

INVERSIÓN Y CRECIMIENTO TENDENCIAL DE MEDIANO PLAZO EN CHILE

Autores: Gabriela Contreras
Emiliano Luttini

Septiembre 2016

1. INTRODUCCIÓN

En esta minuta se hace una revisión a los supuestos de contribución del capital en el cálculo del crecimiento tendencial para los sectores resto de la economía chilena. En el IPoM de Septiembre 2015 se asumió que la tasa de crecimiento del capital sería igual a la del PIB, dado que la razón entre capital y producto del sector resto ha sido relativamente estable desde principios de los 2000. En el presente trabajo se cambia este supuesto, motivado por dos razones. Primero, la marcada reducción de la inversión agregada que, de cumplirse las proyecciones para 2016, marcaría su tercer año consecutivo de contracción. Segundo, el hecho que el período a partir de los 2000 está fuertemente influenciado por el *boom* de la minería, por lo que podría no ser representativo de lo que ocurrirá en un contexto de menores precios del cobre.¹ Ambos factores podrían implicar que la razón capital a PIB en los sectores resto supuesta en el ejercicio del 2015 sea demasiado alta hacia el futuro, y que por tanto, la contribución del capital al crecimiento tendencial termine siendo menor a lo anticipado.

El crecimiento tendencial de mediano plazo mide la capacidad de crecimiento de una economía en un escenario sin shocks y donde los factores productivos se usan de manera “normal”.² En el IPoM de Septiembre de 2015, se estimó el crecimiento del producto tendencial de mediano plazo para Chile utilizando un modelo de función de producción Cobb-Douglas para el sector resto de la economía, donde el producto depende del capital, el trabajo (ajustado por calidad y participación de la fuerza laboral) y la eficiencia de uso de los factores productivos. Dicho enfoque proyecta por separado el crecimiento de cada uno de los componentes que entran en la función de producción, y luego los agrega para llegar a la estimación del crecimiento del producto tendencial resto.

Respecto al IPoM de Septiembre de 2015, se mantienen los supuestos de proyección del crecimiento del trabajo³ y de la productividad total de los factores (PTF),⁴ revisando solamente el supuesto de crecimiento del capital. Para esto, el presente trabajo desarrolla un ejercicio que estudia los determinantes de largo plazo de la inversión mediante un modelo de corrección de errores (VEC), que considera una relación de largo plazo entre la razón

¹ Debido, por ejemplo, a *spillovers* positivos entre la inversión minera y otros sectores de la economía, tales como la construcción.

² Para una definición más extensa ver Albagli y Naudon (2015). Cabe destacar que el concepto de crecimiento tendencial es muy similar al que calcula el Comité Consultivo convocado por el Ministerio de Hacienda para la determinación de los parámetros de la regla fiscal.

³ En el IPoM de Septiembre de 2015, se asumió que el crecimiento de las horas trabajadas y el retorno a la educación converge hacia niveles coherentes con países de la OCDE. Estos supuestos de convergencia no son sensibles a elementos transitorios que puedan afectar a la economía.

⁴ Ver De la Huerta y Luttini (2016), quienes presentan diversos antecedentes que respaldan la decisión de mantener la proyección de crecimiento de la PTF en 1% anual.

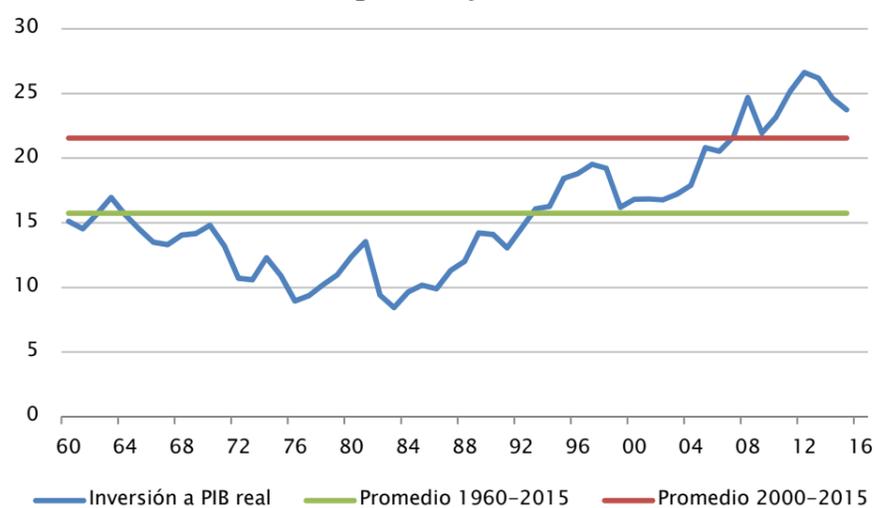
inversión a producto para la economía agregada, una constante y el costo de uso del capital. Esto resulta en un crecimiento del PIB tendencial resto de 3.3% promedio para los siguientes cinco años.

En la sección 2 presentamos el modelo VEC para la inversión total. La sección 3 agrega los componentes del crecimiento para llegar a la estimación del crecimiento del producto tendencial resto para los siguientes cinco años. La sección 4 presenta conclusiones.

2. DETERMINANTES DE LARGO PLAZO DE LA INVERSIÓN

En esta sección se estudian los determinantes de largo plazo de la inversión, de forma de revisar el supuesto de crecimiento del capital resto que se incluye en la proyección del crecimiento del producto tendencial resto. Debido a que la razón entre capital y PIB en los sectores resto se ha mantenido relativamente estable desde principios de los 2000, en el IPoM de Septiembre de 2015 se asumió que su tasa de crecimiento sería igual a la del producto hacia adelante. Sin embargo, este período de análisis, marcado por el *boom* de la minería, podría no ser representativo para proyectar en un escenario futuro con menores precios de cobre. En efecto, una perspectiva de más largo plazo revela que el cociente entre inversión real y PIB real para la economía agregada desde 1960 ha sido significativamente menor al observado a partir del año 2000 (**gráfico 1**). Además, la marcada reducción de la inversión agregada en los últimos tres años da un fundamento adicional para revisar el supuesto de proyección del crecimiento del capital resto.

Gráfico 1: Razón de inversión real a PIB real, economía agregada, 1960-2015 (porcentaje, %)



Fuente: Banco Central de Chile

La metodología escogida para estudiar los determinantes de largo plazo de la inversión es un modelo de corrección de errores (VEC) que considera una relación de largo plazo (vector de cointegración) entre la razón inversión a PIB para la economía agregada (I/Y), una constante, y el costo de uso del capital (v). El costo de uso

de capital depende de la tasa de interés real (r), la depreciación del capital (δ), el precio del capital relativo al producto ($\frac{pk}{py}$) y la expectativa de inflación del precio relativo del capital:⁵

$$v = \frac{pk}{py} \left(r + \delta - E \left[\frac{\Delta pk/py}{pk/py} \right] \right)$$

Esta relación de cointegración de largo plazo se deriva de la teoría neoclásica a partir de la maximización de utilidades de la firma (Π):

$$\Pi = F(K, L) - vK + \sum \omega_i L_i,$$

donde $F(K, L)$ es la función de producción, K es el capital, L_i son otros factores productivos y ω_i son los pagos por estos insumos. Asumiendo una función de producción CES, la condición de primer orden se transforma en:

$$\frac{K}{Y} = \left(\frac{\alpha}{v} \right)^\sigma,$$

donde α es la proporción del capital en la función de producción y σ es la elasticidad de sustitución entre factores.

De esta relación se deriva la ley de movimiento del capital:

$$\ln(I/Y) = \ln \left(\frac{\Delta K + \delta K}{Y} \right) = \ln \left(\frac{\Delta K}{K} + \delta \right) + \ln \left(\frac{K}{Y} \right) = \ln(\alpha^\sigma (g_k + \delta)) - \sigma \ln(v),$$

donde g_k es la tasa de crecimiento del capital. Es decir, en el largo plazo el logaritmo de la razón entre inversión y producto en la economía agregada se relaciona negativamente con el logaritmo del costo de uso del capital, lo que se confirma en los datos (**gráfico A.1**).

Así, el modelo se basa en un vector autorregresivo (VAR) donde cada variable depende de sus rezagos y de *shocks* locales y externos, además de responder a los desvíos de la relación de largo plazo. Como *shock* local consideramos el retorno trimestral del Índice de Precio Selectivo de Acciones (IPSA), que sirve de proxy de las expectativas de los agentes locales.⁶ Dentro de los *shocks* externos, que conforman un bloque exógeno dentro del VAR, incluimos el PIB de EE.UU., como proxy de la demanda externa, y la inversión minera de Australia, como proxy de la inversión minera de Chile. La serie chilena no se utiliza por su rezago de publicación de dos años y por estar disponible solamente en frecuencia anual.

El VEC es estimado para la muestra trimestral entre 1987.T3 y 2016.T1, con dos rezagos. Los principales resultados del ejercicio son los siguientes. Primero, existe en efecto una relación de cointegración entre la razón inversión a PIB y el costo de uso del capital. Es decir, hay una relación de largo plazo estable entre los movimientos de la razón de inversión a producto y el comportamiento del costo de uso. Mayores costos de uso se asocian a una menor razón de inversión a producto. Segundo, la serie de inversión responde a desvíos de la

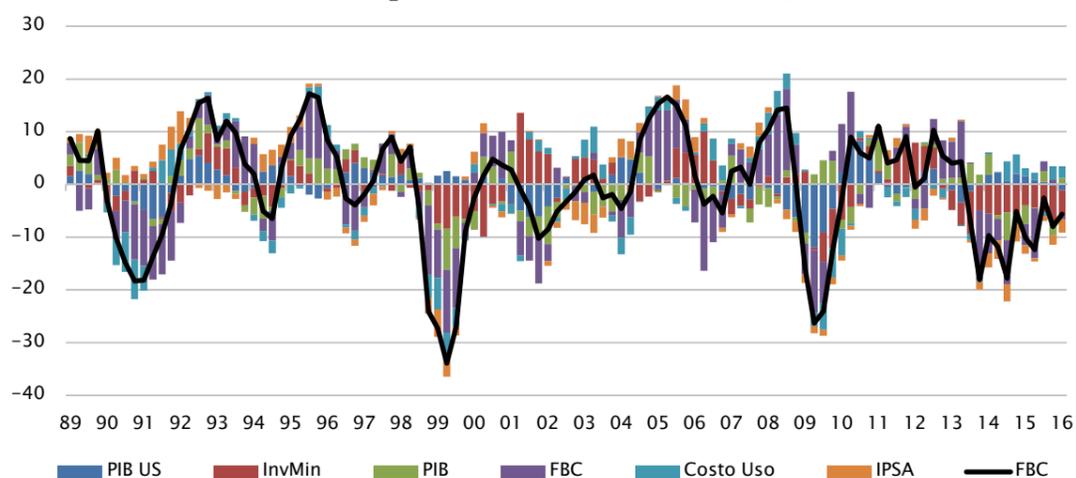
⁵ El costo de uso del capital es el costo de oportunidad de mantener recursos en la forma de capital. Por ello crece en el precio relativo del capital (el precio al cual podría vender mi capital hoy), la tasa de interés (que representa el uso alternativo que se podría dar a esos recursos), y la tasa de depreciación (la pérdida de capacidad productiva del capital en el período), pero decrece en la inflación esperada del precio del capital (si el precio relativo sube, mi capital será más valioso mañana).

El precio relativo del capital a producto se obtiene de la razón entre los deflatores de la formación bruta de capital fijo y del PIB para el agregado de la economía. La expectativa de inflación del precio relativo del capital se calcula mediante un filtro HP de la serie de inflación efectiva. Como tasa de interés real se utiliza la tasa de colocaciones reajustable de 30 a 89 días por su disponibilidad para períodos más largos. La tasa de depreciación del capital se obtiene de las tablas de vida útil de capital de Henríquez (2008).

⁶ Se elige esta variable en vez de los resultados de la encuesta del Indicador Mensual de Confianza Empresarial (IMCE) debido su disponibilidad para la muestra completa. Se asume que los retornos del IPSA no se ajustan a las desviaciones de la relación de largo plazo.

relación de largo plazo en forma estadísticamente significativa, cerrando la mitad de la brecha con dicha relación en aproximadamente un año. Tercero, coherente con la intuición, la inversión fue mayor a lo predicho por la relación de largo plazo durante la mayor parte del *boom* de inversión minera entre 2005-2013, lo que estaría capturando el efecto del alto precio de las materias primas y su *spillover* positivo en el resto de la economía (**gráfico A.2**). Para el período posterior a 2014, si bien la inversión está por debajo de la relación de largo plazo, la diferencia es relativamente moderada.⁷ Esta caída se ha debido a la contribución negativa de las expectativas (IPSA), de la inversión minera y del componente autónomo de la inversión. Estos efectos no logran ser compensados por el impulso positivo del bajo costo de uso del capital, asociado a las bajas tasas de interés en este período (**gráfico 2**).

Gráfico 2: Descomposición histórica de inversión real, economía agregada, 1989-2016
(desvío de promedio de crecimiento anual, %)



Fuente: Cálculos propios a partir de BCCh y Bloomberg.

3. PROYECCIÓN DE INVERSIÓN Y PIB TENDENCIAL

El ejercicio de la sección anterior muestra que la inversión agregada de la economía fue mayor que lo predicho por sus fundamentales de largo plazo durante el *boom* del precio de materias primas, pero que las contracciones de la inversión en los últimos años han acercado la razón entre inversión y producto a niveles coherentes con dichos fundamentales. En conclusión, de no cambiar significativamente el costo de uso del capital, el ejercicio sugiere que la razón inversión a PIB debería permanecer en niveles similares a los actuales en el mediano plazo.

Para formalizar esta intuición, desarrollamos un ejercicio de proyección usando los resultados de la estimación del VEC de la sección anterior. Específicamente, para los años 2016 y 2017 se utilizan como datos efectivos las proyecciones internas de inversión, consistentes con las proyecciones de mediano plazo del presente IPoM.⁸ Luego, para el período 2018-2021 se proyecta la inversión total con las dinámicas del modelo VEC.

⁷ En lo reciente, el residuo negativo de la relación de largo plazo es menor a una desviación estándar de la serie e inferior a lo observado períodos anteriores de contracción de la inversión, tales como en 1991 y 1999 (crisis asiática).

⁸ La inversión resto excluye los sectores de minería y de electricidad, gas y agua (EGA).

El ejercicio requiere suponer una trayectoria futura para el costo de uso del capital. Para ello, se mantienen en los niveles actuales la depreciación del capital y el precio relativo del capital, y se asume que la tasa de interés se mueve según los movimientos esperados de la tasa de política monetaria implícitos en el presente IPoM.

Por último, la inversión resto se obtiene de asumir una trayectoria futura para la inversión minera y de EGA, donde se asume que estos sectores crecerán como en el período 1996-2004, previo al *boom* minero.⁹

La **tabla 1** muestra las estimaciones para el crecimiento del PIB y el PIB tendencial que surgen de proyectar con esta metodología.¹⁰ Para el crecimiento tendencial de la PTF del PIB resto se mantiene la proyección de 1% en los siguientes cinco años, número similar a su crecimiento promedio entre 1997 y el 2015¹¹.

La contribución del trabajo se calcula con la misma metodología utilizada en la proyección de septiembre del 2015. Su valor cae marginalmente para el quinquenio 2017-2021, debido a la convergencia hacia valores demográficos de largo plazo. Como se documentó en Albagli et al. (2015), se espera que la población en edad de trabajar crezca 1%, a lo que se añade que la tendencia secular a reducir las horas trabajadas restará del orden de 0,4% al crecimiento de las horas totales. Estos efectos serán compensados por una mayor participación laboral de la mujer y por la mayor calidad del empleo, que sumarán 0,2 y 0,7%, respectivamente. Con esto, las horas totales ajustadas por calidad aportarán 0,8% al crecimiento del PIB tendencial.

El ejercicio de proyección del VEC lleva a revisar a la baja la contribución del crecimiento del capital para el siguiente quinquenio. Hace un año, se esperaba que el capital de los sectores distintos de RR.NN. creciera en promedio 3,6% entre el 2016 y 2020, lo que se redujo a 3,2% para el quinquenio 2017-2021. Esto, en parte importante por la mayor debilidad esperada para este año y el próximo en el nuevo escenario base. Ello reduce la contribución esperada del crecimiento del capital al crecimiento del PIB de 1.7% a 1.5%. Hacia adelante, la proyección del VEC sugiere que la recuperación de tasas de crecimiento más cercanas al tendencial, unido al bajo costo de uso del capital, debería ayudar al aumento de las tasas de crecimiento del capital hacia niveles similares a los esperados previamente.

⁹ Además, usa un supuesto de crecimiento del PIB de EE.UU. de 2% anual.

¹⁰ En el **Gráfico A.3** del **Anexo 2** se incluye la implicancia que tiene para el crecimiento de la productividad del trabajo (PIB resto dividido por empleo ajustado por horas) y como se compara con el promedio histórico de los últimos años.

¹¹ Para una discusión detallada, ver De la Huerta y Luttini (2016).



Tabla 1: Proyección de crecimiento del PIB tendencial para los cinco años siguientes (porcentaje)

	Crecimiento Tendencial(*)			En Contribución al crec. PIB Resto		
	PIB	Recursos Naturales	Resto	PTF	Horas Trabajadas	Capital
Septiembre 2015	3,5	2,9	3,6	1,0	0,9	1,7
Septiembre 2016	3,2	2,9	3,3	1,0	0,8	1,5

(*) RR.NN. pondera 12,1% del PIB total. Se asume que IVA y derechos de importación crecen a la misma tasa que el PIB Resto. La participación del trabajo en el PIB resto, parámetro α , es 52%.

Fuentes: Cálculos propios y Albagli et al. (2015).

4. CONCLUSIONES

A partir de un ejercicio que estudia los determinantes de largo plazo de la inversión mediante un modelo de corrección de errores (VEC), concluimos que existe una relación de cointegración entre la razón inversión a producto y el costo de uso del capital. La serie de inversión responde rápidamente a desvíos de la relación de largo plazo, cerrando la mitad de la brecha con dicha relación en aproximadamente un año. Este modelo puede usarse para realizar una proyección de la razón inversión a PIB anclada a un supuesto de costo de uso del capital en el mediano plazo. Ello permite realizar una estrategia de proyección alternativa al supuesto de proyección del crecimiento del PIB tendencial resto del IPoM de Septiembre de 2015, donde se supuso que la razón capital a PIB en los sectores resto se mantendría constante.

A partir de las estimaciones del modelo VEC, encontramos que si bien en el período posterior al *boom* minero la inversión está por debajo de la relación de largo plazo, esta diferencia es relativamente moderada. Por ende, de no cambiar significativamente el costo de uso del capital, la razón de inversión a producto debería permanecer en niveles similares a los actuales en el mediano plazo.



Esta intuición es corroborada mediante un ejercicio de proyección de la inversión total, que toma como datos las proyecciones implícitas en este IPoM para los próximos dos años y que entre 2018 y 2021 proyecta con las dinámicas del modelo VEC, incluyendo un ajuste en el costo de uso de capital por el proceso de normalización de la política monetaria. Este ejercicio resulta en una leve corrección hacia abajo en el crecimiento del PIB tendencial resto, de 3.5% a 3.3% promedio para el quinquenio 2016-2021. Esta caída se debe principalmente al efecto en los primeros años de la proyección de la caída en la inversión minera y su *spillover* sobre el resto de la economía. Hacia fines del horizonte de proyección, los niveles de crecimiento tendencial son similares a lo estimado previamente.

REFERENCIAS

Albagli, E., y A. Naudon (2015). “¿De qué hablamos cuando hablamos de producto potencial?” Mimeo, Banco Central de Chile.

Albagli, E., Contreras, G., De la Huerta, C., Luttini, E., Naudon, A. y F. Pinto (2015). “Crecimiento Tendencial de Mediano Plazo en Chile” Mimeo, Banco Central de Chile.

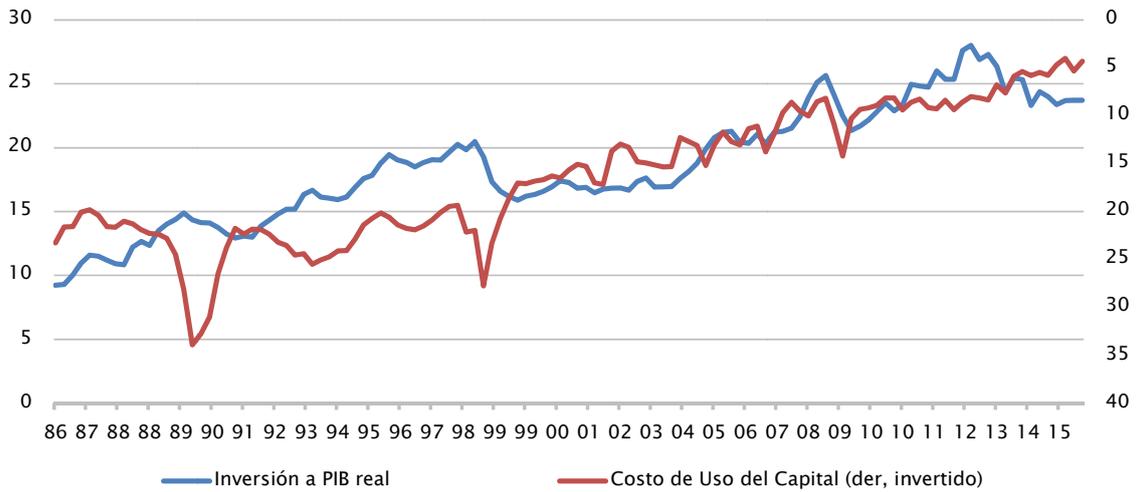
De la Huerta, C. y E. Luttini (2016). “Productividad Total de Factores en Chile: Análisis Sectorial y Proyecciones”, Mimeo, Banco Central de Chile.

Henríquez, C. (2008). “Stock de capital en Chile (1985-2005): Metodologías y resultados”, Estudios Económicos Estadísticos N°63, Banco Central de Chile.



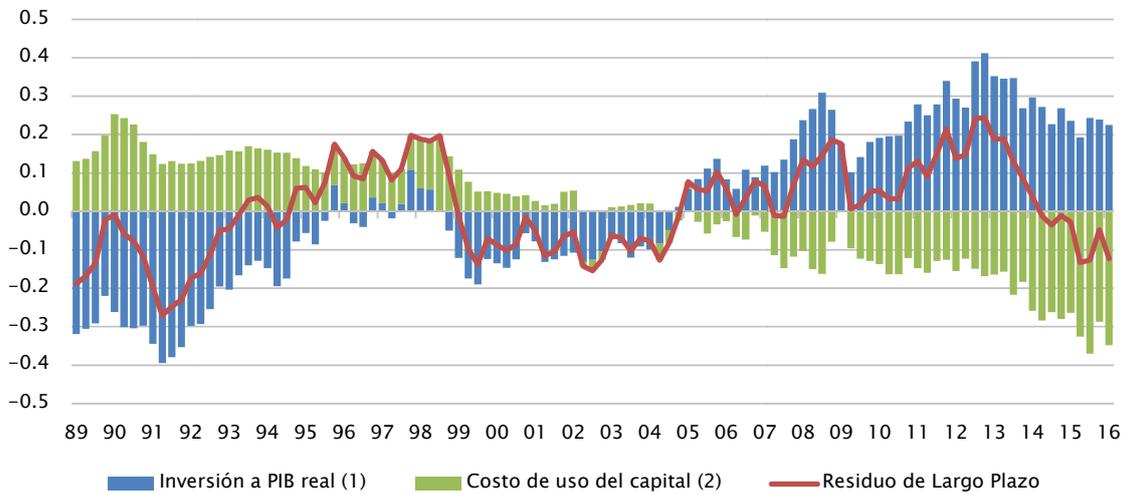
ANEXO 1

Gráfico A.1: Razón inversión a PIB y costo de uso del capital, economía agregada (porcentaje, %)



Fuente: Cálculos propios a partir de BCCh.

Gráfico A.2: Residuo de Relación de Largo Plazo



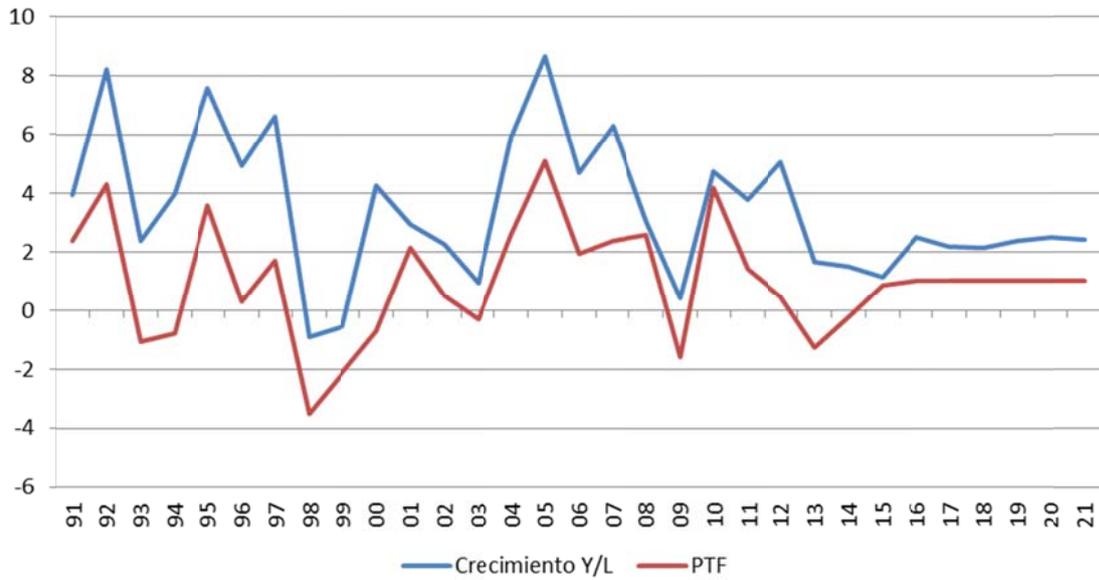
Nota: (1) Desvío respecto a promedio del logaritmo de razón inversión a producto de la economía agregada.
(2) Desvío respecto a promedio del logaritmo de costo de uso del capital por coeficiente de largo plazo.

Fuente: Cálculos propios a partir de BCCh y Bloomberg.



ANEXO 2

Gráfico A.3: Crecimiento Productividad del Trabajo y PTF.



Fuente: Cálculos propios a partir de BCCh.



Estimación de la tasa real neutral en Chile

Luis Ceballos

Jorge Fornero

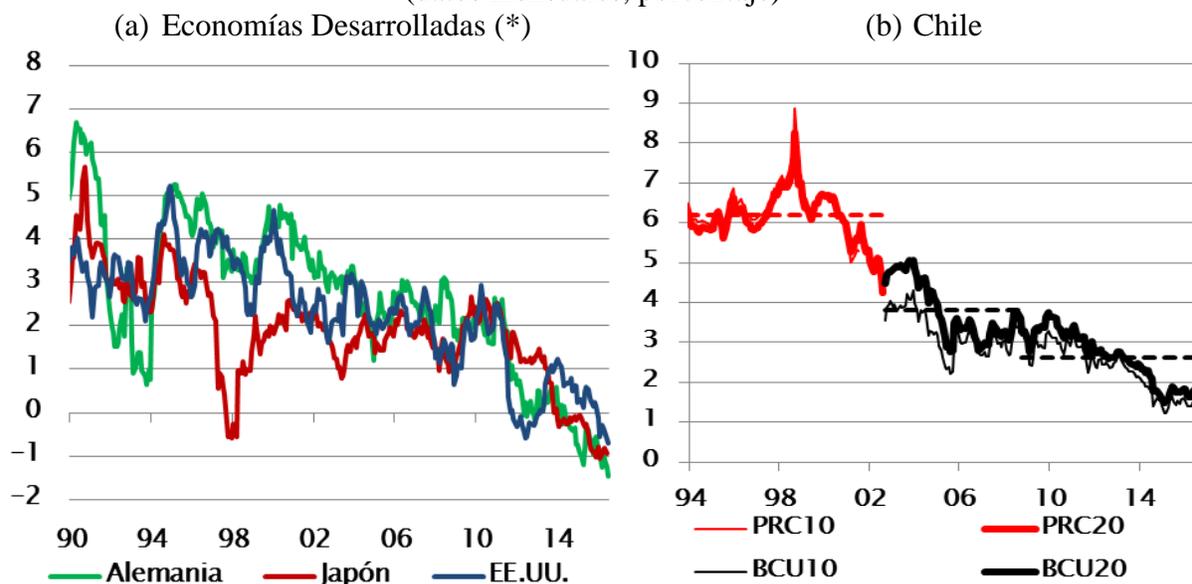
Andrés Gatty

Gerencia de Análisis Macroeconómico¹

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 es, sin duda, reflejo de 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 plazo². 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 (ver gráfico 1).

Gráfico 1: Tasas reales de largo plazo
(datos mensuales, porcentaje)



(*) Tasas bonos nominales ajustadas por IPC Core
Fuentes: Banco Central de Chile, Bloomberg y OCDE

¹ Se agradecen los comentarios y sugerencias de Alberto Naudon y Miguel Fuentes. Aprobada para distribución por Miguel Fuentes.

² Ver Recuadro I.1, IPoM diciembre 2015



A lo anterior, se agrega que diferentes mediciones de PIB potencial en las principales economías se han revisado a la baja recientemente³. En este contexto internacional, las tasas de largo plazo locales han mostrado similar tendencia. Asimismo, en el IPoM de septiembre de 2015 e IPoM actual, se revisó a la baja el crecimiento del PIB potencial⁴.

La evidencia anterior sugiere que la tasa de interés real neutral (TIRN) en Chile podría haber disminuido en el periodo posterior a la crisis financiera de 2008. ¿Qué entendemos por tasa de interés real neutral? Es aquella tasa de interés coherente un equilibrio en la economía. En otras palabras, se tiene una TIRN asociado 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 equilibrio de largo plazo donde se han disipado todos los shocks (aunque factores demográficos pueden influir en una leve tendencia).

El objetivo de esta minuta es actualizar las estimaciones de la TIRN para Chile en base a métodos recurrentes en la revisión internacional, en particular posterior a 2008. Así, nuestro análisis hace uso ecléctico de los métodos disponibles de estimación de la TIRN. De acuerdo a la evidencia previa de Chile, estimaciones de la TIRN han descendido desde un nivel de 6,2% a mediados de los '90 hacia niveles en torno al 2,0% hacia mediados de 2012. Los resultados de esta minuta sugieren que la TIRN contemporánea se ubica en el rango 1,0 a 1,4%, mientras que la medida de largo plazo en un rango de 0,9 a 1,8% en lo reciente.

La sección II presenta la revisión de la literatura internacional y local. La sección III describe brevemente las metodologías de estimación aplicadas. La sección IV reporta los principales resultados y la sección V concluye.

II. Revisión de la literatura

II.1 Internacional

Un trabajo ampliamente citado que estima la TIRN para EE.UU. es Laubach y Williams (2003). Los autores plantean un modelo semi-estructural donde la TIRN del crecimiento potencial. El resto del modelo incluye una ecuación IS y una curva de Phillips. Ambas variables, la tasa neutral y el crecimiento del producto potencial, son inobservables. Los autores reportan que la TIRN se ubicaría en torno a 0% en 2016 tras ubicarse en niveles negativos desde finales de 2012. Recientemente, Holston, Laubach y Williams (2016) extienden el trabajo anterior a otras economías desarrolladas, reportando que en el caso de

³ Medidas de crecimiento de PIB potencial sugeridas por Holston, Laubach y Williams (2016) para EE.UU, Reino Unido, Canadá, Zona Euro y Reino Unido. Para EE.UU. la Oficina de Presupuesto del Congreso (CBO por sus siglas en inglés) ha revisado el crecimiento y la tasa de interés de largo plazo. También el FOMC realizó correcciones con la misma dirección.

⁴ Ver Recuadro V.1 en IPoM Septiembre 2016.



EE.UU. la tasa real neutral se ubicaría en torno a 0,4% hacia finales de 2015. Lubik y Matthes (2015) reportan que la medida de TIRN en base a Laubach y Williams (2003) tiene similar comportamiento al calcular la TIRN en base a modelos VAR con menor grado de restricciones. Yellen (2015) hace referencia a la evolución de la TIRN en EE.UU. usando como evidencia las medidas reportadas anteriormente y las complementa con un promedio de tasas reales coherentes con el equilibrio de precios flexibles, obtenidos de varios modelos micro-fundados o modelos DSGE, utilizados en la Reserva Federal, los cuales sugieren un nivel de tasa neutral en torno a 0% en lo reciente. Finalmente, una medida de la TIRN en base a reglas de Taylor ha sido reportada por Carlström y Fuerst (2016) en la cual la tasa real neutral depende del crecimiento de la productividad. Similar metodología es usada por Dupor (2015) y Taylor y Wieland (2016).

Para el caso de la Zona Euro, ECB (2004) estima la TIRN siguiendo diferentes métodos de estimación: reglas de Taylor, promedios históricos de tasas reales de corto plazo, tasas forward en bonos reales, y modelos semi-estructurales. Gerdesmeier y Roffia (2003) reportan una caída sistemática de la tasa real neutral usando reglas de Taylor. Más recientemente, el ECB (2014) explica la caída de tasas forward de largo plazo en base a la caída en el crecimiento de la productividad y de la población, así como el exceso de ahorro sobre la inversión como determinantes de los menores niveles de tasas neutrales de largo plazo. Por otro lado, Constancio (2016) considera medidas de la tasa neutral en precios de bonos sin premios por plazo, modelo semi-estructurales y modelos de series de tiempo multivariados BVAR.

Para el Reino Unido, Goldby, Laureys y Reinold (2015) reportan la TIRN en base a modelos DSGE. Vlieghe (2016) argumenta que la caída de tasas de largo plazo está vinculada principalmente al componente de menor tasa esperada, a diferencia del caso de EE.UU. donde la caída de tasas de largo plazo ha sido explicada por una disminución en los premios por plazo.

Hofmann y Bogdanova (2012) estiman la tasa neutral para un conjunto de economías desarrolladas y emergentes en base a la regla de Taylor. En el periodo posterior al 2000, se encuentra que la TIRN en los países desarrollados se ubica en torno a 0%, mientras que en emergentes entre 1 a 2%.

Magud y Tsounta (2012) reportan la tasa neutral para un conjunto de 10 países de Latinoamérica. En base a métodos estáticos (modelos de consumo y paridad de tasas) así como métodos dinámicos (filtros, modelos IS, regla de Taylor, entre otros) reportan un rango de tasas neutrales que van desde 2,0% en el caso de Chile hasta un 5,1% en Brasil. En la mayoría de los países la política monetaria resultó expansiva a mediados de 2012, siendo la tasa real de política menor que las medidas de tasa neutral.

Richardson y Williams (2015) y Chetwin y Wood (2013) estiman la tasa neutral para Nueva Zelanda. Los autores distinguen conceptualmente la TIRN relevante a diferentes horizontes. Por ejemplo, los autores estiman la TIRN de largo plazo usando tasas forward 5 en 5 porque después de 5 años se disipan los shocks que influyen el ciclo de la



economía.⁵ Respecto a las metodologías usadas son estándar y similares a las ocupadas por Magud y Tsounta (2012) y Hofmann y Bogdanova (2012).

II.2 Chile

Calderon y Gallego (2002) proveen de estimaciones de 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 en base a precios de activos, siendo en este último caso una medida de tasa neutral que excluye precios por plazo⁶ en torno a 50 pb. En línea a lo anterior, en el IPoM de Mayo de 2002⁷ se reporta una TIRN en rango 3,5 a 5,2% en el periodo 2001-02.

Una actualización de la estimación de la TIRN se reporta en Fuentes y Gredig (2008), considerando métodos adicionales de estimación (modelos de consumo, paridad de tasas, activos financieros y modelos semi-estructurales siguiendo Laubach y Williams (2003)). Los resultados sugieren que la TIRN se ubicaría en un rango entre 2,1 a 3,5% con una mediana de 2,8% hacia finales de 2007. De lo anterior, se evidencia que el método de consumo utilizado no es coherente al carácter de economía pequeña y abierta como el caso de Chile, así como los métodos de tasas *forward* no se estima los premios inherentes en dichas tasas de interés, reportándolo como un límite superior⁸ de la TIRN en Chile. No obstante, los autores siguen Basdevant et al (2004) y estiman un modelo de tendencia estocástica común entre tasas cortas y largas con el objetivo de estimar una tasa limpia de premios. Similares resultados se reportan en IPoM de Septiembre de 2006⁹, con una estimación de la TIRN en rango 2,4 a 3,8% en el 2006T2.

Evidencia posterior a la crisis financiera de 2008, se reporta en Magud y Tsounta (2012). En el caso de Chile, los autores utilizan métodos similares a Fuentes y Gredig (2008) incorporando medidas de tasa neutral implícitas en reglas de Taylor como elemento nuevo, reportando una TIRN de 2,0% (en base a promedios de modelos) con un rango 1,3 a 2,9% hacia mediados de 2012.

III. Métodos de estimación de la TIRN

En esta sección se presentan medidas de la tasa neutral de Chile diferenciando en el horizonte a evaluar. En primer lugar consideramos medidas contemporáneas de la TIRN las cuales están influenciados por shocks cíclicos (el ruido de shocks de muy corto plazo no es tenido en cuenta). En segundo lugar, se presentan medidas de tasa neutral de largo plazo

⁵ En el caso de ausencia de premios por plazo, esta medida corresponde al promedio de tasas cortas esperadas en el largo plazo.

⁶ 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.

⁷ Ver Recuadro II.1 en IPoM Mayo 2002

⁸ Lo anterior es válido en el caso que los premios implícitos en tasas de bonos sean positivas.

⁹ Ver Recuadro II.1 en IPoM Septiembre 2006



cuya principal característica es recoger expectativas de tasas de muy largo plazo (aislando los posibles shocks de la economía, aunque aun así es posible que factores más estructurales de la economía afecten dicha medida de la tasa neutral).

III.1 Medidas contemporáneas de la TIRN

Precios de activos: Bonos

Una forma directa y simple de medir la TIRN es en base a 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 en dos años adelante). Esta medida permite aislar movimientos de muy corto plazo de las tasas de interés asociados a shocks de demanda¹⁰.

La lectura anterior sería correcta en el caso que las tasas de interés de mercado correspondan al promedio de la tasa de corto plazo (tasa de política monetaria). No obstante, Ceballos, Naudon y Romero (2016) sugieren que tasas de Bonos del BCCh contienen premios por plazos lo cual se traduce en que movimiento de dichas tasas de interés no necesariamente respondan a cambios en la percepción de trayectoria de tasa de política monetaria sino a cambios en premios por plazo.

En particular, evaluamos descomponemos las tasas nominales de bonos del BCCh de acuerdo a:

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

De acuerdo a la expresión (1), las tasas de bonos a plazos n denotadas por $i_n(n)$ pueden ser descompuestas en (1) 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 es asociado a la trayectoria esperada de la tasa de política monetaria y (2) al componente de premios por plazos (segundo componente de la ecuación) denotada por pp_t . Así, dicha descomposición sugiere que la medida relevante de tasa futura es aquella que se basa en el componente de tasas de interés neutral.

Para la descomposición de tasas nos basamos en modelos *affine* de tasas los cuales permiten identificar el componente de tasas cortas esperadas afines a un conjunto de factores observados¹¹. En nuestro caso seguimos la metodología propuesta por Ceballos, Naudon y Romero (2016). Para esto, los factores utilizados corresponden a los tres

¹⁰ A pesar de no ser una medida estrictamente contemporánea, se incluye dado que podría estar influenciada por otros shocks (ej: oferta) o externos más persistentes (ej: precio cobre).

¹¹ En la práctica, se puede utilizar factores observables como no observables. Para más detalle ver Ang y Piazzesi (2003).



componentes principales de las tasas de interés, así como medidas de brecha producto¹² y brecha de inflación en base a la medida de 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 Taylor

La regla de Taylor (1993), relaciona el nivel de tasa de política monetaria respecto a 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 y/o de equilibrio.

En base a 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:

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

donde i_t corresponde a la tasa de interés de política monetaria (TPM), ρ 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 utilizan dos medidas de inflación (1) inflación total y expectativas de inflación a un año en base a la Encuesta de Expectativas Económicas (EEE). Finalmente, α el parámetro corresponde a la tasa nominal neutral de equilibrio (o tasa real más inflación de equilibrio). Así, se estima la ecuación (2) recursivamente desde enero de 2006 con muestra inicial desde enero de 2003.

Alternativamente, estimamos una versión *forward-looking* de la RT en base a expectativas de crecimiento e inflación en base a la EEE a un año. La especificación corresponde a:

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

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

¹² Medidas basadas en promedio de estimaciones de brechas presentadas en Recuadro V.2 en IPoM Septiembre 2015



Modelo Semi-estructural

El modelo semi-estructural, por su parte, extiende el trabajo de Fuentes y Gredig (2008) en las siguientes direcciones: (i) se incluyen curvas de Phillips específicas para inflación SAE de transables y no transables; (ii) se incluyen expectativas de crecimiento de mediano y largo plazo siguiendo a Blagrove et al. (2015) y Albagli et al. (2015) que aplica el método a la economía chilena.

Como Naudon y Fornero (2016) argumentan 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 del muestra” de los filtros estadísticos. 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 aquél converge al tendencial. Específicamente,

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

Donde el crecimiento potencial del periodo 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.¹³

Nótese que el trabajo de Fuentes y Gredig (2008) supone, en cambio, que el crecimiento del PIB potencial sigue un proceso integrado de orden uno, $I(1)$, o lo que es equivalente, que el nivel de PIB potencial sigue un proceso $I(2)$.

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. En tal equilibrio, la tasa neutral de interés se dice que es coherente con el crecimiento de largo plazo y se interpreta como TIRN de largo plazo.

El modelo completo se explica en el Apéndice C.1 y los parámetros estimados se reportan en el Apéndice C.2.

¹³El parámetro $(1 - \theta)$ denota la persistencia en la convergencia a G^{SS}



III.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 en 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 mientras que la segunda correspondería a una medición de la cota inferior en el caso que los premios por plazo sean positivos.

Paridad de tasas de interés

Dada la característica de economía pequeña y abierta, este método permite inferir la tasa neutral doméstica en base a 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 doméstica, 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 ρ al premio por riesgo soberano doméstico. En el caso de la medida externa de tasa real neutral, se utilizarán dos medidas: (1) La tasa *forward* 10 en 10 implícito en bonos del Tesoro de EE.UU indexados a inflación (denominados TIIPS) y (2) La tasa *forward* 10 en 10 en tasas nominales de riesgo neutral (excluidos premios por plazo) en base a la metodología de Adrian, Crump y Moench (2013). La primera medida es una tasa real que tiene premios, mientras que la segunda es una tasa nominal a la cual se le resta la inflación de 2% de EE.UU como proxy de tasa real. En tanto, el riesgo soberano corresponde al promedio del CDS a 5 años de Chile.

IV. Resultados

Las estimaciones de la tasa neutral real se resumen en la Tabla 1. Se reporta la mediana, máximo y mínimo de las estimaciones de la tasa neutral de Chile contemporáneas y de largo plazo, promedio anual desde 2006 a la actualidad. Del examen de los resultados, destaca que, en ambos casos, las medidas de TIRN han disminuido alcanzando 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 límites inferiores.

Tabla 1: Resumen estimaciones de TIRN

	TIRN contemporánea			TIRN de largo plazo		
	Mínimo	Máximo	Mediana	Mínimo	Máximo	Mediana
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
Actual (*)	1.0	1.4	1.2	0.9	1.8	1.5

(*) Corresponde a 2016.T2.

IV.1. Estimaciones de la TIRN contemporánea

En esta sección nos concentramos en las estimaciones de la TIRN contemporánea.¹⁴ En primer lugar, respecto a la estimación de la TIRN en base a precios de activos, calculamos dos medidas directas de tasa contemporánea derivadas de bonos del BCCh: la tasa *forward* 3 en 2 en base a 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. En ambos casos se aprecia que estos presentan una disminución importante desde 2011. Es interesante excluir los premios por plazo de la medida de tasa *forward* nominal ajustadas por inflación (Panel B). Esta separación nos entrega una lectura distinta; la tasa *forward* presenta menor volatilidad, y más importante aún, registraba un aumento en el periodo posterior a 2011 hasta 2014, periodo desde el cual ha disminuido ubicándose en torno al 1%. Así, la lectura anterior sugiere que una parte importante de la caída en las tasas de mercado ha sido explicada por menores premios por plazo más que por causa de una menor tasa de interés esperada.

¹⁴ El Apéndice A reporta las estimaciones detalladas de los modelos que se revisaron.



En segundo lugar, siguiendo el enfoque de la regla de Taylor, la TIRN en 2006 se ubicaba en un rango entre 1,5 a 2,0% para luego ajustarse a niveles en torno a 1,5% hasta 2013, y a partir de entonces se aprecia una disminución hacia niveles en torno a 1%. (ver gráfico A2 en el Apéndice A). Finalmente, el modelo semi-estructural presentado en el gráfico A3 sugiere que la tasa real neutral ha mostrado 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 neutras de economías desarrolladas presentado por Holston, Laubach y Williams (2016).

IV.2. Estimaciones de la TIRN de largo plazo

En esta sección 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.¹⁵ En efecto, las tasas *forward* 5 en 5 reales y nominales ajustadas por inflación sufren una caída sistemática desde 2011 hacia niveles menores a 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 periodo de la crisis financiera global donde se ubicó en torno a 0%. En segundo lugar, en base al método de paridad de tasas se consideran dos medidas alternativas de tasa neutral de largo plazo de EE.UU, (1) la tasa *forward* 10 en 10 en base a bonos indexados a inflación¹⁶ (TIIPS por sus siglas en ingles) y (2) la tasa *forward* 5 en 5 de bonos nominales descontando premios por plazo en base a Adrian, Crump y Moench (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 de local (panel B) se ubicaría entre 1 y 2% en lo más reciente, registrando una disminución respecto al periodo pre-crisis 2008 y 2013.

¹⁵ Las estimaciones detalladas de la tasa neutral de largo plazo son presentados en el Apéndice B.

¹⁶ A diferencia del caso de Chile, donde el mercado no es tan profundo a plazos mayores a 10 años, se utiliza una medida de tasa externa de mayor plazo en base a bonos de 10 y 20 años indexados a inflación para EE.UU.



V. Conclusiones

En esta minuta se revisan 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 entre 1,0 y 1,4% y entre 0.9% y 1.8% en su versión de largo plazo. Se encuentra que, se ha corregido sustancialmente el límite superior o máximo: desde niveles de TIRN de largo (contemporánea) plazo 4,2% (3,5%) estimados en 2010 a 1,8% (1,4%) en 2016. En cambio, la dinámica del límite inferior ha permanecido relativamente más estable, en niveles desde 2010 que 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), 110-138.

Albagli E., J. Fornero, A. Gatty, M. Kirchner, E. Luttini, A. Naudon, R. Tranamil, A. Yany (2015), “Producto Potencial relevante para la Inflación”, Minuta citada IPoM Septiembre 2015.

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, 745-787.

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.

Calderon, C., y F. Gallego (2002), “La Tasa de Interés Real Neutral en Chile,” *Economía Chilena*, 5(2), 65–72.

Carlstrom, Ch. y T. Fuerst (2016), “The Natural Rate of Interest in Taylor Rules”, Federal Reserve Bank of Cleveland, Economic Commentary 2016-01.

Ceballos, L., A. Naudon y D. Romero (2016), “Nominal term structure and term premia: evidence from Chile”, *Applied Economics*, 48(29), 2721-2735.



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”, Speech at Macroeconomics Symposium at Utrecht School of Economics, June 15th.

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

ECB (2004), “The Natural Rate Interest Rate in the Euro Area”, European Central Bank, Monthly Bulletin, May.

ECB (2014), “Real Interest Rates in the Euro Area: A longer-term perspective”, European Central Bank, Monthly Bulletin, July Box 3.

Fornero J. y A. Naudon (2016).”Proyección de la inflación en Chile: una visión sectorial,” Economía Chilena, Banco Central de Chile, vol. 19(1), páginas 4-19, Abril.

Fuentes, 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”, European Central Bank, Working paper 206.

Goldby, M., L. Laureys y K. Reinold (2015), “An estimate of the UK’s natural rate of interest”, Bank of England, Bank Underground August 11th.

Hoffman, B. y B. Bogdanova (2012), “Taylor rules and monetary policy: a global “Great Deviation”?”, BIS Quarterly Review, September.

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”, The Review of Economics and Statistics, 85(4), 1063-1070.

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. y V. Wieland (2016), “Finding the Equilibrium Real Interest Rate in a Fog of Policy Deviations”, Hoover Institution, Economics Working Paper 16109.

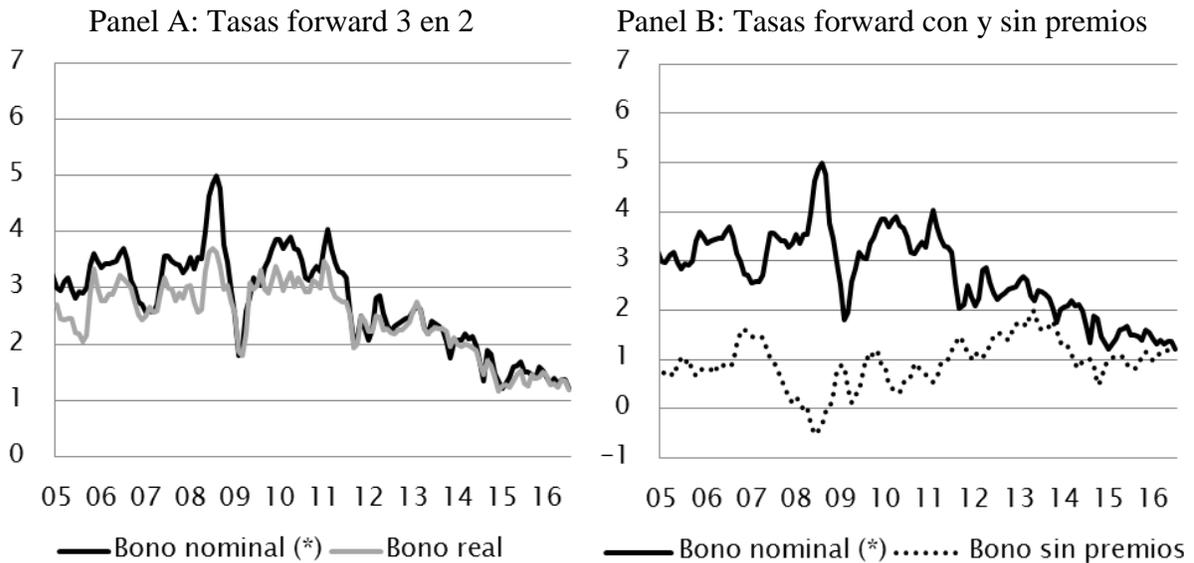
Vlieghe, G. (2016), “Monetary policy expectations and long term interest rates”, Speech given at the London Business School, May 19th.

Yellen, J (2015), “The Economic Outlook and Monetary Policy”, Speech at the Economic Club of Washington, Washington, D.C.



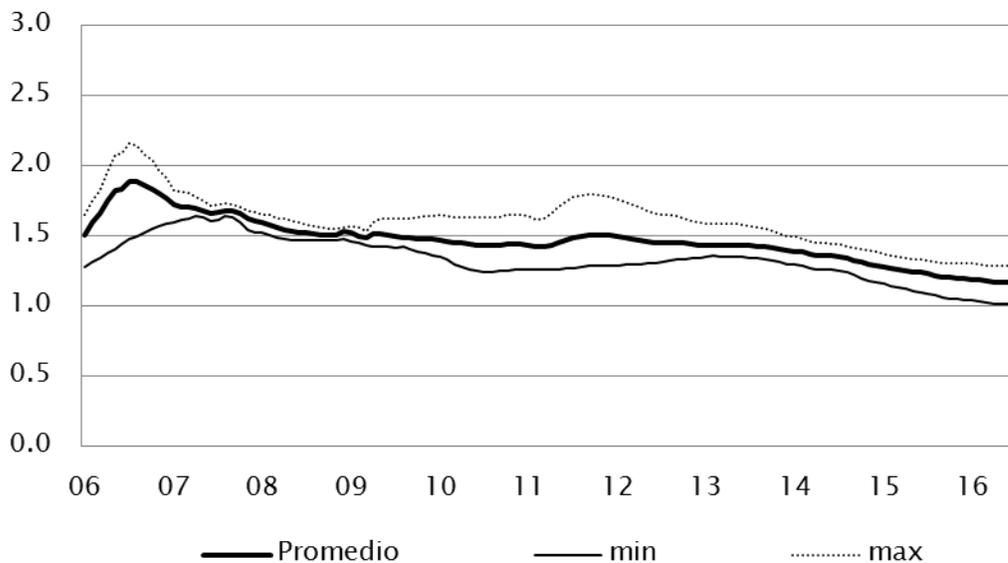
Apéndice A: Estimaciones de TIRN contemporánea

Gráfico A1: TIRN en base a precios de activos financieros
(datos mensuales, porcentaje)



(*) Bonos nominal BCP descontando inflación de 3%.
Fuente: elaboración propia.

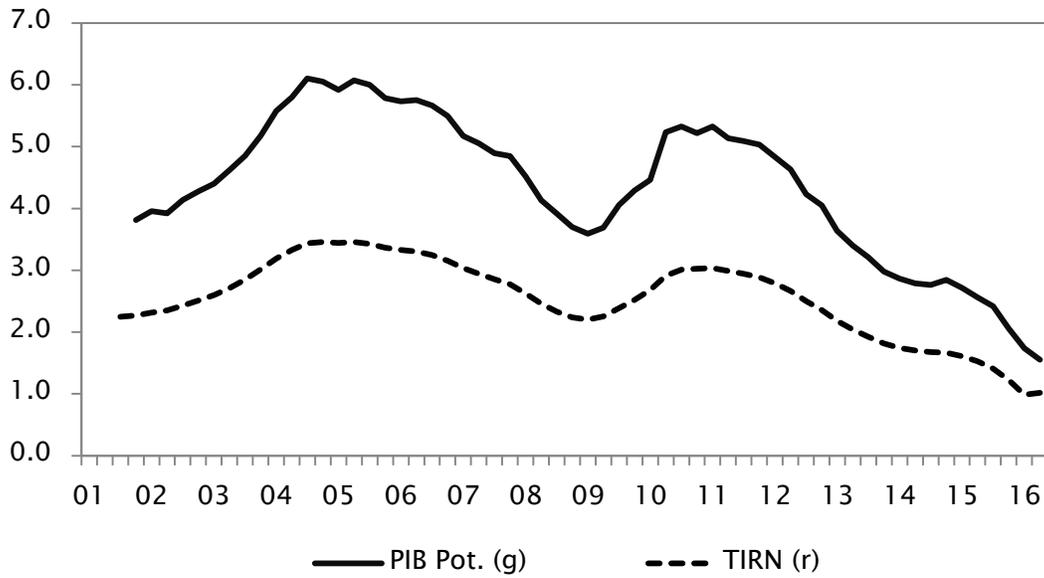
Gráfico A2: TIRN en base a regla de Taylor (*)
(datos mensuales, porcentaje)



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



Gráfico A3: TIRN estimada con modelo semi-estructural (*)
(TIRN y crecimiento potencial var. t/t anualizada, porcentaje)

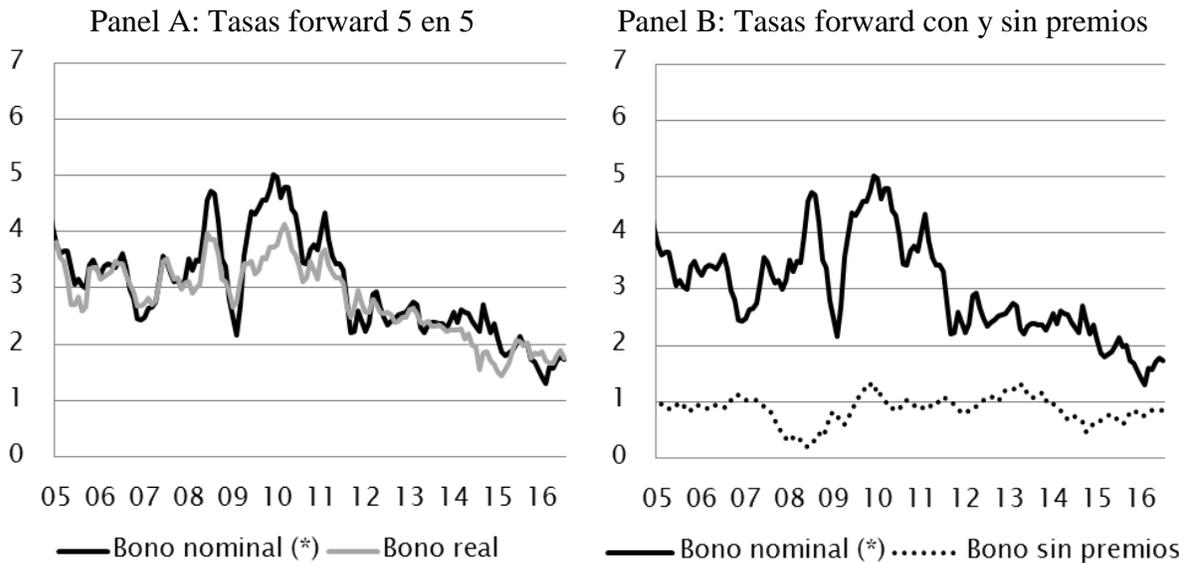


(*) Datos trimestrales. Las tasas de crecimiento potencial son tasas trimestrales anualizadas.



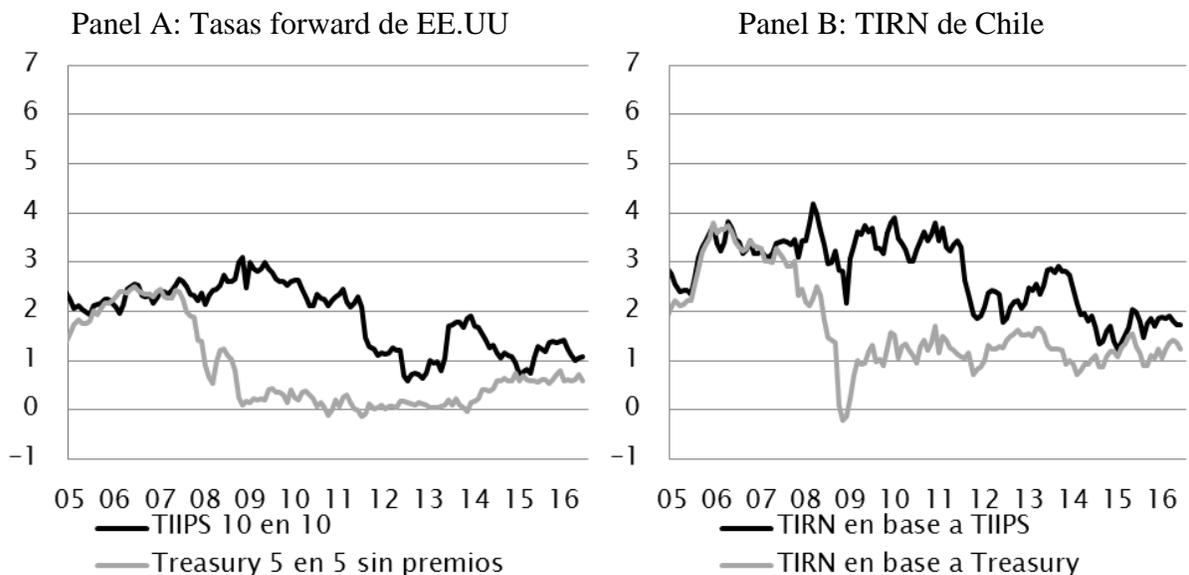
Apéndice B: Estimaciones de TIRN de largo plazo

Gráfico B1: TIRN en base a precios de activos financieros
(datos mensuales, porcentaje)



(*) Bonos nominal BCP descontando inflación de 3%.
Fuentes: Bloomberg y elaboración propia.

Gráfico B2: TIRN en base a paridad de tasas
(datos mensuales, porcentaje)



(*) Treasury corresponde a tasa forward 5 en 5 bonos nominal descontando inflación de 2%.
Fuentes: Bloomberg y elaboración propia.



Apéndice C.1: Modelo semi-estructural

El modelo semi-estructural se compone de definiciones y ecuaciones en 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 tasa de crecimiento trimestral del PIB tendencial (cuando se estimen 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 Blagrove 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 estimar y $\varepsilon_t^r \sim N(0, \sigma_r^2)$.

Las curvas de Phillips particulares para los componentes SAE bienes y servicios son las siguientes:

$$\begin{aligned} \pi_t^{bs} &= \alpha_1^{\pi^{bs}} \pi_{t-1}^{bs} + \alpha^y y_{t-1} + \alpha^{tcr} tcr_{t-1} + \varepsilon_t^{\pi^{bs}} \\ \pi_t^{SS*} &= \nu_1^{\pi^{SS*}} \pi_{t-1}^{SS*} + \nu^y y_{t-1} + \nu^{cmo} \pi_{t-1}^{cmo} + \varepsilon_t^{\pi^{SS*}} \end{aligned}$$



Donde π^{bs} (π^{ss*}) representa la inflación trimestral SAE de bienes (servicios excluyendo transporte) desviado de su promedio¹⁷. 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 (ver Apéndice C.2.). Análogamente, para la inflación SAE de servicios, es relevante la inflación salarial trimestral, π^{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, shocks iid perturban a éstas curvas de Phillips; se interpretan como shocks de costos.

Siguiendo Fuentes y Gredig (2008) y Albagli et al.(2015), el *tcr* y π^{cmo} siguen procesos exógenos AR(1). La inflación SAE (t/t), desviado de su meta trimestral (3%/4), es un promedio ponderado de la inflación SAE de bienes (π^{bs}), la inflación SAE de servicios excluyendo transporte (π^{ss*}) y la inflación SAE servicios de transporte (π_t^{trsp})¹⁸. Esta última modelada exógenamente.

Siguiendo a Blaggrave 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.¹⁹

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:

$$\begin{aligned} \pi_{t+j}^e &= E_t \pi_{t+j} + \varepsilon_{t+j}^{\pi} \text{ para } j = 0,1 \text{ (inflación esperada en 2016 - 17)} \\ dY_{t+j}^e &= E_t dY_{t+j} + \varepsilon_{t+j}^{dY} \text{ para } j = 0,1, \dots, 4 \text{ (crec. esperado en 2016 - 20)} \\ \overline{dY}_{t+j}^e &= \frac{1}{5} \sum_{j=5}^9 E_t dY_{t+j} + \varepsilon_{t+j}^{\overline{dY}} \text{ para } j = 0,1, \dots, 4 \text{ (crec. promedio esperado en 2021 - 25)} \end{aligned}$$

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). Ésta y otras especificaciones alternativas se han estimado y concluimos del análisis que los resultados de TIRN obtenidos son robustos y cuantitativamente parecidos.

¹⁷ La inflación SAE de bienes (servicios sin costos de transporte) ha tenido una variación anual promedio de 0.9% (4%) entre el 2001T1-2016T2. Implícitamente representaría la meta anual de dicha inflación por lo que la meta trimestral es 0.225% (1%)

¹⁸ $\pi_t^{sae} = \lambda_1 \pi_t^{bs} + \lambda_2 \pi_t^{ss*} + (1 - \lambda_1 - \lambda_2) \pi_t^{trsp}$. 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.

¹⁹ Por simplicidad omitimos las relaciones del mercado laboral sugeridas por Blaggrave 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 periodo de metas de inflación: 2001.T3 a 2016.T2.

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 (π_t^{sae}), menos 3%/4.
- inflaciones (variación t/t) IPC SAE bienes (π_t^{bs}) y servicios --excluye servicios de transporte (π_t^{ss*}), desestacionalizados con método X-13, menos promedios muestrales.
- TCR en desvío logaritmo respecto a su promedio muestral (tcr_t).
- Inflación (variación t/t) del costo de mano de obra de Sectores Resto desestacionalizado con método X-13 (π_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 de 2016).
- Expectativas de crecimiento a cinco y diez años. Fuente: *Global Consensus Forecast* (Publicación de octubre 2015, último disponible).
- La tasa real es la TPM menos las expectativas de inflación a un año de la Encuesta de Expectativas Económicas, EEE, del Banco Central de Chile.



Apéndice C.2: Principales parámetros del modelo semi-estructural

Parámetro	Densidad "a Priori"			Moda Posterior
	Dist.	Media	D.E.	(D.E. en paréntesis)
θ vel. ajuste crecimiento	beta	0.15	0.10	0.054 (0.029)
$4G^{SS}$ Crec. LP (a/a)	unif	0.05	0.03	0.035 (0.009)
ϕ_1 AR(1) brecha PIB	beta	0.70	0.10	0.805 (0.052)
ϕ_2 Elastic. Gap TPMP a Brecha	norm	-0.09	0.05	-0.040 (0.050)
$\alpha_{\pi_{bs}}$ Persit. IPCSAE Bs.	beta	0.35	0.10	0.485 (0.068)
α_y Elastic. Brecha a IPCSAE Bs.	norm	0.05	0.03	0.072 (0.023)
α_{tcr} Elastic. TCR a IPCSAE Bs.	norm	0.08	0.05	0.022 (0.013)
$v_{\pi_{ss}}$ Persit. IPCSAE Ss. ST.	beta	0.35	0.10	0.242 (0.063)
v_y Elastic. Brecha a IPCSAE Ss ST.	norm	0.20	0.10	0.096 (0.036)
$v_{\pi_{tw}}$ Elastic. Salarios a IPCSAE Ss. ST	norm	0.05	0.10	0.097 (0.088)
c Elastic. Crec. Pot. a TIRN	gamma	2.99	0.70	2.225 (0.922)

(*) Estimación bayesiana. Muestra 2001T3-2016T2.
Fuente: elaboración propia.



Productividad Total de Factores en Chile: Análisis Sectorial y Proyecciones

División de Estudios, Banco Central de Chile
Preparado por: Claudia De La Huerta y Emiliano Luttini
Aprobado por: Matías Tapia

Septiembre 2016

1. INTRODUCCIÓN

Desde el punto de vista de la producción, el valor agregado de una economía resulta de la tecnología con que se combinan los factores de la producción (capital y trabajo), y de la eficiencia con que estos factores se emplean. Por lo tanto, proyectar el crecimiento tendencial de una economía requiere proyecciones de crecimiento de los factores de producción y la eficiencia, o productividad total de los factores (PTF), con que se emplean. Esta discusión ha sido abordada en diversos trabajos del Banco Central de Chile en los últimos años. Mientras Albagli et al. (2015) presenta una discusión detallada sobre proyecciones del factor trabajo, Contreras y Luttini (2016) analizan los determinantes y realizan proyecciones de la evolución del capital. El objetivo de esta minuta es complementar ese análisis estudiando el comportamiento y determinantes del crecimiento de la PTF, proyectando su evolución en el tiempo y respondiendo preguntas como ¿Qué sectores dan cuenta del crecimiento de la PTF? ¿Qué rol juegan la reasignación de factores productivos y la productividad relativa de cada sector en el crecimiento de la PTF de la economía resto?

En la Sección 2 del trabajo estudiamos la evolución de la PTF durante el periodo 1997-2014. En una primera parte realizamos ejercicios de contabilidad de crecimiento sectorial



de la economía resto.¹ Para ello, se calcula el residuo entre el crecimiento del producto en un sector dado y el crecimiento ponderado de los factores utilizados por el sector. La fecha de partida del análisis, 1997, está determinada por la disponibilidad de datos sectoriales. Nuestro análisis identifica tres períodos distintos: 1997-2008, 2009-2011, 2012-2014. El primer período está marcado en sus extremos por 2 episodios de crisis – la crisis asiática al comienzo y el inicio de la crisis subprime al final –, el segundo período por el desarrollo de la crisis subprime y el peak del boom minero, y el tercero coincide con los episodios recientes de caída en el precio del cobre y desaceleración de la actividad. Nuestros resultados, coherentes con literatura previa que ha usado una metodología similar, sugieren un crecimiento exiguo de la PTF resto en el período de estudio.

En una segunda parte de esta sección, se calcula el crecimiento promedio de la PTF resto incorporando las ganancias en productividad asociadas a la reasignación de factores entre sectores. Ello nos da un crecimiento promedio de la PTF resto de **1%**. Este valor es significativamente más alto que el encontrado en los ejercicios tradicionales de contabilidad de crecimiento realizados en la literatura y en la sección anterior, los cuales no toman en cuenta los aumentos de productividad generados por la reasignación de factores entre sectores, calculando el crecimiento de la PTF resto como un promedio del crecimiento de las PTFs sectoriales.

Nuestros resultados muestran que el crecimiento puro de la productividad, medido en la contabilidad de crecimiento tradicional, explica aproximadamente **40%** del crecimiento de la PTF resto, mientras que las ganancias por reasignación sectorial explican **60%** del crecimiento de la PTF resto. Por tanto, la movilidad de factores de sectores menos productivos a más productivos juega un rol central en que debe ser tomado en cuenta al estudiar la evolución de la productividad en el tiempo.

En la Sección 3 del trabajo se realizan ejercicios de proyección de la PTF resto. Realizando proyecciones a partir de un proceso auto-regresivo de primer orden (AR1), y un

¹ Economía resto incluye los sectores Agricultura, caza, y pesca, Industria, Construcción, Comercio, restaurantes y hoteles, Transporte y comunicaciones, Servicios empresariales y financieros, Servicios personales y comunales. La economía agregada considera además los sectores de Minería y Electricidad, gas y agua.



procedimiento robusto a quiebres estructurales en la serie, nuestra conclusión es que es razonable usar el promedio histórico del crecimiento de la PTF resto para proyectar su evolución futura.

2. CONTABILIDAD DE CRECIMIENTO

2.1 ANÁLISIS SECTORIAL

En esta sección realizamos un ejercicio de contabilidad del crecimiento agregado, a partir de ejercicios de contabilidad sectoriales usados tradicionalmente en la literatura. Nuestra metodología para descomponer el crecimiento agregado en contribuciones sectoriales sigue de cerca la literatura de estudios realizados sobre Chile (Corbo y Gonzalez (2014), Magendzo y Villena (2012), Rivero y Vergara (2006)).

Dado que el valor agregado de la economía (Y) es la suma de los valores agregados sectoriales (Y_s , donde s es un sector de la economía), el crecimiento de la economía es

$$\frac{\Delta Y_t}{Y_{t-1}} = \sum_s \frac{Y_{t-1s}}{Y_{t-1}} \frac{\Delta Y_{ts}}{Y_{t-1s}},$$

(donde t son años). Definiendo el valor agregado del sector s como $Y_{st} = PTF_{st} K_{st}^{1-\alpha_s} L_{st}^{\alpha_s}$ (donde PTF es la productividad total de los factores, K es el stock de capital, L es trabajo, y α_s la participación del trabajo en el valor agregado del sector), el crecimiento de la economía puede aproximarse como

$$\frac{\Delta Y_t}{Y_{t-1}} \cong \sum_s \frac{Y_{t-1s}}{Y_{t-1}} \Delta \ln PTF_{st} + \sum_s (1 - \alpha_s) \frac{Y_{t-1s}}{Y_{t-1}} \Delta \ln K_{st} + \sum_s \alpha_s \frac{Y_{t-1s}}{Y_{t-1}} \Delta \ln L_{st}.^2 \quad (1)$$

² **Tabla 1.A** en Anexo presenta los valores de participación del trabajo utilizados (tomados de Corbo y González (2012)). El factor capital se ajusta por utilización, mientras que el factor trabajo se ajusta por horas trabajadas y por diferenciales en productividad para trabajadores con diferente nivel educacional (la **Tabla 2.A** describe en detalle las fuentes utilizadas).



En base a los principales eventos internacionales y domésticos que han afectado a la economía chilena en los últimos 20 años, tales como la crisis Asiática, el ciclo minero, la crisis *sub-prime* de Estados Unidos, y la reciente desaceleración de la actividad, se estudian los determinantes del crecimiento de Chile dividiendo el período muestral en tres sub-períodos, a saber, 1997-2008, 2009-2011, 2012-2014.

Período 1997-2008

Durante este período, el sector resto de la economía crece en promedio 4.6%, siendo su principal impulso la acumulación de capital (2,5%) y en menor medida el factor trabajo (1,6%) y la PTF (0,5%).^{3 4}

Focalizando en la PTF, la **Tabla 1** muestra que los sectores de Servicios financieros y empresariales, y Comercio, restaurantes y hoteles, son los que en promedio contribuyen más al crecimiento de la PTF agregada, lo que se explica por su mayor participación en la economía y su crecimiento positivo, 2.6% y 0.2% respectivamente. En contraste, la productividad de Transporte y comunicaciones (-1.3%) y de Industria (-0.9%) contribuyen negativamente al crecimiento de la PTF agregada.⁵

El 0.5% de crecimiento de la PTF resto, muy por debajo de los valores observados en la década anterior, se explica en parte por los dos episodios adversos- la crisis asiática y el inicio de la crisis subprime - que impactan la economía dentro del período. El efecto de estos episodios se complementa con las pérdidas de productividad que ocurren durante el estancamiento ulterior a la crisis asiática y las ganancias de productividad contemporáneas al inicio del boom minero (2004-2008).

³ Para poner en perspectiva el crecimiento de la economía en este período, durante 1990 y 1997 el PIB creció en promedio 7.14% y la productividad 4.4% (Fuentes et al., (2006)).

⁴ Para estudios de productividad de periodos anteriores al aquí considerado ver Chumacero y Fuentes (2002), Fuentes et al.(2006) y Rivero y Vergara (2006).

⁵ Aunque no consideramos los sectores de Electricidad, gas, y agua y Minería en nuestra estimación de la PTF resto, destaca la caída de la PTF de Electricidad, gas, y agua en 2007 (-35%), y de Minería en 2002 (-11.2%) y 2005 (-12%).



Tabla 1: Descomposición Crecimiento del Valor Agregado por Sector 1997-2008
(Promedio Periodo, %)

Sectores	Participación	Δ VA	Δ PTF	Δ K	Δ L
Economía resto		4.6%	0.5%	2.5%	1.6%
Agricultura, caza y pesca	4.1%	5.8%	4.3%	1.7%	-0.1%
Industria	16.9%	2.8%	-0.9%	3.6%	0.1%
Construcción	10.1%	2.9%	-0.1%	0.8%	2.2%
Comercio, restaurantes y hoteles	12.6%	4.6%	0.2%	2.8%	1.7%
Transporte y comunicaciones	8.9%	6.4%	-1.3%	6.6%	1.1%
Servicios Financieros y empresariales	26.4%	7.1%	2.6%	2.1%	2.4%
Servicios comunales y sociales	20.9%	3.0%	-0.3%	1.3%	1.9%

Nota: VA es el valor agregado defino como $Y_{st} = PTF_{st}K_{st}^{1-\alpha_s}L_{st}^{\alpha_s}$. Donde Y_{st} es VA, PTF es la productividad total de los factores, K es el stock de capital, L es trabajo, y α_s la participación del trabajo en el valor agregado del sector. Economía resto es el promedio ponderado por la participación de cada sector en la economía.

Fuente: Elaboración propia en base a datos de BCCh, CASEN, INE.

Período 2009-2011

La **Tabla 2** muestra la descomposición del crecimiento de la economía durante el período de la crisis *sub-prime* y su inmediata recuperación. Durante este período la economía crece 3,8%, impulsada en mayor medida por el crecimiento del factor trabajo (2%), y en menor medida, por el factor capital (1,5%) y por la PTF (0,3%).⁶

En comparación al periodo anterior, el promedio del crecimiento de la PTF resto cae 0,2%. Esta caída se explica por el deterioro en el crecimiento de la PTF de algunos sectores específicos, a saber, Agricultura, caza y pesca, Construcción, y Servicios financieros y empresariales.

Finalmente, si bien los sectores de Comercio, restaurantes y hoteles e Industria registran mejoras en cuanto a crecimiento de productividad, estas mejoras no son lo suficientemente grandes para que la productividad crezca a los mismos niveles que en el período anterior.

⁶ Se estima una pérdida de 3% del stock de capital productivo neto de la economía como consecuencia del terremoto de 2010 (IPoM, 2010)



Tabla 2: Descomposición Crecimiento del Valor Agregado por Sector 2009-2011

(Promedio Periodo, %)

Sectores	Participación	Δ VA	Δ PTF	Δ K	Δ L
Economía resto		3.8%	0.3%	1.5%	2.0%
Agricultura, caza y pesca	4.1%	1.9%	0.8%	1.1%	0.0%
Industria	14.2%	1.8%	0.3%	1.0%	0.5%
Construcción	9.2%	1.0%	-4.1%	2.5%	2.6%
Comercio, restaurantes y hoteles	13.4%	6.4%	1.7%	1.1%	3.6%
Transporte y comunicaciones	8.8%	3.3%	-0.8%	4.6%	-0.6%
Servicios Financieros y empresariales	30.7%	4.8%	1.8%	1.0%	2.0%
Servicios comunales y sociales	19.7%	4.4%	-0.2%	1.2%	3.4%

Nota: VA es el valor agregado defino como $Y_{st} = PTF_{st} K_{st}^{1-\alpha_s} L_{st}^{\alpha_s}$. Donde Y_{st} es VA, PTF es la productividad total de los factores, K es el stock de capital, L es trabajo, y α_s la participación del trabajo en el valor agregado del sector. Economía resto es el promedio ponderado por la participación de cada sector en la economía.

Fuente: Elaboración propia en base a datos de BCCh, CASEN, INE.

Período 2012-2014

En el período más reciente, la **Tabla 3**, muestra que el valor agregado de la economía crece en promedio 3,7%. En particular, las contribuciones de los factores capital y trabajo no son muy distintas a las que se documentaron para el período 1997-2008. Por lo tanto, casi toda la caída del promedio del crecimiento del valor agregado de la economía entre el período 1997-2008 respecto a 2012-2014 lo explica la PTF del sector resto.

En relación al periodo anterior, Agricultura, caza y pesca, Industria, Comercio, restaurantes y hoteles, y Servicios financieros y empresariales son los sectores que dan cuenta de la caída en la productividad. Mientras que la PTF de los demás sectores crece negativamente o cercana a cero.



Tabla 3: Descomposición Crecimiento del Valor Agregado por Sector 2012-2014

(Promedio Periodo, %)

Sectores	Participación	Δ VA	Δ PTF	Δ K	Δ L
Economía resto		3.7%	-0.2%	2.5%	1.4%
Agricultura, caza y pesca	3.8%	0.1%	-1.4%	1.7%	-0.2%
Industria	13.5%	1.4%	-2.3%	3.1%	0.7%
Construcción	9.1%	4.1%	-1.4%	3.1%	2.3%
Comercio, restaurantes y hoteles	14.4%	4.4%	0.5%	2.8%	1.1%
Transporte y comunicaciones	9.3%	6.1%	-0.5%	5.4%	1.2%
Servicios Financieros y empresariales	30.6%	3.6%	1.0%	1.8%	0.8%
Servicios comunales y sociales	19.3%	4.3%	0.1%	1.4%	2.8%

Nota: VA es el valor agregado defino como $Y_{st} = PTF_{st} K_{st}^{1-\alpha_s} L_{st}^{\alpha_s}$. Donde Y_{st} es VA, PTF es la productividad total de los factores, K es el stock de capital, L es trabajo, y α_s la participación del trabajo en el valor agregado del sector. Economía resto es el promedio ponderado por la participación de cada sector en la economía.

Fuente: Elaboración propia en base a datos de BCCh, CASEN, INE.

En resumen, los tres períodos analizados muestran un crecimiento exiguo de la PTF resto, coherente con lo calculado en otros estudios (Corbo y Gonzáles, 2012; Magendzo y Villena, 2011). Sin embargo, esta fórmula de calcular el crecimiento de la PTF resto, que promedia los cambios en la PTF observadas en cada sector, omite las ganancias en productividad asociadas a la reasignación de factores entre sectores, las cuales se atribuyen al crecimiento de los factores dentro de cada sector. La siguiente sección se hace cargo de este punto, y muestra que al considerar la reasignación de factores entre sectores el cálculo de crecimiento de la PTF resto cambia de manera significativa.

2.2 CANALES DE CRECIMIENTO DE LA PTF

Los números presentados en la sección anterior, aunque coherentes con la estrategia de identificación usualmente en la literatura, suponen que no existen interacciones entre sectores, calculando el crecimiento de cada uno de los sectores por separado. Ello esconde las ganancias de eficiencia de la economía asociadas al movimiento de factores entre sectores, atribuyéndolas a ganancias de los factores de la producción. Siguiendo a Bernard



y Jones (1996) descomponemos el crecimiento de la PTF resto identificando sus dos canales de crecimiento: ganancias puras por productividad (esto es, aumentos de la PTF debidos a ganancias de productividad de los sectores de la economía – el primer término de la Ecuación 1) y ganancias por una asignación de factores más eficiente (efecto reasignación).

Definiendo el valor agregado de la economía resto como $Y_t = PTF_t K_t^{1-\alpha} L_t^\alpha$, su crecimiento puede escribirse como

$$\frac{\Delta Y_t}{Y_{t-1}} \cong \Delta \ln PTF_t + (1 - \alpha) \Delta \ln K_t + \alpha \Delta \ln L_t. \quad 7$$

Usando las definiciones de PTF, valor agregado, y las funciones de producción sectoriales, Bernard y Jones (1996) prueban que el crecimiento de la PTF agregada puede escribirse como

$$\frac{\Delta PTF_t}{PTF_{t-1}} = \sum_s \omega_{st-1} \frac{PTF_{st-1}}{PTF_{t-1}} \frac{\Delta PTF_{st}}{PTF_{st-1}} + \sum_s \frac{PTF_{st-1}}{PTF_{t-1}} \Delta \omega_{st}$$

donde el ponderador ω_s es $\frac{L_s^\alpha K_s^{1-\alpha}}{L^\alpha K^{1-\alpha}}$. El primer término de esta descomposición son las ganancias puras por productividad, calculadas como la suma de las productividades de cada sector ponderadas por su participación en el PIB de la economía resto. El segundo término es el efecto reasignación, definido como la suma del producto entre la PTF de cada sector (relativa a la de la economía) y la variación de un agregador de factores productivos sectoriales (relativo al agregador de factores productivos de la economía) $(\Delta \frac{L_s^\alpha K_s^{1-\alpha}}{L^\alpha K^{1-\alpha}})$. Este último término resume las ganancias (pérdidas) por asignar factores productivos desde sectores de baja (alta) hacia sectores de alta (baja) PTF.

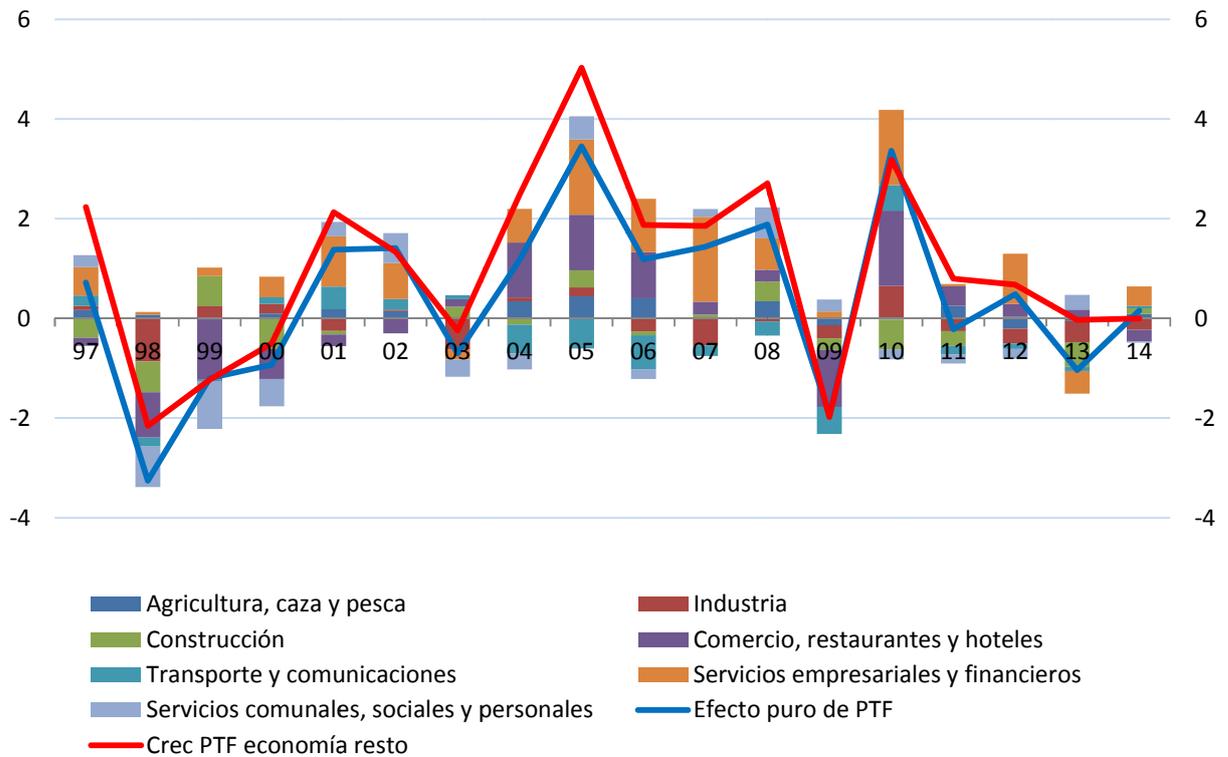
La participación de trabajo para la economía resto se obtiene de Albagli et al. (2015).



El crecimiento promedio de la PTF resto para el periodo 1997-2014 bajo esta metodología es de 1% (**Tabla 4**). De este crecimiento, 60% se explica por el efecto reasignación y aproximadamente 40% proviene de las ganancias puras por productividad, las usualmente medidas en la contabilidad de crecimiento. Este resultado muestra el rol del efecto reasignación como principal impulso del crecimiento de la PTF agregada. Así, a pesar del exiguo crecimiento de las productividades sectoriales individuales (Corbo y Gonzáles, 2012; Magendzo y Villena, 2011, o en los ejercicios presentados en la primera sección de la minuta), la PTF de la economía resto ha tenido una dinámica importante debido a canalizar factores productivos a sectores de alta productividad relativa. La economía se ha hecho más eficiente al reasignar factores hacia los sectores más productivos, aun cuando la productividad a nivel de cada sector haya crecido poco.

La **Figura 1** muestra que la volatilidad del crecimiento de la PTF resto se explica por el término que corresponde a ganancias puras por productividad. Por otro lado, descomponiendo las ganancias puras por productividad en contribuciones sectoriales, esta figura muestra que los sectores de Servicios empresariales y financieros y Comercio, restaurantes y hoteles juegan un rol protagónico en explicar los movimientos de la productividad resto.

Figura 1: Descomposición Histórica del Componente de Crecimiento Puro de la PTF Resto (Variación Anual, %)



Nota: La línea azul es $\left(\sum_s \omega_{st-1} \frac{PTF_{st-1}}{PTF_{t-1}} \frac{\Delta PTF_{st}}{PTF_{st-1}}\right)$, la línea roja es $\left(\frac{\Delta PTF_t}{PTF_{t-1}}\right)$, las barras de colores representan la contribución del crecimiento de la PTF de cada sector en el agregado de la economía. Para más detalle sobre las variables ver texto.

Fuente: Elaboración propia en base a datos de BCCh, CASEN, INE.



Tabla 4: Contribución al Crecimiento de PTF Resto

Año	Crec.PTF	Efecto Reasignación	Total
1997	0.72%	1.51%	2.23%
1998	-3.26%	1.10%	-2.16%
1999	-1.20%	-0.03%	-1.23%
2000	-0.93%	0.42%	-0.50%
2001	1.38%	0.75%	2.13%
2002	1.41%	-0.08%	1.33%
2003	-0.70%	0.46%	-0.24%
2004	1.17%	1.31%	2.48%
2005	3.45%	1.58%	5.03%
2006	1.18%	0.69%	1.87%
2007	1.44%	0.42%	1.86%
2008	1.88%	0.83%	2.71%
2009	-1.94%	-0.04%	-1.98%
2010	3.36%	-0.18%	3.19%
2011	-0.22%	1.02%	0.80%
2012	0.49%	0.19%	0.68%
2013	-1.04%	1.01%	-0.03%
2014	0.15%	-0.16%	0.00%
Promedio	0.41%	0.60%	1.01%

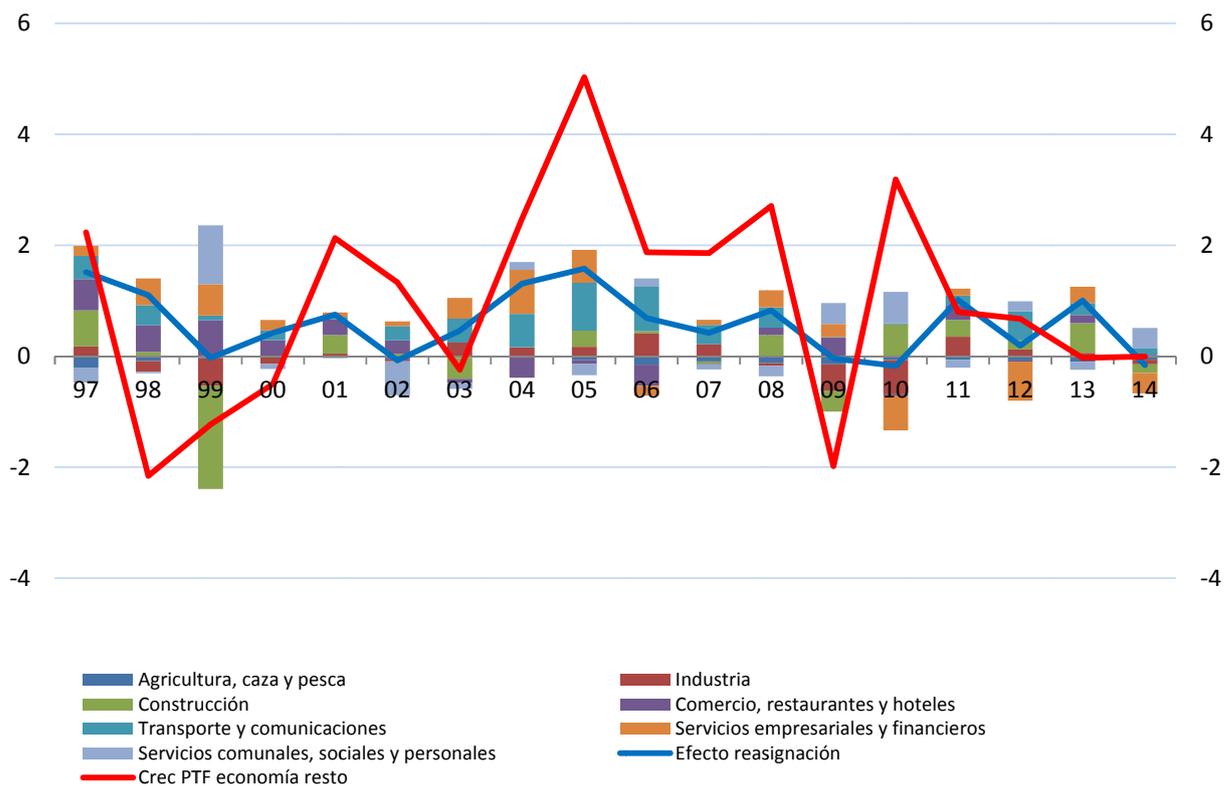
Nota: Descomposición del crecimiento PTF en crecimiento PTF sectoriales y efecto reasignación. La primera columna muestra el primer término de la descomposición $\frac{\Delta PTF_t}{PTF_{t-1}} = \sum_s \omega_{st-1} \frac{PTF_{st-1}}{PTF_{t-1}} \frac{\Delta PTF_{st}}{PTF_{st-1}} + \sum_s \frac{PTF_{st-1}}{PTF_{t-1}} \Delta \omega_{st}$, efecto crecimiento PTF. La segunda columna muestra el segundo término de la suma, efecto reasignación. Para más detalle de lo que significa cada variable ver texto.

Fuente: Elaboración propia en base a datos de BCCh, CASEN, INE.



La **Figura 2** muestra que el efecto reasignación ha contribuido positivamente durante la mayor parte del periodo estudiado. En particular, el crecimiento de la PTF proveniente de la reasignación sectorial es mucho menos volátil que el componente de crecimiento puro, y es a su vez más resistente a shocks económicos. Finalmente, descomponiendo el efecto reasignación en contribuciones sectoriales, se observa que los sectores Industria, Transporte y comercio, Servicios financieros y empresariales son quienes dan cuenta del efecto reasignación. La razón de esto es que estos sectores son los de mayor productividad relativa del período (**Tabla 5**).

Figura 2: Descomposición Histórica del Componente Reasignación de la PTF Resto
(Variación Anual, %)



Nota: La línea azul es $\left(\sum_S \frac{PTF_{st-1}}{PTF_{t-1}} \Delta\omega_{st}\right)$, la línea roja es $\left(\frac{\Delta PTF_t}{PTF_{t-1}}\right)$, las barras de colores representan la contribución de las ganancias por reasignación cada sector en el efecto agregado. Para más detalle sobre las variables ver texto.

Fuente: Elaboración propia en base a datos de BCCh, CASEN, INE.



Tabla 5: PTF Relativa por Sector
(Promedio Periodo, %)

Sectores	Periodo		
	1997-2008	2009-2011	2012-2014
Agricultura, caza y pesca	1.3	1.6	1.6
Industria	5.4	4.6	4.4
Construcción	1.2	1.1	1.0
Comercio, restaurantes y hoteles	0.5	0.5	0.5
Transporte y comercio	3.4	2.5	2.4
Servicios financieros y empresariales	1.8	2.0	2.1
Servicios comunales y sociales	0.3	0.3	0.3

Nota: La PTF relativa por sector se define como $\frac{PTF_{st}}{PTF_t}$. Las columnas son el promedio simple de cada periodo.

Fuente: Elaboración propia en base a datos de BCCh, CASEN, INE.

3. PROYECCIÓN

En esta Sección del trabajo proyectamos el crecimiento anual de la PTF resto, la cual estimamos en **1%** anual. De acuerdo al modelo de crecimiento neoclásico, el crecimiento anual de la PTF ancla la proyección de crecimiento tendencial de la economía. Por tal razón, la proyección de este parámetro es de muy relevante. Partiendo de lo documentado en la sección anterior, el objetivo de esta parte del trabajo es revisar la plausibilidad de utilizar el promedio histórico del crecimiento de la PTF resto como proyección.

3.1 MODELO AUTO-REGRESIVO SIMPLE

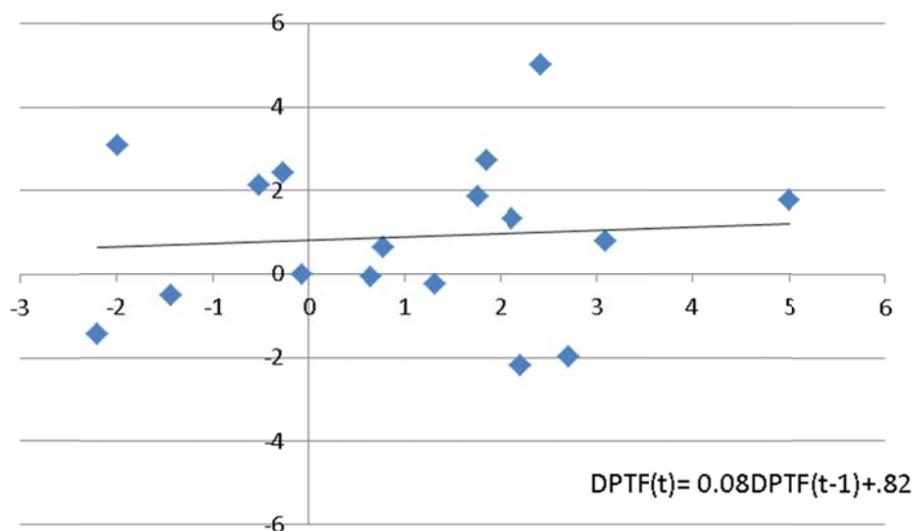
La **Figura 3** muestra que la tasa de crecimiento de la PTF resto es una serie que presenta muy baja persistencia. Esto puede verse más formalmente ajustando un proceso AR1 al crecimiento anual de la PTF,

$$\Delta \ln PTF_t = \rho \mu + (1 - \rho) \Delta \ln PTF_{t-1} + \varepsilon_t$$



(donde μ , $1 - \rho$, y ε son el crecimiento de largo plazo, la persistencia del crecimiento, y un shock al crecimiento de la PTF, respectivamente). La persistencia estimada del crecimiento anual de la PTF resulta baja, siendo su valor **.08**. Adicionalmente, la hipótesis que la persistencia de la serie es cero no puede ser rechazada. Esto es, la evidencia indica que información pasada de la serie no ayuda a mejorar la proyección de la serie a partir de su promedio histórico.

Figura 3: Autocorrelación Crecimiento PTF



Nota: **Figura 3** muestra los puntos $\Delta \ln PTF_t$ (eje vertical) y $\Delta \ln PTF_{t-1}$ (eje horizontal). Además, la línea negra sólida es la predicción dentro de muestra de la regresión $\Delta \ln PTF_t = \rho\mu + (1 - \rho) \Delta \ln PTF_{t-1} + \varepsilon_t$. La ecuación fue estimada por OLS con datos del período 1997-2014.

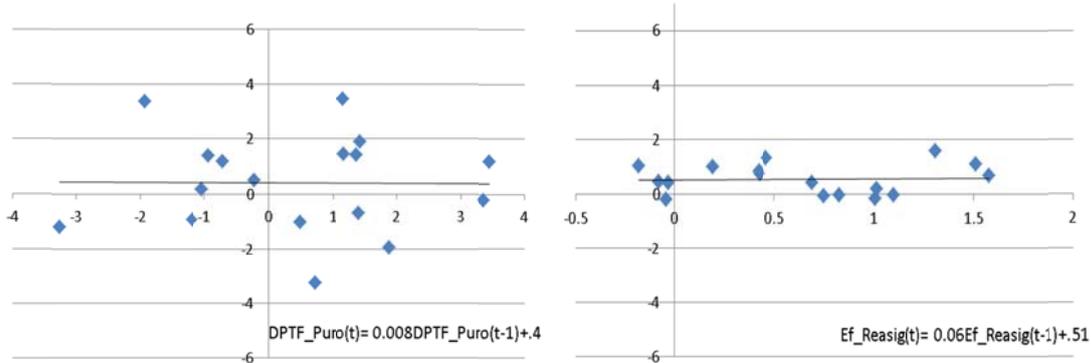
Fuente: Elaboración propia en base a datos de BCCh.

En otro orden, la **Figura 4.A** y la **Figura 4.B** nos muestran que la baja persistencia del crecimiento de la PTF es también una propiedad de cada uno de sus componentes, ganancias por crecimiento de productividad y reasignación. En particular, la persistencia estimada para estos componentes es cercana a cero. En ambos casos, la hipótesis que la persistencia de las series es cero, no puede ser rechazada. Por lo tanto, la propiedad que información pasada de la serie no ayuda a mejorar la proyección a partir del promedio histórico es robusta a los componentes de la PTF resto.



Figura 4.A: Autocorrelación Crecimiento Puro de PTF

Figura 4.B: Autocorrelación Efecto Reasignación



Nota: **Figura 4.A (Figura 4.B)** muestra los puntos $\sum_s \omega_{st-1} \frac{PTF_{st-1}}{PTF_{t-1}} \frac{\Delta PTF_{st}}{PTF_{st-1}} \left(\sum_s \frac{PTF_{st-1}}{PTF_{t-1}} \Delta \omega_{st} \right)$ (eje vertical) y $\sum_s \omega_{st-2} \frac{PTF_{st-2}}{PTF_{t-2}} \frac{\Delta PTF_{st-1}}{PTF_{st-2}} \left(\sum_s \frac{PTF_{st-2}}{PTF_{t-2}} \Delta \omega_{st-1} \right)$ (eje horizontal). Además, la línea negra sólida es la predicción dentro de muestra de ajustar un proceso AR1 a $\sum_s \omega_{st-1} \frac{PTF_{st-1}}{PTF_{t-1}} \frac{\Delta PTF_{st}}{PTF_{st-1}} \left(\sum_s \frac{PTF_{st-1}}{PTF_{t-1}} \Delta \omega_{st} \right)$. El proceso AR1 fue estimado por OLS con datos del período 1997-2014.

Fuente: Elaboración propia en base a datos de BCCh.

Para resumir, ya sea para análisis agregado del crecimiento de la PTF resto o para sus componentes, incorporar valores pasados de la serie no agrega información a proyectar utilizando el promedio histórico.

3.2 PREDICCIÓN ROBUSTA A QUIEBRES ESTRUCTURALES

En esta Sección del trabajo proyectamos el crecimiento de la PTF resto siguiendo una metodología de proyección robusta a quiebres estructurales.

En la **Sección 2.1** documentamos un período de crecimiento de la PTF resto alto (1997-2008) y otro bajo (2012 - 2014). Esto sugeriría la presencia de quiebres estructurales en la serie de crecimiento de la PTF resto. Sin embargo, identificar la fecha y el tamaño de tales quiebres con 17 observaciones es virtualmente imposible. Con esto en mente, realizamos un ejercicio de predicción robusto a incertidumbre sobre la presencia de quiebres estructurales.

Siguiendo la metodología propuesta por Pesaran et al. (2013) (aplicada para la economía de EEUU por Fernald (2014) y para Chile por Albagli et al. (2015)), se promedian los



promedios de crecimiento de la PTF resto, considerando todas las ventanas posibles (que tengan al menos 4 observaciones) para promediar el crecimiento de la PTF entre 1997-2014, con inicio variable y fecha de finalización en la última observación de la muestra. Al considerar ventanas que incluyen menos observaciones pasadas, este método da un mayor peso a observaciones que se encuentran al final de la muestra, siendo este la mayor ventaja de esta metodología.

La proyección de crecimiento de la PTF resto que resulta de este ejercicio es cercana a **1%**. Dado que el método descansa en promediar promedios, idénticas conclusiones se obtienen si aplicamos ésta metodología a cada uno de los componentes del crecimiento de la PTF resto.

4. CONCLUSIÓN

En este trabajo analizamos la productividad de la economía resto de Chile para el periodo 1997-2014. El objetivo principal del artículo fue proyectar el crecimiento de la PTF resto para realizar proyecciones de crecimiento tendencial de la economía.

En la primera parte del trabajo contextualizamos nuestras proyecciones, mostrando la importancia de incorporar la reasignación sectorial en el cálculo del crecimiento de la PTF. En particular, descompusimos la productividad del sector resto en dos componentes, un componente de crecimiento puro y otro de reasignaciones sectoriales. Cuantificando la contribución de cada uno de estos componentes al promedio del crecimiento de la PTF resto del período, **1%**, concluimos que aproximadamente **40%** es explicado por el componente crecimiento puro de la PTF, mientras **60%** por el componente reasignación.

En la segunda parte del trabajo realizamos ejercicios de proyección del crecimiento de la PTF. Nuestros principales resultados fueron los siguientes. Primero, distintos modelos de serie de tiempo del crecimiento de la PTF resto rechazaron que rezagos de la misma contribuyan a predecir el valor corriente del crecimiento de la PTF, lo cual sugiere que el promedio histórico de la misma es un buen predictor. Segundo, un procedimiento de predicción robusta a presencia de quiebres estructurales en el crecimiento de la PTF entregó predicciones de la tasa de crecimiento de la PTF similares a **1%**. Finalmente, un ejercicio



de predicción a partir de descomponer el crecimiento de la PTF en ganancias puras por crecimiento de productividad sectoriales y ganancias por reasignación entre sectores entregó valores similares al ejercicio agregado. En suma, los resultados obtenidos en nuestro trabajo sugieren una proyección de crecimiento de la PTF de **1%**.



REFERENCIAS

Albagli, E., Contreras, G., De la Huerta, C., Luttini, E., Naudón, A., y F., Pinto (2015). “Crecimiento Tendencial de Mediano Plazo en Chile”. Minuta BCCh.

Banco Central de Chile (2010). “Informe de Política Monetaria Marzo 2010”, Santiago, Chile.

Chumacero, R., y R., Fuentes (2002). “On the Determinants of the Chilean Economic Growth”, Documento de Trabajo del Banco Central de Chile 134, Banco Central de Chile.

Contreras, G., y E., Luttini (2016). “Inversión y Crecimiento Tendencial de Mediano Plazo en Chile”. Minuta BCCh.

Corbo V., y R., Gonzalez (2014). “Productivity and Economic Growth in Chile” en Growth Opportunities for Chile. Editado por V. Corbo (eds.), CEP, Santiago, Chile: Editorial Universitaria.

Fernald, J., (2014). “The Recent Rise and Fall of Rapid Productivity Growth,” FRBSF Economic Letter, Federal Reserve Bank of San Francisco.

Fuentes, R., M., Larraín, y K., Schmidt-Hebbel (2006). “Sources of Growth and Behavior of TFP in Chile”, Latin American Journal of Economics, Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile, vol. 43 (127), 113-142.

Magendzo I., and Villena., (2012). “Evolución de la Productividad Total de Factores”, Informe Técnico, CORFO y Universidad Adolfo Ibáñez, Santiago.

Pesaran, M., A., Pick, y M., Pranovich (2013). “Optimal Forecasts in the Presence of Structural Breaks,” Journal of Econometrics, vol. 177(2), 134-152.

Rivero, R., y R., Vergara (2006). “Productividad Sectorial en Chile: 1986-2001,” Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile., vol. 43(127), 143-168.



Tabla A.1: Participación del Trabajo

Sector	Participación del Trabajo
Economía resto	52.0
Agricultura	37.1
Minería	18.8
Industria	30.2
Electricidad Gas y Agua	13.5
Construcción	65.0
Comercio, restaurantes y hoteles	63.2
Transporte	35.1
Servicios financieros y empresariales	45.3
Servicios Comunales y Sociales	71.3

Fuente: Corbo y Gonzalez (2012), y cálculos propios a partir de datos de Cuentas Nacionales.



Tabla 2.A: Variables y Fuentes

Variable	Definición	Fuente
PIB	Producto Interno Bruto, millones de pesos encadenados.	Banco Central de Chile, Compilación de Referencia 2008.
Trabajo	Cantidad de trabajadores.	Instituto Nacional de Estadísticas, Encuestas NENE y ENE. Series empalmadas por Banco Central de Chile.
Participación del trabajo economía resto	Promedio entre 2008-2013 del ratio entre salarios pagados por el sector corporativo (financiero y no financiero) y el valor agregado del sector neto de impuestos.	De Albagli et al., (2015). Datos de Cuentas Nacionales, Compilación de Referencia 2008.
Participación del trabajo sectores	Remuneración total del trabajo en el valor agregado de cada sector.	De Corbo y Gonzalez (2012). Datos de Cuentas Nacionales, Banco Central de Chile, Compilación de Referencia 2003.
Horas trabajadas	Suma de las horas trabajadas en un año, calculadas como el promedio de las horas semanales, multiplicadas por el número de semanas en un año.	Instituto Nacional de Estadísticas, Encuestas NENE y ENE. Series empalmadas por Banco Central de Chile.
Índice de calidad de la educación	Salarios promedio de trabajadores por nivel educacional i , relativo al promedio de salario de trabajadores sin educación formal, multiplicado por el ratio de la participación de trabajadores de un cierto nivel educativo i en la cantidad total de trabajadores.	Encuesta CASEN, Ministerio de Desarrollo Social.
Stock de capital	Stock de capital en millones de pesos 2008.	Banco Central de Chile, serie de stock de capital.
Utilización de capital	Se construye serie trimestral de energía CDEC SIC (GWh), se aplica filtro HP ($\lambda=10.000$), y se calcula: $UK=\exp(\ln SIC \text{ serie original})/\exp(\ln SIC \text{ serie filtrada})$.	Comisión Nacional de Energía.