supone que la tasa de crecimiento del producto potencial,  $G_t$ , se puede desviar del crecimiento del PIB tendencial,  $G^{SS}$  pero, en el largo plazo, aquel converge al tendencial. Específicamente,

$$G_t = \theta G^{SS} + (1 - \theta) G_{t-1} + \varepsilon_t^G,$$

donde el crecimiento del PIB potencial del período depende del crecimiento anterior y del crecimiento tendencial. Además, un error iid. gaussiano  $\varepsilon_t^G \sim N(0, \sigma_G^2)$ , perturba la relación de crecimiento por lo que un *shock* en  $\varepsilon^G$  afecta transitoriamente el crecimiento potencial en el corto plazo<sup>11</sup>. Esta especificación presenta una diferencia respecto del trabajo de Fuentes et al. (2008) para Chile, el cual supone que el crecimiento del PIB potencial sigue un proceso de camino aleatorio, por lo que un *shock* en  $\varepsilon^G$  afecta permanentemente el crecimiento del potencial.

Siguiendo a Laubach y Williams (2003), la tasa de interés neutral de mediano plazo depende del crecimiento del PIB potencial (no del tendencial). Por lo tanto, cuando los *shocks* que afectan la economía se disipan, el crecimiento del PIB potencial y tendencial es igual una constante. Así, la tasa neutral de interés se dice que es coherente con el crecimiento de largo plazo y se interpreta como TIRN de largo plazo.

11 El parámetro  $(1-\theta)$  denota la persistencia en la convergencia a  $G^{SS}$ .

El modelo completo se explica en el apéndice C y los parámetros estimados se reportan en el apéndice C.

## 2. Medidas de TIRN de largo plazo

### *Precios de activos: bonos*

Al igual que en el caso de la TIRN de corto plazo o contemporánea, los precios de bonos del Banco Central de Chile dan luces respecto a una tasa de largo plazo de la economía. En particular, se calcula la tasa *forward* 5 en 5 (tasa promedio de cinco años cinco años adelante), la cual ha sido una medida estándar al referirse a tasas de muy largo plazo en la cual no prevalecen *shocks* de mediano plazo ni ciclos económicos. Al igual que en el caso anterior, nos basamos en la misma descomposición de tasa corta esperada y premios por plazo. Así, bajo este enfoque se utiliza la tasa *forward* observada y la medida que excluye premios por plazo. Nuevamente, el primer caso correspondería a una estimación de la cota superior de la TIRN, y la segunda correspondería a una medición de la cota inferior en el caso de premios por plazo positivos.

### *Paridad de tasas de interés*

Dada la característica de economía pequeña y abierta, este método permite inferir la tasa neutral interna a base de supuestos de riesgo soberano, de depreciación del tipo de cambio real y, más importante aún, respecto a la tasa neutral de equilibrio externa. Formalmente, la ecuación de paridad de tasas está dada por:

$$i_t \approx i_t^* + E(\varepsilon) + \rho$$

donde  $i_t$  corresponde a la tasa neutral interna,  $i_t^*$  a la tasa neutral externa,  $E(\varepsilon)$  corresponde a la expectativa de depreciación del tipo de cambio real definida como el desvío del tipo de cambio real *spot* respecto del promedio histórico, y  $\rho$  al premio por riesgo soberano interno. En el caso de la medida externa de tasa real neutral, se utilizarán dos medidas: (1) La tasa *forward* 10 en 10 implícita en los bonos del Tesoro de EE.UU. indexados a inflación (denominados TIIPS, por su sigla en inglés) y (2) La tasa *forward* 10 en 10 en tasas nominales de riesgo neutral (excluidos premios por plazo) a base de la metodología de Adrian et al. (2013). La primera medida es una tasa real que tiene premios, mientras la segunda es una tasa nominal a la cual se le resta la inflación de 2% de EE.UU. como *proxy* de la tasa real. En tanto, el riesgo soberano corresponde al promedio del CDS a cinco años de Chile.

## IV. RESULTADOS

Las estimaciones de la tasa neutral real se resumen en el cuadro 2. Se reporta el promedio, el máximo y el mínimo de las estimaciones de la tasa neutral de Chile contemporánea y de largo plazo, promedio anual desde el 2006 a la actualidad. Del examen de los resultados, destaca que, en ambos casos, las medidas de TIRN

han disminuido hasta niveles en torno a 1,2% en la medida contemporánea, y cercanos a 1,5% en la versión de largo plazo.

En segundo lugar, se aprecia una disminución significativa en los límites máximos de ambas versiones de TIRN, que contrasta con la menor variación en los límites inferiores.

En general, los valores máximos para la TIRN de corto y largo plazo, se alternan de acuerdo con la metodología estudiada donde, en varios casos, estuvo dominada en los métodos que observaban la TPM a diferencia de los valores mínimos, donde para todos los casos, fue el método de los bonos sin premios. Lo anterior se explica porque, históricamente, el promedio de la tasa de política monetaria real ha oscilado en torno al 0,7%<sup>12</sup>. La medida de TIRN basada en precios de activos (bonos de gobierno) que excluye bonos, metodológicamente converge a la media histórica de tasas de interés, lo cual, de acuerdo con la medida histórica de tasa real de política monetaria reportada, explica que sea el método que reporta la menor medida de TIRN entre las diferentes metodologías empleadas.

**Cuadro 2**

### Resumen de estimaciones de la TIRN

	TIRN contemporánea			TIRN de largo plazo		
	Mínimo	Máximo	Promedio	Mínimo	Máximo	Promedio
2006	1,1	3,4	2,0	1,0	3,5	3,2
2007	0,8	3,3	1,7	0,8	3,3	3,0
2008	0,0	4,0	1,6	0,2	3,9	2,4
2009	0,7	3,2	1,6	0,8	4,1	2,2
2010	0,7	3,5	1,6	1,0	4,2	2,4
2011	1,0	3,2	1,7	0,9	3,2	2,0
2012	1,3	2,6	1,7	1,0	2,5	1,8
2013	1,3	2,3	1,6	1,1	2,7	1,9
2014	1,0	1,9	1,4	0,7	2,4	1,4
2015	1,0	1,6	1,3	0,7	1,9	1,4
2016	1,0	1,4	1,2	0,8	1,8	1,4
2016.II	1,0	1,4	1,2	0,9	1,8	1,5

Fuente: Cálculo de los autores.

<sup>12</sup> El promedio de la TPM desde el 2001 ha sido 3,9%, mientras el promedio de la inflación efectiva y la esperada a un año de acuerdo con la EEE para el mismo período, ha sido de 3,3 y 3,1% respectivamente. Así, la tasa de política monetaria real se ha ubicado entre 0,6 y 0,8%, según dichas medidas.

## 1. Estimaciones de la TIRN contemporánea

En esta subsección nos concentramos en las estimaciones de la TIRN contemporánea<sup>13</sup>. En primer lugar, respecto a la estimación de la TIRN a base de precios de activos, calculamos dos medidas directas de tasa contemporánea derivadas de bonos del BCCh: la tasa *forward* 3 en 2 sobre la base de bonos reales (BCU) y la tasa *forward* al mismo plazo, en bonos nominales (BCP) ajustados por la meta de inflación, 3%. Estas medidas se ilustran en el gráfico A1, en el panel A. Se aprecia que ambos presentan una disminución importante desde el 2011. Es interesante excluir los premios por plazo de la medida de tasa *forward* nominal ajustada por inflación (panel B). Esta separación entrega una lectura distinta: la tasa *forward* presenta menor volatilidad y, más importante aún, registraba un aumento en el período posterior al 2011 y hasta el 2014, año desde el cual ha disminuido casi 1%. Así, la lectura anterior sugiere que una parte importante de la caída de las tasas de mercado ha sido explicada más por menores premios por plazo, que por causa de una menor tasa de interés esperada.

En segundo lugar, siguiendo el enfoque de la regla de Taylor, en el 2006 la TIRN se ubicaba en un rango de entre 1,5 y 2,0% para luego ajustarse a niveles en torno a 1,5% hasta el 2013, y a partir de entonces se aprecia una disminución hacia niveles en torno a 1%. (gráfico A2 en el apéndice A). Finalmente, el modelo semiestructural presentado en el gráfico A3 sugiere que la tasa real neutral ha experimentado un significativo descenso desde mediados del 2011 al ritmo que el crecimiento del PIB potencial se ha venido corrigiendo a la baja. En épocas de *boom* económico la TIRN ha alcanzado niveles de 3,4% anual, y en episodios deprimidos ha tocado niveles de 1%. El nivel actual de la tasa real neutral se encuentra en torno a 1%. El gradual descenso de la tasa neutral de Chile en el pasado reciente se alinea al descenso de las tasas neutrales de economías desarrolladas presentado por Holston et al. (2016).

Estas distintas medidas de TIRN de corto plazo se resumen en el cuadro 3, cuyos niveles, para fines comparativos, y dada la disponibilidad de la estimación, se analizan a partir del 2006. Para los períodos estudiados (2006-2008, 2009-2012 y 2013-2016) se observa un paulatino descenso en el promedio de las TIRN de corto plazo.

---

13 El apéndice A reporta las estimaciones detalladas de los modelos revisados.

Cuadro 3

## Estimación promedio de la TIRN de corto plazo

	Período		
	2006-2008	2009-2012	2013-2016
Activos financieros*	2,1	2,0	1,5
Regla de Taylor	1,7	1,5	1,3
Modelo S-S	2,9	2,7	1,6

Fuente: Elaboración de los autores.  
 \*Corresponde al promedio entre bono nominal y bono sin premio. Las estimaciones para el 2016 incluyen información disponible al segundo trimestre.

## 2. Estimaciones de la TIRN de largo plazo

En esta subsección se examinan las estimaciones de TIRN de largo plazo. En primer lugar, siguiendo el método de precios de activos financieros (apéndice B, gráfico B1), se comprende que las tendencias son similares a las reportadas en la sección anterior<sup>14</sup>. En efecto, las tasas *forward* 5 en 5 reales y nominales ajustadas por inflación sufren una caída sistemática desde el 2011 hasta menos de 200 puntos base. No obstante, al excluir los premios por plazo (panel B) se aprecia una TIRN estable, en torno al 1% durante gran parte de la muestra, a excepción del período de la crisis financiera global cuando se ubicó en torno a 0%. En segundo lugar, sobre la base del método de paridad de tasas se considera dos medidas alternativas de tasa neutral de largo plazo de EE.UU.: (1) la tasa *forward* 10 en 10 basada en bonos indexados a inflación<sup>15</sup> (TIIPS) y (2) la tasa *forward* 5 en 5 de bonos nominales descontando premios por plazo basados en Adrian et al. (2013) ajustados por inflación de 2%; ambas medidas se presentan en el gráfico B2 panel A. Un examen de esas mediciones sugiere que la tasa neutral local (panel B) se ubicaría recientemente entre 1 y 2%, registrando una caída respecto al período precrisis 2008 y 2013.

Al igual que en el caso de la estimación de la TIRN contemporánea, resumimos los resultados de la TIRN promedio de largo plazo, para el período 2006-2016, en el cuadro 4.

<sup>14</sup> Las estimaciones detalladas de la tasa neutral de largo plazo se presentan en el apéndice B.

<sup>15</sup> A diferencia del caso de Chile, donde el mercado no es tan profundo a plazos mayores de 10 años, se utiliza una medida de tasa externa de mayor plazo basados en bonos de 10 y 20 años indexados a la inflación de EE.UU.

**Cuadro 4****Estimación de la TIRN de largo plazo**

	Período		
	2006-2008	2009-2012	2013-2016
Activos financieros*	2,0	2,2	1,5
Paridad de tasas (TIIPS)	3,3	3,0	2,0
Paridad de tasas (Treasury)	2,6	1,2	1,2
* Corresponde al promedio entre bono nominal y bono sin premio. Las estimaciones para el 2016 incluyen información disponible al segundo trimestre.			

**V. CONCLUSIONES**

En esta nota revisamos las estimaciones de la tasa neutral distinguiendo entre la TIRN de mediano y de largo plazo.

En términos de la TIRN actual, se observa que la TIRN contemporánea se ubicaría en un rango de entre 1,0 y 1,4% y entre 0,9% y 1,8% en su versión de largo plazo. Se concluye que se ha corregido sustancialmente el límite superior o máximo: desde niveles de TIRN de largo plazo (contemporánea) de 4,2% (3,5%) estimados en el 2010 a 1,8% (1,4%) en el 2016. En cambio, la dinámica del límite inferior ha permanecido relativamente más estable, en niveles que desde el 2010 son parecidos a los actuales. Lo anterior es digno de mención, pues los métodos que dependen del crecimiento potencial determinan estimaciones del límite superior.

## REFERENCIAS

---

- Adrian, T., R. Crump y E. Moench (2013). "Pricing the Term Structure with Linear Regressions". *Journal of Financial Economics* 110(1): 110–38.
- Albagli, E., J. Fornero, A. Gatty, M. Kirchner, E. Luttini, A. Naudon, R. Tranamil y A. Yany (2015). "Producto Potencial Relevante para la Inflación". Minuta citada en *Informe de Política Monetaria*, septiembre.
- Ang, A. y M. Piazzesi (2003). "A No-Arbitrage Vector Autoregression of Term Structure Dynamics with Macroeconomic and Latent Variables". *Journal of Monetary Economics* 50: 745–87.
- Banco Central de Chile (2015). "Producto Potencial Relevante para la Inflación". *Informe de Política Monetaria*, septiembre.
- Banco Central Europeo (2004). "The Natural Rate Interest Rate in the Euro Area". ECB Monthly Bulletin, mayo.
- Banco Central Europeo (2014). "Real Interest Rates in the Euro Area: A Longer-Term Perspective". ECB Monthly Bulletin, Box 3, julio.
- Basdevant, O., N. Björkstén 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.
- Blagrove P., R. Garcia-Saltos, D. Laxton y Fan Zhang (2015). "A Simple Multivariate Filter for Estimating Potential Output". IMF Working Papers 15/79, Fondo Monetario Internacional.
- Calderón, C. y F. Gallego (2002). "La Tasa de Interés Real Neutral en Chile". *Economía Chilena* 5(2): 65–72.
- Carlstrom, C. y T. Fuerst (2016). "The Natural Rate of Interest in Taylor Rules". Federal Reserve Bank of Cleveland, Economic Commentary 2016-01.
- Carrillo, J., R. Elizondo, C. Alonso Rodríguez-Pérez y J. Roldán-Peña (2017). "What Determines the Neutral Rate of Interest in an Emerging Economy", Mimeo.
- Ceballos, L., A. Naudon y D. Romero (2016). "Nominal Term Structure and Term Premia: Evidence from Chile". *Applied Economics* 48(29): 2721–35.





Chetwin, W. y A. Wood (2013). “Neutral Interest Rates in the Post-Crisis Period”. Reserve Bank of New Zealand, Analytical Notes 2013/07.

Constâncio, V. (2016). “The Challenge of Low Real Interest Rates for Monetary Policy”. Charla pronunciada en el Simposio de Macroeconomía, Utrecht School of Economics, 15 de junio.

Dupor, W. (2015). “Liftoff and the Natural Rate of Interest”. Federal Reserve Bank of St. Louis, junio.

Fondo Monetario Internacional (2014). “Perspectivas globales de las tasas de interés reales” capítulo 3 en *World Economic Outlook*, abril.

Fornero J. y A. Naudon (2016). “Proyección de la Inflación en Chile: Una Visión Sectorial”. *Economía Chilena* 19(1): 4–19.

Fuentes, J. R. y F. Gredig (2008). “La Tasa de Interés Neutral: Estimaciones para Chile”. *Economía Chilena* 11(2): 47–58.

Gerdesmeier, D. y B. Roffia (2003). “Empirical Estimates of Reaction Functions for the Euro Area”. Documento de Trabajo N°206, Banco Central Europeo.

Goldby, M., L. Laureys y K. Reinold (2015). “An Estimate of the UK’s Natural Rate of Interest”. Bank Underground, Banco de Inglaterra, 11 de agosto.

Hofmann, B. y B. Bogdanova (2012). “Taylor Rules and Monetary Policy: A Global “Great Deviation?” BIS Quarterly Review, septiembre.


Holston, K., T. Laubach y J. Williams (2016). “Measuring the Natural Rate of Interest: International Trends and Determinants”. Federal Reserve Bank of San Francisco, Working paper 2016-11.

Laubach, T. y J. Williams (2003). “Measuring the Natural Rate of Interest”. Review of *Economics and Statistics* 85(4): 1063–70.

Lubik, T. y C. Matthes (2015). “Calculating the Natural Rate of Interest: A Comparison of Two Alternative Approaches”. Federal Reserve Bank of Richmond, Economic Brief 15-10.

Magud, N. y E. Tsounta (2012). “To Cut or Not to Cut? That is the (Central Bank’s) Question”. International Monetary Fund Working Paper 12/243.

Richardson, A. y R. Williams (2015). “Estimating New Zealand’s Neutral Interest Rate”. Reserve Bank of New Zealand, Analytical Notes 2015/057.



Taylor, J. (1993). “Discretion versus Policy Rules in Practice”. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 39: 195–214.

Vlieghe, G. (2016). “Monetary Policy Expectations and Long Term Interest Rates”. Charla pronunciada en el London Business School, 19 de mayo.

Yellen, J. (2015). “The Economic Outlook and Monetary Policy”. Charla pronunciada en The Economic Club of Washington, Washington, D.C.



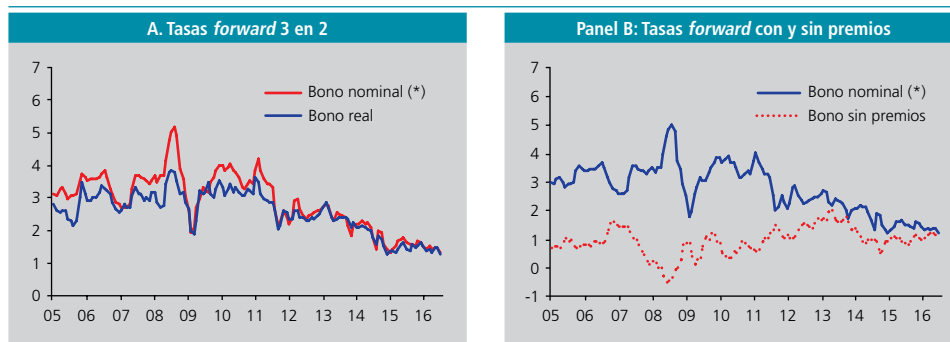
## APÉNDICE A

### ESTIMACIONES DE TIRN CONTEMPORÁNEA

Gráfico A1

#### TIRN a base de precios de activos financieros

(datos mensuales, porcentaje)



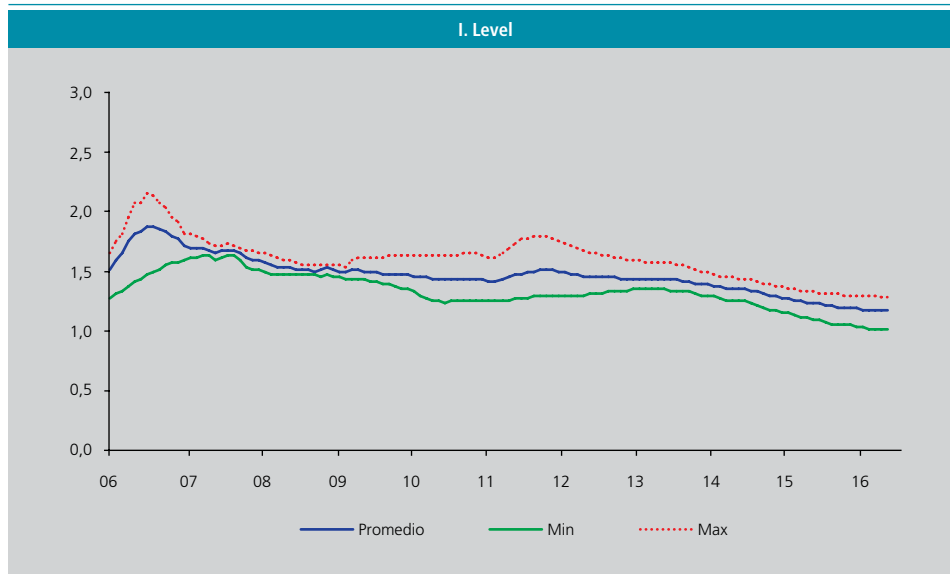
Fuente: elaboración propia.

(\*) Bono nominal BCP descontando inflación de 3%.

Gráfico A2

#### TIRN a base de la regla de Taylor (\*)

(datos mensuales, porcentaje)

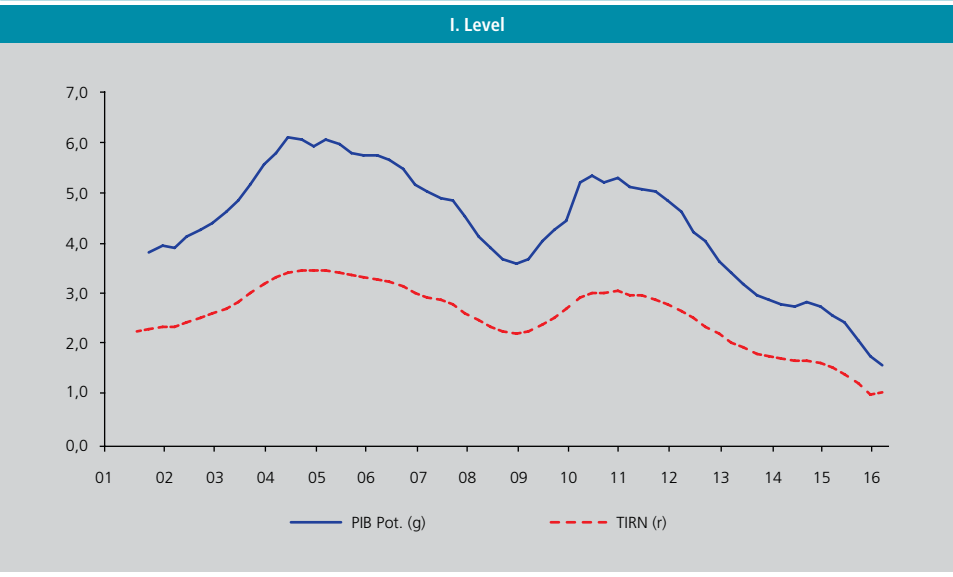


Fuente: elaboración propia.

(\*) Tasas corresponden a estimaciones nominales ajustadas por inflación meta de 3%. Línea negra corresponde a promedio de modelos.

Gráfico A3

TIRN estimada con modelo semiestructural (\*)  
(TIRN y crecimiento potencial var. t/t anualizada, porcentaje)



(\*) Datos trimestrales. "g" denota la tasa de crecimiento del PIB potencial y "r" la tasa de interés real neutral (modelo semiestructural). Las tasas de crecimiento de PIB potencial se calculan en tasas trimestrales anualizadas.

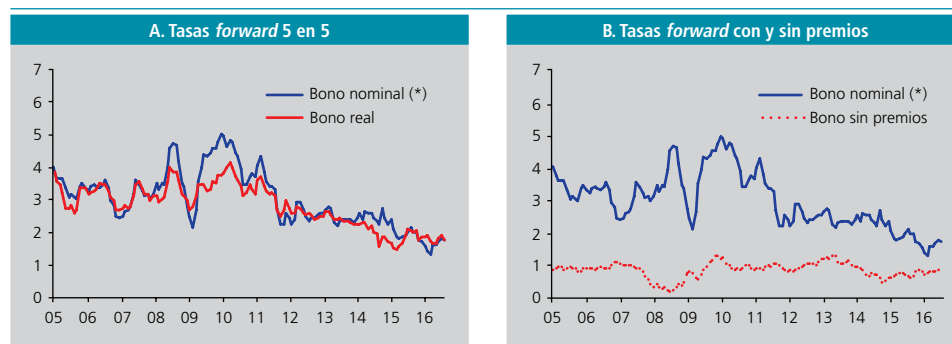
## APÉNDICE B

### ESTIMACIONES DE LA TIRN DE LARGO PLAZO

#### Gráfico B1

#### TIRN a base de precios de activos financieros

(datos mensuales, porcentaje)



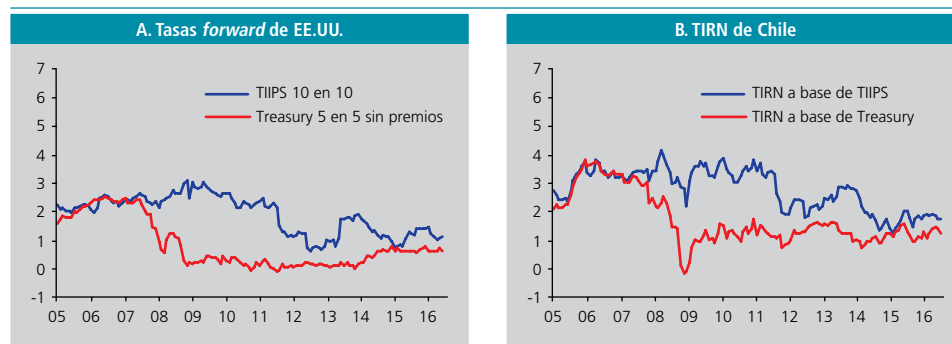
Fuentes: Bloomberg y elaboración propia.

(\*) Bono nominal BCP descontando inflación de 3%.

#### Gráfico B2

#### TIRN a base de paridad de tasas

(datos mensuales, porcentaje)



Fuentes: Bloomberg y elaboración propia.

(\*) Treasury corresponde a tasa forward 5 en 5 bonos nominales descontando inflación de 2%.

## APÉNDICE C

### MODELO SEMIESTRUCTURAL

El modelo semiestructural se compone de definiciones y ecuaciones de forma reducida. Primero, se define (en logaritmos) el nivel del PIB resto desestacionalizado ( $Y_t$ ) como la suma de la brecha y el nivel del PIB resto potencial (inobservable), es decir:

$$Y_t = y_t + \bar{Y}_t.$$

La dinámica del PIB resto potencial sigue un proceso con raíz unitaria:

$$\bar{Y}_t = \bar{Y}_{t-1} + G_t + \varepsilon_t^{\bar{Y}},$$

donde el crecimiento trimestral del PIB potencial ( $G_t$ ) es un proceso estocástico estacionario AR(1) que converge a la constante  $G^{SS}$  que es la tasa de crecimiento trimestral del PIB tendencial (cuando se estiman los parámetros,  $G^{SS}$  es parecida al crecimiento trimestral promedio de la muestra —pero no igual— porque se observan expectativas de crecimiento de largo plazo que ejercerán una influencia en la inferencia; ver Blaggrave et al. (2015) y Albagli et al (2015):

$$G_t = \theta G^{SS} + (1 - \theta)G_{t-1} + \varepsilon_t^G.$$

El error se supone gaussiano,  $\varepsilon_t^G \sim N(0, \sigma_G^2)$ ,  $(1 - \theta)$  denota la persistencia en la convergencia a  $G^{SS}$ . Nótese que, en general,  $G_t \neq G^{SS}$ .

La dinámica de corto plazo de la brecha actividad se describe por la curva IS:

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 (r_{t-1} - \bar{r}_{t-1}) + \varepsilon_t^{IS}$$

que depende de la brecha de actividad rezagada y de las condiciones financieras (brecha rezagada de tasa real) y de un *shock*  $\varepsilon_t^{IS} \sim N(0, \sigma_y^2)$ . Siguiendo a Laubach y Williams (2003), la TIRN de mediano plazo ( $\bar{r}_t$ ) depende directamente de la tasa de crecimiento del PIB potencial:

$$\bar{r}_t = cG_t + \varepsilon_t^r$$

donde  $c$  es un parámetro a estimar y  $\varepsilon_t^r \sim N(0, \sigma_r^2)$ .

Las curvas de Phillips particulares para los componentes SAE de bienes y

$$\pi_t^{bs} = \alpha_1^{\pi_{bs}} \pi_{t-1}^{bs} + \alpha^y y_{t-1} + \alpha^{tcr} tcr_{t-1} + \varepsilon_t^{\pi^{bs}}$$

$$\pi_t^{ss*} = v_1^{\pi_{ss*}} \pi_{t-1}^{ss*} + v^y y_{t-1} + v^{cmo} \pi_{t-1}^{cmo} + \varepsilon_t^{\pi^{ss*}}$$

Donde  $\pi^{bs}$  ( $\pi^{SS*}$ ) representa la inflación trimestral SAE de bienes (servicios excluyendo transporte) desviado de su promedio<sup>16</sup>. Nótese que el  $tcr$  (desvío logaritmo del TCR respecto a su media muestral) aparece en la ecuación de inflación de bienes y no en la de servicios. Los datos soportan esta especificación puesto que la estimación entrega un signo y valor estimado estadísticamente distinto de cero (apéndice C.2.). Análogamente, para la inflación SAE de servicios, es relevante la inflación salarial trimestral,  $\pi^{cmo}$ , medida por el costo de mano de obra de sectores resto (neto de la meta de inflación trimestral y el crecimiento del salario real promedio: 2,5%/4). Finalmente, los *shocks* iid perturban a estas curvas de Phillips; se interpretan como *shocks* de costos.

Siguiendo a Fuentes y Gredig (2008) y Albagli et al. (2015), el  $tcr$  y  $\pi^{cmo}$  siguen procesos exógenos AR(1). La inflación SAE (t/t), desviada de su meta trimestral (3%/4), es un promedio ponderado de la inflación SAE de bienes ( $\pi^{bs}$ ), la inflación SAE de servicios excluyendo transporte ( $\pi^{SS*}$ ) y la inflación SAE de servicios de transporte ( $\pi^{trsp}$ )<sup>17</sup>, esta última modelada exógenamente.

Siguiendo a Blagrove et al. (2015), se observan adicionalmente expectativas de crecimiento de *Consensus Forecasts* y el *Global Consensus Forecasts* para el corto y el largo plazo, respectivamente<sup>18</sup>.

Las expectativas ayudan a mitigar el problema de incertidumbre del final de la muestra típico de todo filtro estadístico. Se incluyen las siguientes ecuaciones de medición:

$$\pi_{t+j}^e = E_t \pi_{t+j} + \varepsilon_{t+j}^{\pi^e} \text{ para } j = 0, 1 \text{ (inflación esperada en 2016 – 17)}$$

$$dY_{t+j}^e = E_t dY_{t+j} + \varepsilon_{t+j}^{dY^e} \text{ para } j = 0, 1, \dots, 4 \text{ (crec. esperado en 2016 – 20)}$$

$$\overline{dY}_{t+j}^e = \frac{1}{5} \sum_{j=5}^9 E_t dY_{t+j} + \varepsilon_{t+j}^{\overline{dY}^e} \text{ para } j = 0, 1, \dots, 4 \text{ (crec. promedio esperado en 2021 – 25)}$$

Obsérvese que el modelo supone que la tasa real *ex ante* es exógena, siguiendo el trabajo de Fuentes y Gredig (2008), Laubach y Williams (2003) y las actualizaciones de este trabajo. Una alternativa de modelación más completa y elegante consiste en suponer: (i) una regla de Taylor que determina la tasa de política monetaria *nominal* (TPM) en función de la inflación y la brecha siguiendo una Regla de Taylor estándar; (ii) la tasa real es la tasa de interés nominal neta de la inflación a un año (ecuación de Fisher). Esta y otras especificaciones alternativas se han estimado y concluimos del análisis que los resultados de TIRN obtenidos son robustos y cuantitativamente parecidos.

16 La inflación SAE de bienes (servicios sin costos de transporte) ha tenido una variación anual promedio de 0,9% (4%) entre el 2001.I y el 2016.II. Implícitamente representaría la meta anual de dicha inflación, por lo que la meta trimestral es 0,225% (1%).

17  $\pi_t^{sae} = \lambda_1 \pi_t^{bs} + \lambda_2 \pi_t^{ss*} + (1 - \lambda_1 - \lambda_2) \pi_t^{trsp}$  donde  $\lambda_1 = 0,396$  y  $\lambda_2 = 0,541$ , resultan de utilizar la canasta de referencia del IPC 2013. Para una definición de los ítems considerados bienes y servicios, ver Fornero y Naudon (2016), apéndice A.

18 Por simplicidad omitimos las relaciones del mercado laboral sugeridas por Blagrove et al. (2015). Los resultados son robustos si las incluimos.

## DATOS

La estimación de los parámetros resulta del uso de métodos bayesianos. La muestra comprende el período de metas de inflación: 2001.III a 2016.II.

Las variables observables son:

nivel de PIB sectores resto desestacionalizado por CC.NN., en logaritmos ( $Y_t$ ).

inflación (variación t/t) IPC SAE desestacionalizado con método X-13 ( $\pi_t^{sae}$ ), menos 3%/4.

inflaciones (variación t/t) IPC SAE bienes ( $\pi_t^{bs}$ ) y servicios —excluye servicios de transporte ( $\pi_t^{ss*}$ ), desestacionalizados con método X-13, menos promedios muestrales.

Tipo de cambio real, en logaritmos. Diferencia respecto del logaritmo de promedio muestral ( $tcrt$ ).

Inflación (variación t/t) del costo de mano de obra de sectores resto desestacionalizado con método X-13 ( $\pi_t^{cmo}$ ), en desvíos respecto de la meta de inflación trimestral más el promedio de crecimiento t/t del salario real, 2,5%/4.

Expectativas de crecimiento e inflación a dos años. Fuente: *Consensus Forecast* (publicación de agosto del 2016).

Expectativas de crecimiento a cinco y diez años. Fuente: *Global Consensus Forecast* (publicación de octubre del 2015, último disponible).

La tasa real es la TPM menos las expectativas de inflación a un año de la Encuesta de Expectativas Económicas del Banco Central de Chile.

### Cuadro C1

#### Principales parámetros del modelo semiestructural

Parámetro		Densidad "a priori"			Moda posterior *
		Dist.	Media	Desv. est.	
$\theta$	Vel. ajuste crecimiento	beta	0,15	0,10	0,054
$4G^{ss}$	Crec. de largo plazo (a/a)	unif	0,05	0,03	0,035
$\phi_1$	AR(1) brecha PIB	beta	0,7	0,10	0,805
$\phi_2$	Elastic. Gap TPMR a brecha	norm	-0,086	0,05	-0,040
$\alpha_{nbs}$	Persist. IPCSAE bienes	beta	0,35	0,10	0,485
$\alpha_y$	Elastic. brecha a IPCSAE bienes	norm	0,05	0,03	0,072
$\alpha_{tcr}$	Elastic. TCR a IPCSAE bienes	norm	0,08	0,05	0,022
$v_{nss}$	Persit. IPCSAE Ss. ST.	beta	0,35	0,10	0,242
$v_y$	Elastic. Brecha a IPCSAE Ss ST.	norm	0,2	0,10	0,096
$v_{nw}$	Elastic. Salarios a IPCSAE Ss. ST	norm	0,05	0,10	0,097
c	Elastic. crec. potencial a TIRN	gamma	2,99	0,70	2,225

Fuente: Elaboración propia.

\* Entre paréntesis, desviación estándar.

\*\* Estimación bayesiana. Muestra de 2001.III a 2016.II.