



ESTIMACIÓN DE PARAMETROS ESTRUCTURALES DE LA ECONOMÍA CHILENA

Rosario Aldunate, Francisco Bullano, Mario Canales, Gabriela Contreras,

Andrés Fernández, Jorge Fornero, Mariana García, Benjamín García, Jennifer Peña,

Matias Tapia, Roberto Zuñiga

Esta minuta documenta la actualización en las estimaciones de los parámetros estructurales para la economía chilena realizados por el Banco Central de Chile con ocasión de su Informe de Política Monetaria de Junio de 2019. El primer capítulo contiene los detalles de la actualización del crecimiento del PIB tendencial; el segundo presenta los resultados del PIB potencial; y el tercero aquellos de la tasa de interés neutral.

Capítulo 1.

Actualización del Crecimiento Tendencial de Mediano Plazo en Chile

Estimaciones centrales y escenarios de riesgo para el período 2019-2050

En septiembre de 2017, el Banco Central de Chile publicó el documento “Crecimiento tendencial: proyección de mediano plazo y análisis de sus determinantes” (desde aquí en adelante, Banco Central (2017)), en el que presentó en detalle la metodología y resultados de ejercicios de proyección del crecimiento tendencial para el período 2017-2050.

Por su naturaleza, la proyección del PIB tendencial no se hace cargo de fluctuaciones transitorias asociadas a *shocks* específicos, sino que intenta capturar las dinámicas de mediano y largo plazo del producto y los factores que lo componen. Por lo mismo, es esperable que estas proyecciones cambien lentamente en el tiempo, y que las revisiones de las mismas sean esporádicas, ya que solo deberían hacerse cuando han cambiado de manera significativa las tendencias de mediano o largo plazo de la evolución de los insumos de producción o de la productividad.

Esta minuta presenta una actualización del ejercicio del año 2017 a luz, justamente, de un cambio significativo en la tendencia de mediano plazo de uno de los insumos de producción, que tiene consecuencias significativas para la evolución del PIB tendencial durante la próxima década. En concreto, el factor que motiva esta actualización es la revisión de las proyecciones de población 1992-2050 con base 2017, publicadas por el INE a fines de 2018. Estas proyecciones incorporan el significativo fenómeno inmigratorio que ha



experimentado la economía chilena desde 2015, el cual no estaba anticipado por las proyecciones de población previas.

Las estadísticas del INE sugieren que entre 2015 y 2018 la población inmigrante aumentó en más de 630 mil personas, esperándose 360 mil personas en los próximos 3 años. Ello se traduce en un crecimiento de la población en edad de trabajar mucho más acelerado que el asumido en las proyecciones poblacionales disponibles en 2017, con consecuencias de primer orden para la capacidad de crecimiento de la economía.

Adicionalmente, esta actualización se hace cargo de los mecanismos económicos mediante los cuales la economía puede ajustarse en respuesta al shock inesperado y con alta probabilidad de ser de carácter permanente en el factor trabajo que representan los flujos de inmigración del último quinquenio. En particular, se discute como este shock en impacto puede desviar a la economía de sus sendas tendenciales de capital per cápita y productividad agregada, y las maneras en que la economía puede retornar a las sendas iniciales. Para analizar ello, se recurre a modelos estructurales que permiten plantear diversos escenarios de convergencia. El resto de los supuestos de proyección no sufren cambios mayores respecto a lo realizado en 2017.



1. Metodología Central y Resumen Resultados

La metodología de proyección del crecimiento tendencial asume una función de producción neoclásica de retornos constantes a escala del tipo Cobb-Douglas, donde los factores productivos, trabajo (\tilde{L}) y capital físico (K), y la productividad total de factores (PTF) se relacionan con el nivel de PIB (Y) a través de la expresión $Y = PTF \cdot K^\beta (\tilde{L})^{(1-\beta)}$, donde $1 - \beta$ representa la razón entre los ingresos de los trabajadores y el PIB¹. En esta expresión, el factor trabajo ampliado, \tilde{L} , se descompone a su vez en tres componentes: fuerza laboral, horas y capital humano.

La proyección en esta ocasión se centra en el PIB excluyendo el sector minero (PIB no minero), bajo la lógica de que la minería tiene dinámicas propias, que dependen de factores, como el capital natural (por ejemplo, la ley de los yacimientos de cobres), que es más discutible que se puedan representar por la función de retornos constantes a escala. Esta descomposición entrega resultados muy similares al de descomponer el PIB entre sectores de recursos naturales (RRNN) y resto (PIB Resto), metodología utilizada hasta 2017.²

Al igual que en 2017, para el caso de particular de la proyección a 10 años la estimación tendencial PIB no minero se combina con una proyección (externa) de PIB minero para tener una proyección del crecimiento tendencial del PIB total. Para todos los demás horizontes, la proyección es para el crecimiento del PIB no minero.

En el escenario base, el crecimiento tendencial estimado para el PIB no minero para los siguientes 10 años, período que se considera el más adecuado conceptualmente para el ejercicio de proyección, es de 3,5% en promedio, siendo significativamente mayor en la primera mitad de la década (3,8% en promedio) como reflejo de la mayor inmigración proyectada en ese período y la convergencia natural del factor trabajo. Para el más largo plazo (período 2019-2050), la proyección base es un promedio de 2,9%. En contraste, en

¹ Siguiendo lo calculado en Banco Central (2017), $\beta = 0,5$.

² Para más detalles y una discusión de los motivos del cambio, ver Fuentes, Fornero y Rubio (2018).



2017 se proyectaba que el PIB resto crecería 3,6% en los siguientes 5 años, 3,4% en la siguiente década y 2,7% en el más largo plazo.

Para el caso del PIB total, para la siguiente década (2019-28) la proyección es un crecimiento tendencial promedio de 3,4%, asociado a un crecimiento tendencial del PIB Minero 2%. Esta proyección es 0,3pp mayor que para el ejercicio realizado en 2017 para la misma década (2019-2028).

Diversos ejercicios de sensibilidad dan un intervalo de proyecciones que para 2019-2028 va desde 3,0% a 4,1% para el PIB no minero tendencial (2,9% a 3,9% para el PIB tendencial total) y entre 2,6 y 3,2% para el PIB no minero tendencial hasta 2050.

2. Factor Trabajo

Como se discute detalladamente en Banco Central (2017), una medición correcta del factor trabajo en la función de producción, y una proyección de su evolución en el largo plazo, implica analizar en detalle una serie de elementos, que van desde los patrones demográficos de crecimiento de la población, hasta la evolución de la participación laboral y de la educación de los trabajadores (capital humano). En base a lo anterior, el factor trabajo ampliado, \tilde{L} , se define como el producto de tres componentes.

$$(1) \quad \tilde{L} = L \cdot H \cdot Q$$

El primer componente es la fuerza laboral, L , definida como la población del país, ajustada por las tasas de participación en el mercado laboral de los distintos grupos que la componen (hombres y mujeres, nacidos en Chile e inmigrantes). La evolución de este componente recoge factores demográficos asociados a las tasas de natalidad, mortalidad y ajustes en la esperanza de vida; la tasa de inmigración neta, y los procesos económicos asociados a cambios en las tasas de participación de un grupo dado.



El segundo componente son las horas trabajadas, H , y se asocian al margen intensivo de participación laboral. El tercer componente es un índice de calidad, Q , el cual se asocia a indicadores de capital humano (distribución de grados de escolaridad, años de escolaridad promedio) ajustados por medidas de productividad. Conceptualmente, este componente se mueve por cambios en los niveles de escolaridad de la fuerza de trabajo y por cambios en cómo esos niveles afectan la capacidad productiva de los trabajadores (es decir, los retornos de la educación).

2.1. Crecimiento de la fuerza laboral: \dot{l}

La proyección de la fuerza laboral hasta 2050 se basa en el comportamiento esperado de dos variables. Primero, la evolución de la población en edad de trabajar (personas de 15 años o más). Esto se asocia tanto a los factores demográficos (natalidad/mortalidad) de las personas viviendo en Chile, como a los flujos migratorios netos que se espera ocurran en este período. Segundo, las tasas de participación en el mercado laboral, distinguiendo entre grupos de edad, sexo (hombres/mujeres) y origen (nacionales/inmigrantes). Los movimientos en la fuerza laboral, por tanto, se asociarán a cambios en el tamaño y composición de los grupos en que se divide la población en edad de trabajar y cambios en la tasa de participación específica a cada grupo.

El elemento central para la evolución esperada de la población en edad de trabajar son las proyecciones de la población por sexo y edad que realiza el INE.

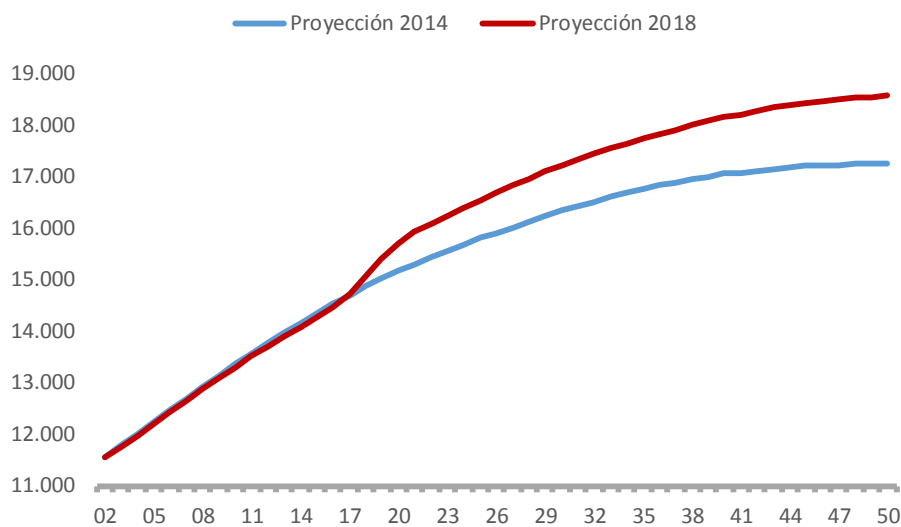
Como se discutió en la introducción, la principal novedad de esta actualización es la revisión de las proyecciones de población 1992-2050 con base 2017, publicadas por el INE en diciembre de 2018.³ Estas proyecciones incorporan el significativo fenómeno migratorio que ha experimentado la economía chilena desde 2015, el cual se espera sigue siendo

³ <https://www.ine.cl/estadisticas/demograficas-y-vitales>.



importante en los próximos años.⁴ Como muestra el **Gráfico 1**, la intensidad de este fenómeno no estaba incorporada en las proyecciones de población anteriormente disponibles, lo que tiene consecuencias relevantes en la proyección del factor trabajo y, a través de este, en la capacidad de crecimiento de la economía.

Gráfico 1
Proyecciones de Población en Edad de Trabajar (miles de personas, 2002-2050)



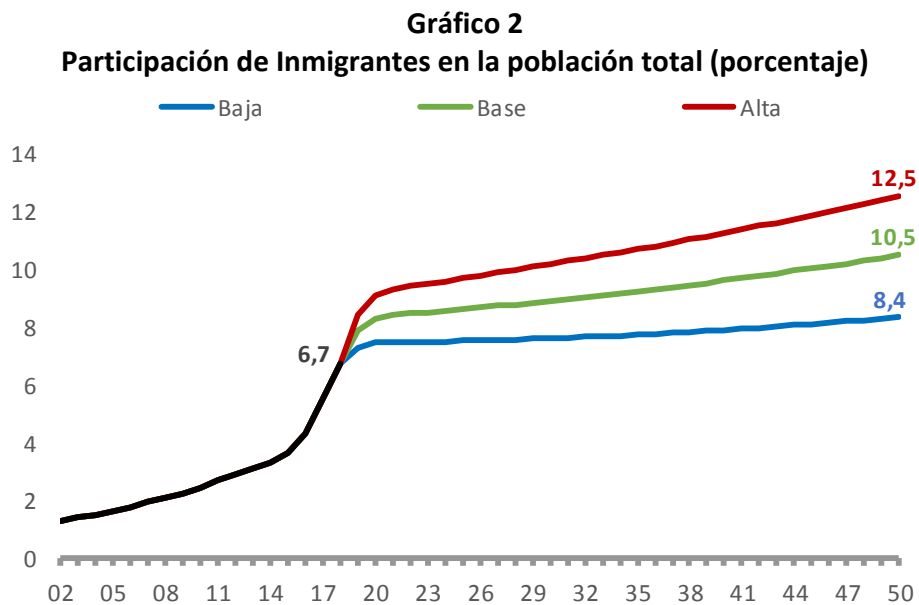
Fuente: INE.

En el escenario base, mantenemos el supuesto de migración de las proyecciones del INE publicadas en 2018, asumiendo que la distribución de edades de los inmigrantes se mantiene en los valores de diciembre de ese año. En este escenario, el INE proyecta que la entrada neta de inmigrantes comienza a disminuir después de alcanzar un máximo en 2018, convergiendo a una entrada neta anual de 21.000 personas a partir de 2030 (que corresponden a 18.843 inmigrantes en edad de trabajar). El crecimiento del número de inmigrantes es más rápido que el de la población total, por lo que la razón de inmigrantes a población crece en el tiempo de 6,7% en 2018 a 10,5% en 2050.

⁴ Las proyecciones de población dadas a conocer en diciembre de 2018, incluyen los resultados de la estimación conjunta del INE y del Departamento de Extranjería y Migración (DEM) de 1.251.225 extranjeros residentes en Chile al 31 de diciembre del 2018.



Sin embargo, el proceso futuro de inmigración está sujeto a un alto grado de incertidumbre, ya que no solo depende de las decisiones de política migratoria y la evolución económica que pueda tener Chile, sino que también de la evolución económica y política de los países desde los cuales se orinan los flujos de inmigrantes. Como manera de representar esta incertidumbre, el **Gráfico 2** también presenta dos escenarios alternativos para los flujos inmigratorios. En el escenario de inmigración alta, la inmigración neta por año es 50% mayor que lo proyectada por INE, con lo que el flujo neto anual de personas en edad de trabajar converge a 31.686 personas y la proporción de inmigrantes a 12,5% de la población. En el escenario de inmigración baja, la entrada neta de extranjeros es la mitad de lo proyectado por INE, con un flujo en estado estacionario de 9.422 personas en edad de trabajar y una proporción de inmigrantes de 8,4% a 2050.



Fuente: Elaboración propia en base a datos de INE

Para todo el resto de los componentes de la fuerza de trabajo, la proyección sigue directamente lo realizado en Banco Central (2017). Así, la proyección de las tasas de participación laboral se basa en distintos escenarios de convergencia a tasas de participación de los países de la OCDE. En el escenario central de proyección de fuerza de trabajo, el escenario base es aquel donde la inmigración se mantiene en el escenario



llamado “Migración Base” (convergencia a una entrada de 21.000 personas al año), todos los trabajadores de entre 25 y 60 años convergen hacia 2050 a las tasas de participación de la OCDE proyectadas por la OIT en 2050, los trabajadores mayores a 60 años y los inmigrantes mantienen su participación actual, y los trabajadores más jóvenes reducen su participación por mayor escolaridad (**Tabla 1**).

Tabla 1
Escenarios de Proyección de la Fuerza de Trabajo
(promedio, variación % anual)

| Participación | Migración | 2019-2028 | 2019-2050 |
|---------------|-----------|-----------|-----------|
| Pesimista | Baja | 1,0 | 0,4 |
| Pesimista | Base | 1,2 | 0,5 |
| Base | Base | 1,3 | 0,6 |
| Optimista | Base | 1,4 | 0,6 |
| Optimista | Alta | 1,6 | 0,7 |

Fuente: Elaboración propia en base a datos de CASEN 2015, INE, OIT y OCDE.

En el escenario más “pesimista”, la inmigración está en el escenario bajo, y hacia 2050 sólo se alcanza a cerrar la mitad de la brecha entre la participación actual y la que se proyecta para la OCDE en 2050 para los grupos que convergen. En el escenario más “optimista”, la inmigración se mantiene alta, y la convergencia a la participación de la OCDE del grupo de edad media se produce en 2035 y luego sigue la proyección de la OIT para los países OCDE hacia adelante.

2.2. Crecimiento de las horas anuales trabajadas: \dot{h}

De igual manera que en Banco Central (2017), para las horas semanales, se toma como base una proyección para países europeos (Comisión Europea, 2014) hacia 2050, y se hacen converger las horas semanales totales a ese número.⁵ En el escenario base, se converge a esa proyección de horas en 2050. Los escenarios de riesgo involucran una convergencia más

⁵ Se hacen converger las horas semanales totales y no su desagregación por sexo y edad, ya que no se cuenta con información que permita establecer supuestos de convergencia separados para estos grupos.



temprana (2035, tras los cual se sigue la proyección de la OCDE) y una en que solo se cierra la mitad de la brecha hacia 2050 (**Tabla 2**).

Una convergencia más rápida en horas semanales, o un impacto más fuerte de la cantidad de mujeres en las semanas, son escenarios “pesimistas” en el sentido de que tienden a reducir el crecimiento del PIB tendencial resto, aunque pudieran estar asociados a aumentos en bienestar de los trabajadores. La proyección implica que entre 2019-28, las horas trabajadas decrecerán en promedio 0.4% anual (entre -0.6 y -0.2%).

Tabla 2
Escenarios de Proyección de las Horas Anuales
(promedio, variación % anual)

| | 2019-2028 | 2019-2050 |
|------------------|-----------|-----------|
| Pesimista | -0,6 | -0,3 |
| Base | -0,4 | -0,4 |
| Optimista | -0,2 | -0,2 |

Fuente: Elaboración propia en base a datos de CASEN 2015, INE, OIT y OCDE.

2.3. Crecimiento del capital humano: \dot{q}

El stock de capital humano se construye como el promedio ponderado del premio salarial de distintas categorías educacionales respecto al grupo sin educación formal⁶, donde los ponderadores corresponden al porcentaje de ocupados en cada categoría respecto al total de ocupados, es decir:

$$(2) \quad q = \sum_{i=1}^7 \left(\frac{w_i}{w_1} \right) \cdot \left(\frac{L_i}{L} \right)$$

⁶ Al usar salarios relativos, y no absolutos, esta metodología limpia el índice de calidad de factores no relacionados con la educación, como el capital y la productividad total de factores, que afectan al nivel de salarios de la economía. Al mismo tiempo asume, implícitamente, que el retorno relativo es una medida suficiente para comparar capital humano entre países, por lo que no da espacio a diferencias en calidad educativa.



donde w_i y L_i son los salarios y el número de ocupados en cada nivel educacional i de la CASEN, desde 1990 hasta 2015.⁷ Esta fórmula ocupa el promedio de los premios salariales entre 1990 y 2015 (tanto para cálculo histórico de la calidad como para su proyección), ya que estos no exhiben tendencias claras entre estos años.

Proyectamos la calidad del empleo de la misma forma que en Banco Central (2017). Primero, proyectamos el nivel educacional para distintos grupos etarios dentro de trabajadores ocupados, haciendo supuestos de convergencia en la educación (porcentaje de ocupados con distintos grados educacionales) sólo para los nuevos entrantes a la fuerza laboral, tomando como referente el nivel dado por la mediana de los países de la OCDE en el año 2015. A continuación, obtenemos la composición educacional de los trabajadores mayores de 15 años, ponderando los distintos cohortes etarios por su participación en los ocupados. Finalmente, usamos la composición educacional de los trabajadores mayores de 15 años (el cálculo anterior) para construir el índice de calidad de los ocupados según la ecuación 2 (**Tabla 3**).

Tal como en los supuestos anteriores, la convergencia es gradual y se completa en el escenario base hacia 2050 y hacia 2035 en el escenario optimista. En el escenario pesimista, asumimos que hacia 2050 se cierra solo la mitad de la brecha de los niveles educacionales entre Chile y la OCDE. En la proyección, la calidad del factor trabajo crecerá en promedio 0,75% en los próximos 10 años (entre 0,70-0,84%).

Tabla 3
Escenarios de Proyección de la Calidad del Trabajo
(promedio, variación % anual)

| | 2019-2028 | 2019-2050 |
|------------------|-----------|-----------|
| Pesimista | 0,7 | 0,5 |
| Base | 0,7 | 0,6 |
| Optimista | 0,8 | 0,6 |

⁷ Los tramos educacionales se dividen en las siguientes 7 categorías: sin educación formal, básica incompleta, básica completa, media incompleta, media completa, superior incompleta y superior completa. Para los años en que no hay CASEN, se utilizan interpolaciones lineales.



Fuente: Elaboración propia en base a datos de CASEN 2015, INE, y OCDE.

3. Crecimiento del capital: \dot{k}

De manera similar a lo realizado en 2017, el escenario de proyección inicial toma para este y los próximos 2 años la estimación de crecimiento del capital no minero que se deriva de las proyecciones de inversión del Banco Central. De ahí en adelante, una alternativa es suponer que el capital del sector no minero crecerá a la misma tasa que el PIB no minero, asumiendo, por lo tanto, una razón capital-producto constante en el mediano plazo. Como se discutió en detalle en Banco Central (2017), ello es coherente con una interpretación de las últimas 2 décadas en que el crecimiento del sector no minero ha sido, en promedio, cualitativamente similar al descrito por una senda de crecimiento balanceado, y en que esperamos que así lo siga siendo hacia adelante.

Sin embargo, este análisis puede estar omitiendo una parte importante de los efectos del shock de inmigración sobre la senda de acumulación de capital. En las proyecciones del INE, el aumento del stock de trabajo asociado a la inmigración ocurre con la mayor intensidad entre 2017 y 2020. Durante ese período, el crecimiento del factor trabajo es mayor que el crecimiento del capital, lo que se asocia, por tanto, a una caída en el capital por trabajador.

Este aumento en el factor trabajo por la inmigración no debiese tener efectos permanentes en la senda de crecimiento per cápita de la economía, ya que en el largo plazo es solo un efecto escala que debiese compensarse con mayor capital de forma de volver a la senda de capital per cápita de estado estacionario.⁸ Para que ello ocurra, por tanto, el capital debe crecer a una tasa mayor que lo que estaría dada por el crecimiento tendencial en ausencia del shock migratorio. Económicamente, la escasez relativa del capital frente al trabajo

⁸ Ello se ve reforzado por el hecho que la educación promedio de los inmigrantes es muy similar a la de la población local, como se discute en Aldunate et al (2019).



aumenta su retorno marginal, incentivando una mayor inversión hasta que se retorne a la senda de equilibrio inicial.

Este proceso se ilustra de manera conceptual en el **Gráfico 3**. En ausencia del shock migratorio, la economía se encontraba sobre la senda de crecimiento del capital per cápita dada por la línea azul. El shock migratorio, en que el trabajo crece por encima de su crecimiento tendencial y queda de manera inesperada y permanente en un nivel mayor, mueve la senda de crecimiento a la línea roja. Si el crecimiento del capital sigue siendo el mismo que habría habido en ausencia del shock, el capital per cápita quedaría de manera permanente en un nivel más bajo que el de su senda inicial, lo que no se condice con la noción de que un shock en el factor trabajo no puede tener un efecto de largo plazo en las variables per cápita.

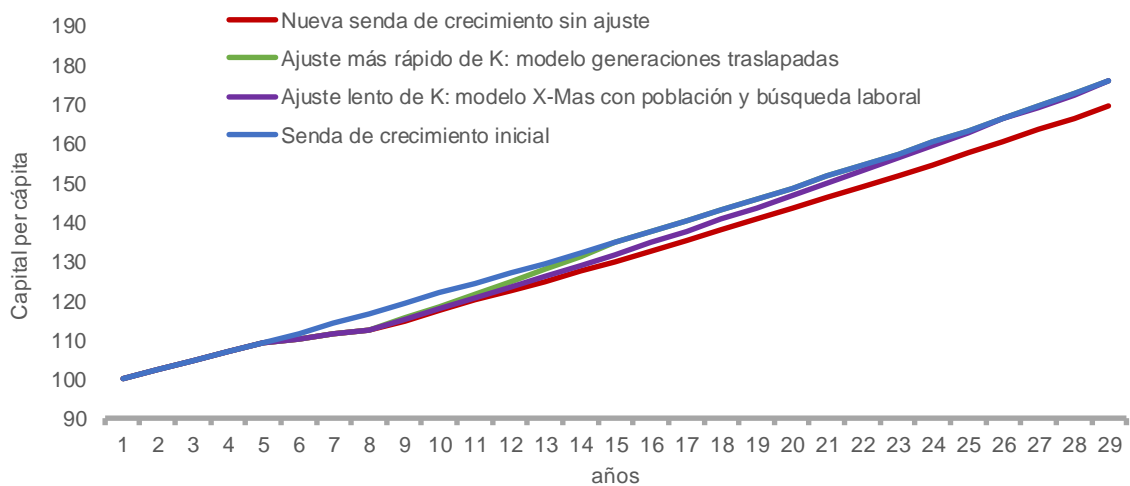
El capital, por tanto, debe crecer a una tasa mayor, de forma de retornar a la senda de crecimiento per cápita inicial. La velocidad de ese ajuste, sin embargo, no es obvia, y dependerá de la decisión óptima de inversión de los agentes en respuesta al aumento en el producto marginal del capital. Factores como la elasticidad intertemporal de sustitución del consumo y la existencia de costos de ajuste a la inversión van a ser determinantes en esa respuesta.

Para caracterizar cuantitativamente esta pregunta, se utilizan dos modelos estructurales calibrados para el sector no minero de la economía chilena, los cuales permiten incorporar un shock poblacional análogo al shock migratorio. El primero es una extensión del modelo DSGE de proyección con mercado laboral descentralizado de García et al. (2019) (modelo XMAS), mientras el segundo es el modelo de generaciones traslapadas, sector formal/informal y habilidades heterogéneas de Arias y Guerra (2019). En ambos modelos se calibra un shock de fuerza de trabajo equivalente al shock de inmigración observado desde 2015, y se determina de manera endógena la respuesta del capital no minero como desviación de su senda de equilibrio. La diferencia conceptual entre ambos modelos también se ilustra en el **Gráfico 3** donde se supone un aumento poblacional a partir del 5to



año. La convergencia del capital a su senda inicial es más lenta en el modelo XMAS, que incorpora una serie de rigideces reales como hábitos en el consumo y costos de ajuste, además de tener desempleo debido a la existencia de fricciones de búsqueda. El crecimiento del capital en el horizonte de proyección y, por tanto, la velocidad de convergencia, son mayores en el modelo de generaciones traslapadas, que se asocia a una economía más flexible en que el capital puede ajustarse de manera óptima más rápido. De todas formas, en ambos casos el shock de trabajo tiene efectos persistentes en el capital per cápita, los que solo se disipan de manera relativamente lenta.

Gráfico 3
Posibles sendas de crecimiento del capital per cápita
frente a un shock de fuerza de trabajo



Fuente: Elaboración propia en base a García et al. (2019) y Arias y Guerra (2019).

Tabla 3
Escenarios de Proyección del Capital
(promedio, variación % anual)

| Capital | Migración | 2019-2028 | 2019-2050 |
|------------------------|-----------|-----------|-----------|
| Pesimista (sin ajuste) | Baja | 2,9 | 2,5 |
| Pesimista (sin ajuste) | Base | 3,0 | 2,6 |
| Base (modelo X MAS) | Base | 3,3 | 2,8 |
| Optimista (modelo OLG) | Base | 3,9 | 3,2 |
| Optimista (modelo OLG) | Alta | 4,0 | 3,3 |



Fuente: Elaboración propia sobre datos BCCh, INE y modelos de García et al. (2019) y Arias y Guerra (2019).

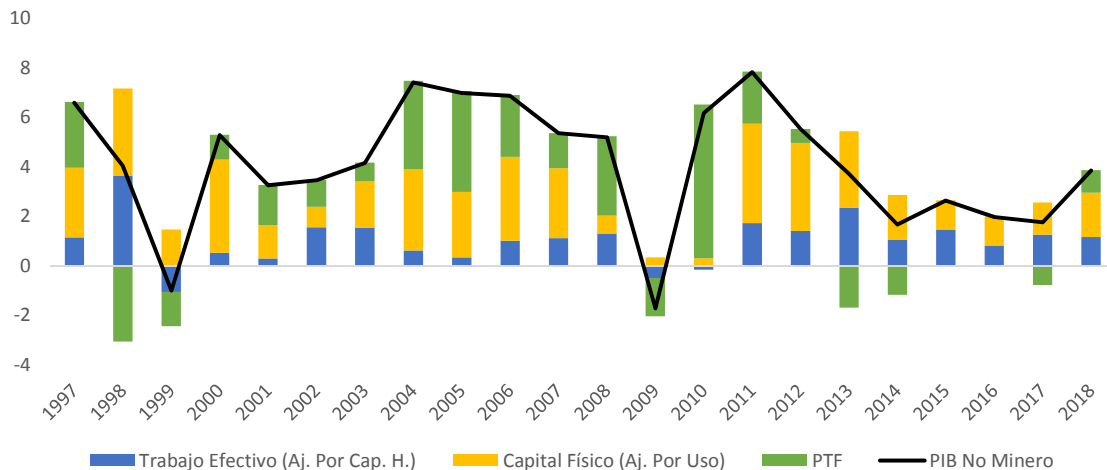
Las proyecciones finales para el factor capital se muestran en la **Tabla 3**. En la simulación base, se utiliza la proyección de inmigración base del INE, y al crecimiento del capital que se deriva de la metodología usada en Banco Central (2017) se agrega desde 2022 el crecimiento adicional por ajuste endógeno del capital que sugiere el modelo XMAS de García et al. (2019). Los escenarios “pesimistas” (uno con inmigración base, uno con inmigración baja) suponen que no hay respuesta endógena del capital, y que por tanto la economía transita de manera permanente por una senda de capital más baja a la que tenía inicialmente. Los escenarios “optimistas” (uno con inmigración base, uno con inmigración alta) incorporan la respuesta endógena del capital, proyectada por el modelo de generaciones trasladadas (OLG) de Arias y Guerra (2019).

4. Productividad total de factores

Siguiendo la discusión en Banco Central de Chile (2017), la proyección del crecimiento de la productividad total de factores (PTF) en el sector no minero se calcula inicialmente en base al crecimiento promedio histórico de la variable, que parece ser el mejor predictor disponible de la misma. Este crecimiento se calcula de manera residual, utilizando la función de producción Cobb-Douglas y el crecimiento observado del PIB no minero y los insumos asociados, ajustados por calidad e intensidad de uso, tal como se muestra en el **Gráfico 4**.



Gráfico 4
Descomposición del Crecimiento del PIB No Minero, 1997-2018
(porcentaje)



Fuente: Elaboración propia sobre datos BCCh, Casen, INE y OCDE.

Aunque la metodología de estimación es idéntica a la usada en 2017, la estimación puntual se diferencia en tres dimensiones: (a) las actualizaciones a las cifras de PIB históricas que realizó CCNN en los últimos años, (b) la incorporación de los datos de los años 2017 y 2018 como información adicional, y (c) el uso de datos de PIB No Minero en vez de PIB Resto.

En relación al primer punto, como parte del proceso de revisión y actualización de las cifras con compilación de referencia 2013, Cuentas Nacionales publicó a fines de 2017 nuevas series históricas de PIB por sector económico desde 1997, las cuales reemplazan a las series anteriormente disponibles. El uso de estos datos, que utilizan la metodología de series encadenadas, implica un crecimiento promedio marginalmente mayor que el estimado con las series de referencia históricas previamente utilizadas.

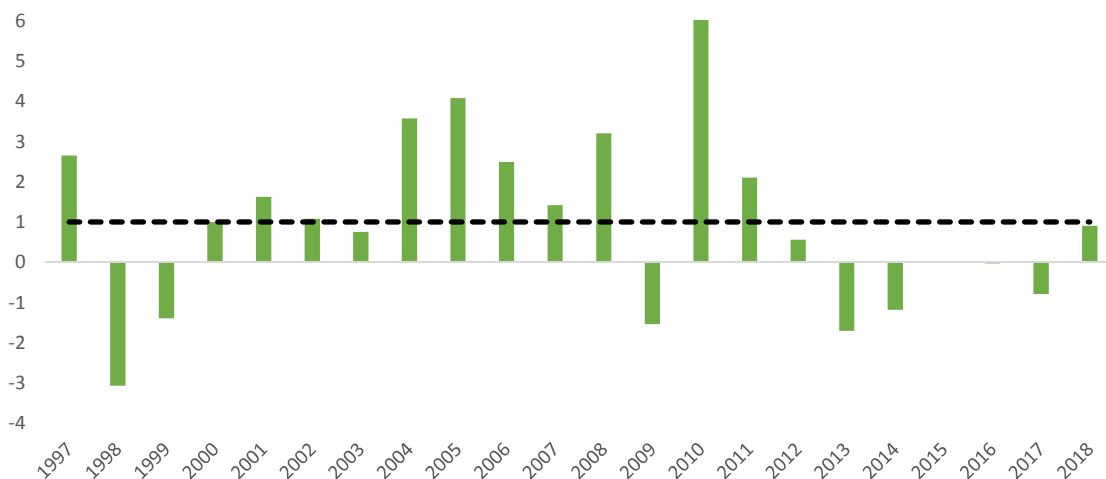
Con respecto al segundo punto, un problema para la estimación de la PTF en los últimos 2 años, tal como se discutió en el Recuadro III.3 del IPoM de diciembre de 2018, es la dificultad que pueden tener las encuestas de empleo en medir correctamente la evolución del factor trabajo en el contexto del shock migratorio, que no estaba incorporado ni al marco muestral ni a los factores de expansión de las mismas. Ello puede implicar que se subestime el



crecimiento del empleo y por tanto del factor trabajo, sobrestimando el rol de la PTF para un crecimiento del PIB dado. Por ello, y en base a las estadísticas de población del INE para esos años, se hace un ajuste al alza de las series de empleo para 2017 y 2018⁹, en línea con lo discutido en el Recuadro III.3 ya citado. Con este ajuste, la PTF estimada entre los años 2017 y 2018 se encuentra por debajo del promedio histórico, con lo que la incorporación de estos años afecta marginalmente a la baja el cálculo de la PTF. Sin embargo, el crecimiento de la PTF en 2018 es mayor al observado en cualquier año del último quinquenio.

Por último, y en línea con lo discutido anteriormente, el cambio desde el PIB Resto al PIB no minero prácticamente no tiene efecto sobre el cálculo de la PTF. Al igual que lo observado con la PTF Resto en 2017, la PTF del sector No Minero no presenta una tendencia clara en el período 2017-18, con un promedio anual de 1% (**Gráfico 5**). Esto es 0,1% mayor que lo descrito obtenido en 2017 y, como se mencionó, viene fundamentalmente del cambio en las series históricas.

Gráfico 5
Crecimiento PTF No Minero, 1997-2018
(variación anual, porcentaje)



⁹ La corrección de las series de empleo en el sector No Minero corresponde a un incremento adicional de 1,2% en el crecimiento del empleo en 2017 y de 0,7% en 2018.



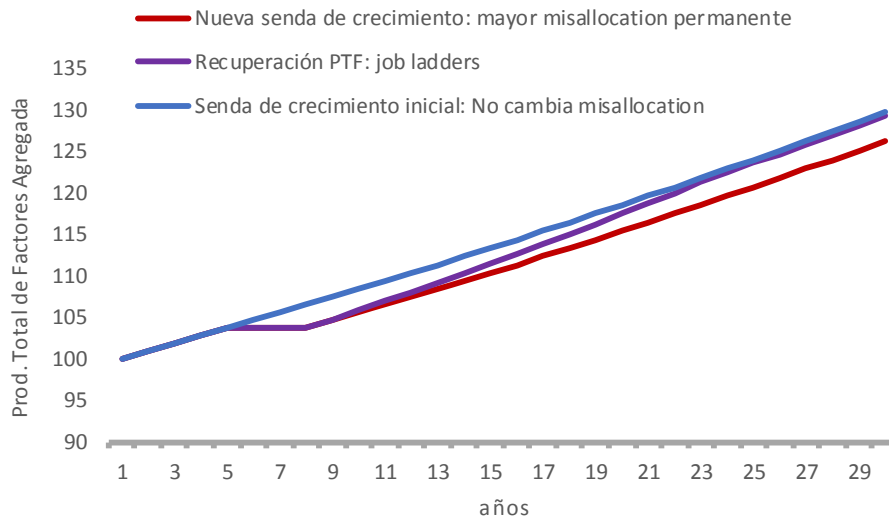
Fuente: Elaboración propia sobre datos BCCh, Casen, INE y OCDE.

De manera análoga a lo discutido en el caso del capital, es posible que el shock inmigratorio tenga efectos en productividad que no están incorporadas en la metodología de proyección utilizada en 2017. En particular, la literatura internacional muestra que los inmigrantes recientemente llegados reciben salarios significativamente por debajo de lo que obtienen trabajadores locales de calificación comparable (ver, por ejemplo, Lubotsky, 2007), lo que sugiere que podrían estar inicialmente en ocupaciones por debajo de su nivel de habilidad. Ello es consistente con lo reportado para Chile por Aldunate et al. (2019), quienes encuentran en base a los datos de la encuesta Casen que, respecto a la población chilena, los inmigrantes tienen una mayor probabilidad de estar subocupados (trabajando en ocupaciones que requieren menos calificación que la que tienen), y que ello ha aumentado en años recientes.

Conceptualmente, esto puede entenderse como una caída en la productividad laboral de la economía, debido a que los nuevos trabajadores están peor asignados que el promedio de los trabajadores anteriores. Sin embargo, y al igual que en el caso del capital per cápita, esto no debería ser un efecto permanente, toda vez que es esperable que los trabajadores inmigrantes a medida que pasa el tiempo se vayan asignando hacia ocupaciones más acordes a sus habilidades (escalando una “*job ladder*” entre distintos trabajos), hasta volver en el largo plazo al nivel de eficiencia inicial. El proceso recién descrito se ilustra en el **Gráfico 6**, que muestra la senda de crecimiento inicial de la PTF y la nueva senda que se asociaría a una caída permanente de la productividad laboral (dada una peor asignación del factor trabajo). La senda de recuperación de la productividad laboral a su valor inicial dependerá de la velocidad e intensidad del proceso de reasignación de los inmigrantes en posiciones que sean más acordes con sus habilidades.



Gráfico 6
Sendas de crecimiento posibles de la PTF agregada frente a un shock de fuerza de trabajo



Fuente: Elaboración propia en base a García et al. (2019) y Arias y Guerra (2019).

Al igual que en el caso del capital, la cuantificación de este proceso requiere el uso de un modelo estructural calibrado para la economía chilena. Para este caso, se utiliza el modelo de *job ladders* de Albagli et al. (2019). En ese modelo, escalar el *job ladder* (encontrar un trabajo de alta calidad) toma tiempo debido a la existencia de fricciones de búsqueda en el mercado laboral. Para simular el efecto de la inmigración, el modelo se alimenta con la serie de desempleo generada desde 2015 por el modelo XMAS con búsqueda de García et al. (2019) en respuesta al shock migratorio. Ello se asocia en el modelo de Albagli et al. (2019) a la destrucción de empleos de alta calidad, con la idea de reflejar que los inmigrantes deben iniciar el proceso de construcción de un *job ladder* desde abajo. En línea con los números de brecha salarial de Lubotsky (2007), la diferencia en productividad entre empleos de alta y baja calidad se calibra en 50%. Al igual que en el caso del capital, se simula la senda de productividad laboral como desviación de su valor de estado estacionario. El crecimiento de esta desviación, multiplicado por la participación del trabajo en el PIB, se agrega al crecimiento histórico de 1% de la PTF no minera para obtener los escenarios de crecimiento tendencial.



Tabla 4
Escenarios de Proyección de la PTF
(promedio, variación % anual)

| PTF | 2019-2028 | 2019-2050 |
|---|-----------|-----------|
| Migración baja y job ladders sin recuperación | 0,98 | 0,99 |
| Migración base y job ladders sin recuperación | 0,97 | 0,99 |
| Migración base y job ladders con recuperación | 1,01 | 1,01 |
| Migración alta y job ladders con recuperación | 0,99 | 1,01 |

Fuente: Elaboración propia sobre datos BCCh, INE y modelos de García et al. (2019) y Albagli et al. (2019).

Los resultados de este ejercicio se muestran en la **Tabla 4**. El efecto de los *job ladders* en el crecimiento tendencial de la PTF es muy menor, por lo que la diferencia entre los distintos escenarios es casi nula. Ello se debe a que el shock migratorio tiene en impacto un efecto sobre el nivel de la PTF, sin que la pérdida en eficiencia afecte por si misma el crecimiento futuro de la productividad.¹⁰ Adicionalmente, y dado que parte importante del shock migratorio ya ocurrió entre 2015 y 2018, ese efecto en nivel conceptualmente ya ocurrió, y no se refleja en menores tasas de crecimiento futuras. En la simulación, la recuperación de los *job ladders* es relativamente lenta, lo que es coherente con la evidencia internacional de diferencias muy persistentes en las brechas salariales.

5. PIB Tendencial No Minero y PIB Tendencial Total

Discutidas ya las proyecciones para 2019-50 del crecimiento del factor trabajo, capital y PTF del sector no minero, estos ejercicios se pueden agregar para obtener la proyección del crecimiento promedio del PIB no minero en distintos horizontes. La **Tabla 5** resume los principales resultados para los escenarios asociados a la inmigración base proyectada por INE. En la tabla, el escenario pesimista corresponde a suponer el peor escenario de

¹⁰ Cabe resaltar, además, que el shock solo afecta la eficiencia de los nuevos trabajadores, no de todo el empleo.



crecimiento para cada uno de los ejercicios anteriores, consistentes con el escenario de inmigración base. El escenario optimista está definido de la misma manera.

Tabla 5
Proyección de crecimiento tendencial
Método función de producción, 2019-2050
(Escenario inmigración base)

| | Capital | Trabajo | PTF | PIB No Minero | PIB Minero | PIB Total |
|----------------------------|------------|------------|------------|---------------|------------|------------|
| Escenario Base | | | | | | |
| 2019-23 | 3,4 | 2,3 | 1,0 | 3,8 | | |
| 2019-28 | 3,3 | 1,7 | 1,0 | 3,5 | 2,0 | 3,4 |
| 2019-50 | 2,8 | 0,9 | 1,0 | 2,9 | | |
| Escenario Optimista | | | | | | |
| 2019-23 | 3,7 | 2,6 | 1,0 | 4,1 | 2,0 | |
| 2019-28 | 3,9 | 2,1 | 1,0 | 4,0 | 2,0 | 3,8 |
| 2019-50 | 3,2 | 1,1 | 1,0 | 3,1 | | |
| Escenario Pesimista | | | | | | |
| 2019-23 | 3,1 | 1,9 | 0,9 | 3,4 | 2,0 | |
| 2019-28 | 3,0 | 1,3 | 1,0 | 3,1 | 2,0 | 3,0 |
| 2019-50 | 2,6 | 0,7 | 1,0 | 2,6 | | |

Fuente: Elaboración propia en base a BCCh, CASEN, INE y OCDE.

La **Tabla 6** presenta un ejercicio conceptualmente análogo, incorporando ahora los escenarios que permiten incertidumbre respecto a la inmigración. El escenario base, por tanto, es el mismo en ambas tablas.

En el escenario base, estimamos un crecimiento del PIB tendencial resto total de 3.5% promedio para la década 2019-2028 (rango 3,0-4,1% incorporando todas las fuentes de incertidumbre). Este crecimiento base es 3,8% (rango 3,3-4.2%) en el quinquenio 2019-23, reflejando los mayores flujos migratorios supuestos en ese horizonte y la convergencia demográfica del factor trabajo. Reflejando una vez más la convergencia del factor trabajo, en el horizonte completo de proyección (hasta 2050) el crecimiento tendencial promedio del PIB no minero es 2,9% (rango 2,6-3,2%).



Tabla 6
Proyección de crecimiento tendencial
Método función de producción, 2019-2050
(Escenarios alternativos de inmigración)

| | Capital | Trabajo | PTF | PIB No Minero | PIB Minero | PIB Total |
|----------------------------|------------|------------|------------|---------------|------------|------------|
| Escenario Base | | | | | | |
| 2019-23 | 3,4 | 2,3 | 1,0 | 3,8 | | |
| 2019-28 | 3,3 | 1,7 | 1,0 | 3,5 | 2,0 | 3,4 |
| 2019-50 | 2,8 | 0,9 | 1,0 | 2,9 | | |
| Escenario Optimista | | | | | | |
| 2019-23 | 3,7 | 2,9 | 0,9 | 4,2 | | |
| 2019-28 | 4,0 | 2,3 | 1,0 | 4,1 | 2,0 | 3,9 |
| 2019-50 | 3,3 | 1,2 | 1,0 | 3,2 | | |
| Escenario Pesimista | | | | | | |
| 2019-23 | 3,1 | 1,6 | 1,0 | 3,3 | | |
| 2019-28 | 2,9 | 1,1 | 1,0 | 3,0 | 2,0 | 2,9 |
| 2019-50 | 2,5 | 0,6 | 1,0 | 2,6 | | |

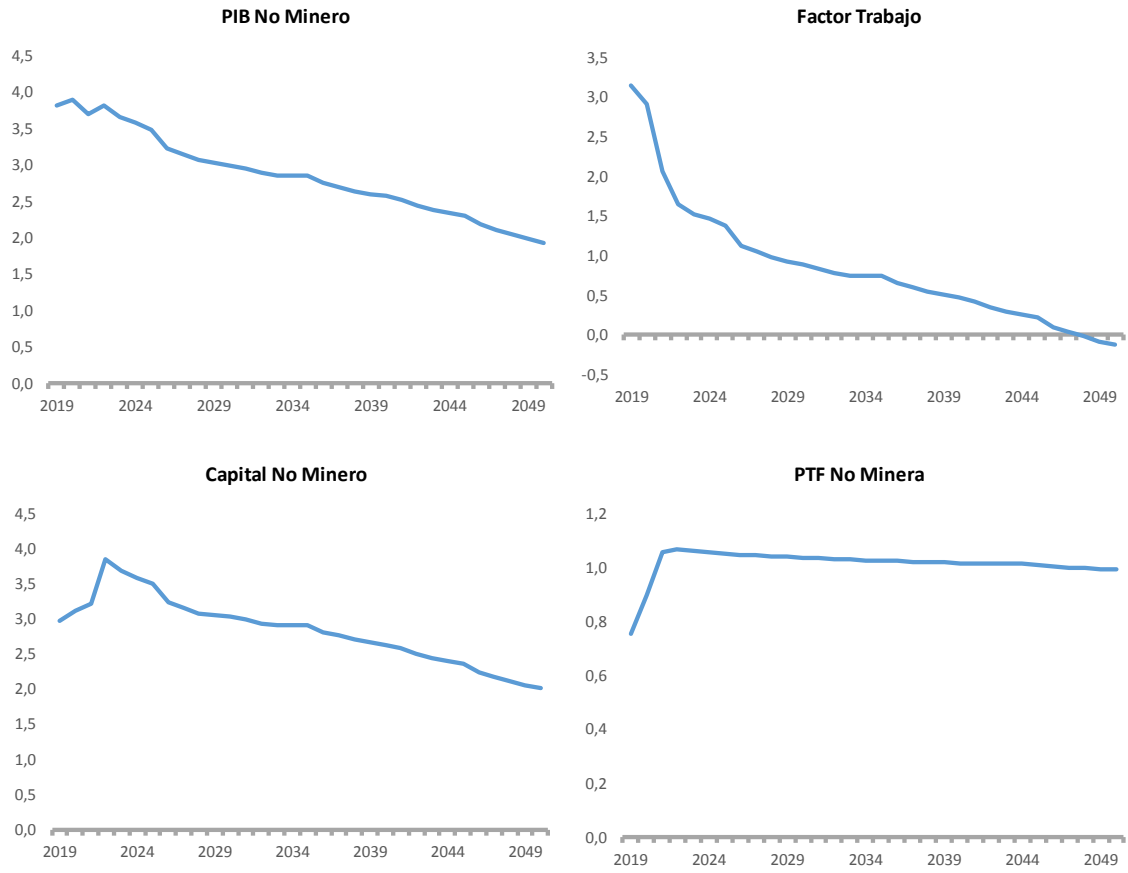
Fuente: Elaboración propia en base a BCCh, CASEN, INE y OCDE.

El **Gráfico 7** muestra la senda de crecimiento tendencial del PIB no minero y sus factores a lo largo de todo el escenario de proyección, que reflejan claramente las dinámicas de convergencia asociadas a la transición demográfica, la caída en las horas trabajadas y la convergencia en participación y educación.

¿Qué ocurre con el PIB total? Para proyectar el crecimiento del PIB total, es necesario añadir el sector minero, además de impuestos indirectos. En el caso de Minería, a partir del Catastro de la Corporación de Bienes de Capital, Cochilco, además del análisis de la evolución histórica de la ley del cobre, se proyecta un crecimiento tendencial para la próxima década de 2%. Para impuestos indirectos (IVA y derechos de importación) asumimos un crecimiento igual al del PIB no minero. Finalmente, para la proyección del PIB total, suponemos que se mantienen fijas las ponderaciones a 2018, con un 11,9% para Minería. Por tanto, el crecimiento del PIB tendencial total para la década 2019-28 es de 3,4% en el escenario base, con un escenario de riesgo entre 2,9% y 3,9%. Esta proyección es 0,3pp mayor que para el ejercicio realizado en 2017, para la misma década de análisis (2019-2028).



Gráfico 7
Escenario Base de Senda Proyectada de Crecimiento Tendencial No Minero



Fuente: Elaboración propia en base a BCCh, CASEN, INE y OCDE.



6. Conclusiones

Esta minuta describe los elementos centrales detrás de la actualización del crecimiento del producto tendencial de mediano plazo para Chile presentada en Banco Central (2017). La necesidad de esta actualización surge de la revisión muy significativa del crecimiento del factor trabajo, asociado a un fenómeno migratorio de una intensidad no anticipada en la proyección anterior, y que constituye un shock estructural relevante y persistente.

Como ya se discutió, estas estimaciones deben ser vistas como las dinámicas esperadas dadas las características estructurales de la economía chilena, y por tanto, conceptualmente, no debiesen verse afectadas por cambios o perturbaciones futuras, a menos que estas tengan consecuencias de largo plazo. Por tanto, tienen sentido no como proyecciones para un año puntual, sino como comportamientos esperados en un horizonte más largo, de al menos 10 años.



Referencias

- Albagli, E., B. García, S. Guarda, A. Naudon y M. Tapia (2019) “Job ladders and labor productivity dynamics”. Mimeo
- Aldunate, R., G. Contreras, C. De la Huerta y M. Tapia (2019). “Characterization of the Recent Immigration to Chile”. Documentos de Trabajo Banco Central de Chile (No. 830).
- Arias, A. y J. Guerra-Salas (2019). “Immigration in an Emerging Country: The Role of the Informal Sector”. Mimeo.
- Banco Central de Chile (2017). “Crecimiento tendencial: Proyección de mediano plazo y análisis de sus determinantes”. Banco Central de Chile
- Comisión Europea (2014). “The 2015 ageing report– Underlying assumptions and projection methodologies”.
- Fuentes, M., J. Fornero y H. Rubio (2018). “PIB minero y no minero”. *Economía Chilena*, vol. 21(3): 94-108.
- García, B., S. Guarda, M. Kirchner y R. Tranamil (2019). “XMAS: An extended model for analysis and simulations”. Documentos de Trabajo Banco Central de Chile (No. 833).
- Lubotsky, D. (2007). “Chutes or ladders? A longitudinal analysis of immigrant earnings”. *Journal of Political Economy*, vol. 115(5): 820-867.



Capítulo 2. **Actualización del PIB potencial**

1. INTRODUCCIÓN

Este capítulo tiene como objetivo principal presentar y actualizar la estimación del PIB potencial, explicar los cambios y analizar sus implicancias para la brecha.

Con respecto a la revisión y actualización del PIB potencial con los nuevos antecedentes, destaca que:

- a. Respecto a septiembre 2018, el crecimiento del PIB potencial se revisa al alza en 2016 y 2017, sin cambios para 2018. Lo anterior se explica por varias razones: (i) revisiones de datos de actividad publicadas en marzo por Cuentas Nacionales (CC.NN.) referidos a los años 2016-17; (ii) Menores registros que lo esperado de la mediadas inflacionarias durante 2018 y en lo reciente (iii) Revisión del crecimiento del PIB tendencial (sección 1).
- b. La proyección de crecimiento potencial se ubica en 3.3%, 3.4% y 3.4% en 2019, 2020 y 2021, respectivamente, lo que implica una revisión en torno a +0.2% respecto a lo proyectado septiembre 2018.
- c. La revisión del PIB Potencial implica una instancia de brecha de producto en torno a -0.7% en 2019.T1.

2. DATOS

Esta sección analiza la evolución de las principales variables usadas en la estimación del PIB potencial.¹¹

La figura 2.1 a) muestra los datos de actividad disponibles en momento de revisar las estimaciones del PIB potencial, septiembre 2018 y junio 2019. Nótese que las correcciones de CC.NN. hacia atrás son habituales revisiones de cada marzo. Las revisiones entregan una

¹¹ La muestra es 2001.T1 en adelante para FMV y 1997.T1 en adelante para el filtro Trivariado.



corrección de crecimiento del PIB no minero SA de +0.4% para el año 2016, y de -0.2% para el 2017. Como se advertía en septiembre del año pasado, la aceleración de la economía a partir del segundo trimestre de 2017 influyó en las cifras de crecimiento interanual de 2018 en torno a 4%, por encima del potencial.

La otra variable clave que observan los filtros es la inflación. En la figura 2.1 b) se puede advertir que la inflación, tanto medida por los componentes que excluyen alimentos y energía (SAE) como medida SAE componentes de servicios¹²¹³ se mantuvieron persistentemente debajo de la meta y de su promedio histórico. Ello, a pesar de la depreciación nominal del peso respecto al dólar estadounidense en el periodo 2018.T1 a 2019.T1. Por su parte, el TCR aumentó desde 89.5 a 91.7 lo que significó una depreciación real del 3.5% (figura 2.1c).

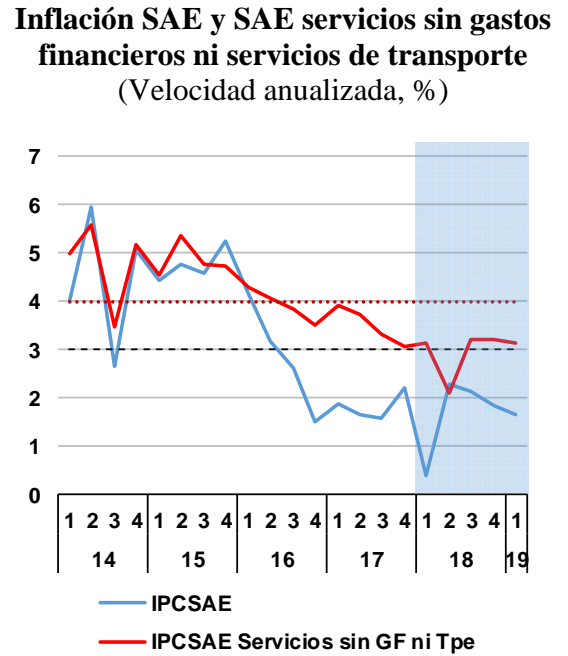
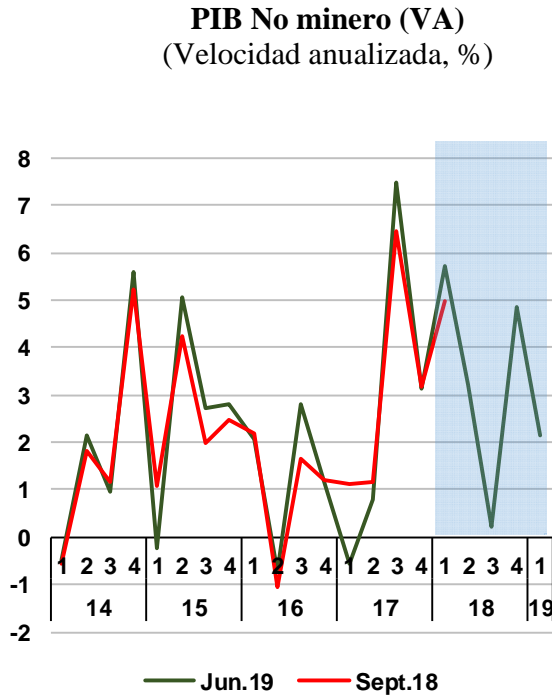
Finalmente, la figura 2.1 d) ilustra el cambio en las proyecciones del PIB tendencial, insumo que es utilizado como ancla en la extensión del filtro multivariado. Lo anterior resulta de reconocer el aumento de la fuerza laboral producto de la migración reciente informada por el INE.

¹² IPCSAE servicios sin gastos financieros ni transporte

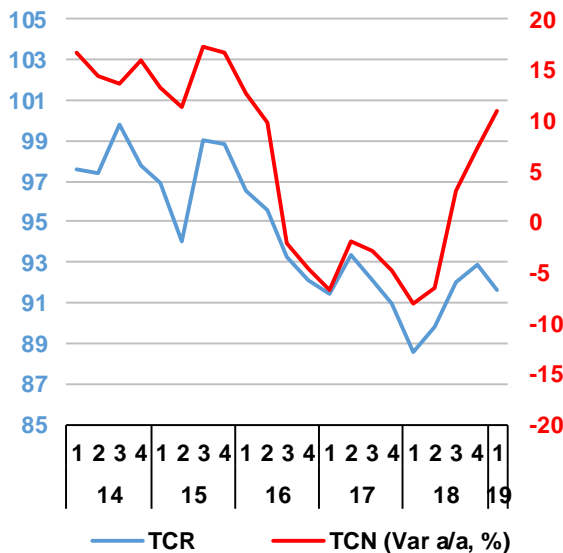
¹³ En ambos casos, se utilizaron los IPC canasta referencial 2018. Estos, como ya se advirtió en el IPoM de Marzo, entregaron una inflación algo menor a la reportada en el IPoM de diciembre 2018.



Figura 2.1. Datos



Tipo de cambio Real y Nominal
(TCR nivel, 1986=100 y TCN var a/a, %)



Rango de Proyecciones PIB 2018
(var a/a, %)

| Crec. PIB Tendencial ¹⁴ | | |
|------------------------------------|---------|--------|
| IPoM | Sept 17 | Jun 19 |
| | 3,2 | 3,5 |

Fuente: Cuentas Nacionales, Banco Central, INE.

¹⁴ Crecimiento tendencial promedio para el periodo 2019-28. Septiembre 2017 refiere a PIB resto. Junio 2019 refiere a PIB no minero.



3. DESCRIPCIÓN Y FACTORES A CONSIDERAR EN LA EXTENSIÓN DE LA METODOLOGÍA

La metodología de estimación del PIB potencial utiliza una batería de modelos estadísticos. En particular, desde 2015 el BC de Chile estima el PIB potencial como el promedio simple entre dos filtros que infieren el nivel de PIB potencial: Filtro Multivariado (FMV) y el Filtro Trivariado.¹⁵ Se mantiene esta metodología, sin embargo el FMV es extendido con el propósito de vincularse a la nueva estimación de crecimiento de PIB tendencial que se presentó en la sección anterior.¹⁶

Respecto del FMV, la estrategia empírica consiste en influir más directamente sobre el crecimiento potencial vinculándolo al crecimiento tendencial. Por una parte, se propone reemplazar el FMV por el FMV-X (extendido) que observa el crecimiento de PIB tendencial, el que se revisa a 3.54% en promedio en los años 2019-2028.¹⁷ Más adelante se entregan detalles de la extensión. No obstante lo anterior, debe notarse que las variables macroeconómicas disponibles ya incluyen los efectos del mayor flujo migratorio desde 2017.

Respecto del filtro Trivariado como se mencionó se mantiene la estructura del modelo sin cambios y se reestima con la muestra extendida a 2019.T1¹⁸. La ausencia de modificación de este filtro se fundamenta en al menos dos razones (en vista de que en el contexto actual la economía dispone de una mayor población en edad de trabajar). Primero, este filtro el crecimiento del PIB potencial supone un proceso estocástico con raíz unitaria o paseo aleatorio lo que significa que presenta flexibilidad para acomodarse a los datos.¹⁹ Segundo, la migración de manera indirecta está influyendo en el análisis toda vez que la señal clave es que la inflación se ha mantenido baja por más tiempo. Lo anterior es coherente con instancias de brechas algo más abiertas.

¹⁵ Ambos modelos, al igual que una serie de modelos alternativos utilizados como *benchmark* se describen detalladamente en Fornero y Zuñiga (2017) y Bullano *et al.* (2018).

¹⁶ Como se explicó en la sección 1, la reestimación del PIB tendencial además de incluir datos actualizados de capital, inversión, etc., incorpora la medición más reciente de la población así como la proyección de la población migrante usando metodología establecida, ver INE.

¹⁷ La metodología de estimación del PIB potencial y en particular del FMV es descrita en Bullano *et al.* (2018).

¹⁸ En la estimación, además de incorporar los datos efectivos hasta 2019T1, se informa al filtro con proyecciones hasta 2022, para evitar el problema de sesgo de final de muestra.

¹⁹ En comparación, el FMV supone que el crecimiento potencial es estacionario en torno a un crecimiento tendencial.



Nótese que se sigue manteniendo que a medida que el tiempo transcurre y conforme la migración es asimilada, el crecimiento del PIB potencial converge al crecimiento del PIB tendencial. La dinámica específica de la convergencia al crecimiento PIB tendencial dependerá de factores tales como la productividad de los nuevos migrantes, la trayectoria de escalera laboral, los contratos de trabajo que logren firmar (asalariado formal versus informal), entre otras.

3.1. FILTRO TRIVARIADO

El Filtro TRIVAR supone que el crecimiento potencial sigue un proceso estocástico integrado de orden uno o paseo aleatorio. Además, la dinámica de la brecha se determina por una IS y la de inflación por una curva de Phillips. El crecimiento potencial determina la tasa de interés real (Euler). Los detalles de la modelación se presentan en Bullano *et al.* (2018).

3.2. FILTRO MULTIVARIADO EXTENDIDO

Dada la dinámica del producto, se define la brecha del producto real (en logaritmos):

$$y_t = Y_t - \bar{Y}_t$$

Coherente con un nivel de producto potencial

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

El FMV supone un proceso estocástico estacionario en el crecimiento potencial de largo plazo con velocidad de ajuste que depende del parámetro θ . Su media incondicional depende de un parámetro de crecimiento tendencial constante, G_{SS} . La ecuación de crecimiento potencial es la siguiente:

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

Una sencilla extensión en el FMV permite incorporar cambios temporales en el crecimiento de transición al tendencial, G_t^{trans} . Así, la anterior ecuación se reemplaza por las siguientes:

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

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

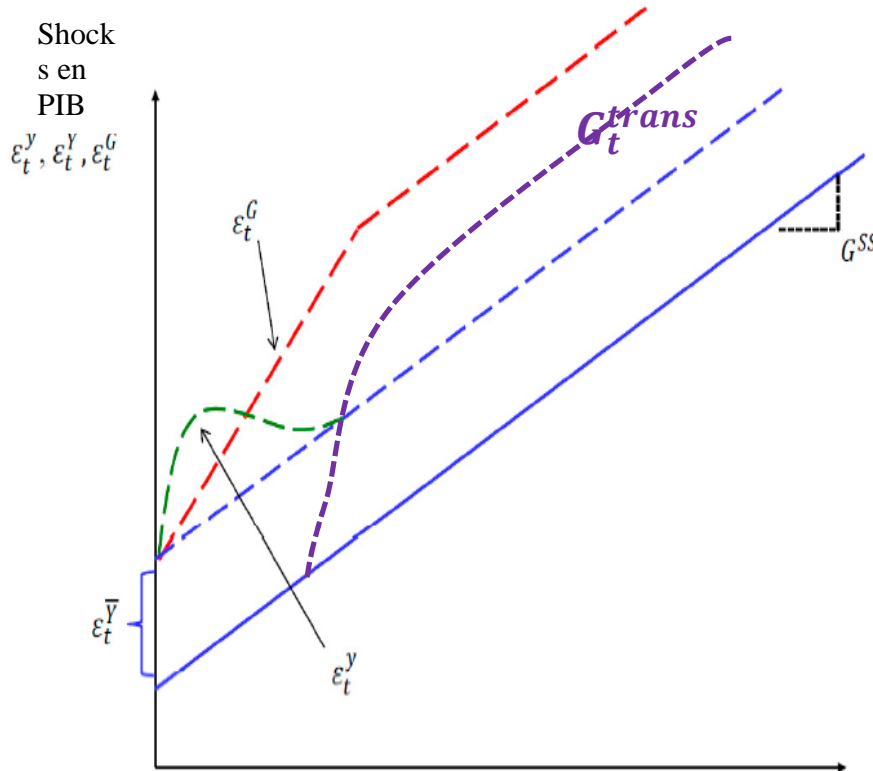


donde el crecimiento de transición a tendencial tiene una persistencia relevante de mediano plazo en el crecimiento, sin cambiar el crecimiento de estado estacionario. Esta extensión entrega mayor flexibilidad y permite una mejor estimación del parámetro θ . Además, dicha extensión se presta bien para acomodar un shock de mediana frecuencia como el migratorio dado que, por su naturaleza, puede afectar de forma transitoria el crecimiento tendencial que en el FMV se supone constante.

La brecha sigue un proceso estocástico con shock de demanda: $y_t = \phi y_{t-1} + \varepsilon_t^y$. Finalmente, los parámetros de persistencia junto con el resto de los parámetros son estimados con métodos Bayesianos.

La figura 2.2 esquemáticamente ilustra los shocks que subyacen en la dinámica del nivel del producto. El FMV-X adiciona un shock de frecuencia mayor a la habitual de ciclo de negocios que denotamos G_t^{trans} . La dinámica de esta variable se informa “educadamente” a partir de estimación de PIB tendencial (de manera exógena).

Figura 2.2: Shocks en el producto activos en el FMV-X



Nota: Modificación de los autores a partir de Blagrove *et al.* (2015).



4. RESULTADOS

La figura 2.3 presenta los principales resultados de la estimación y proyección del Potencial. En primer lugar, se destaca que ambos filtros corrigen al alza el crecimiento para los años 2016 y 2017, sin embargo, la mayor corrección la realiza el FMV-X. En particular el crecimiento promedio se revisa +0.1% promedio en dichos años.

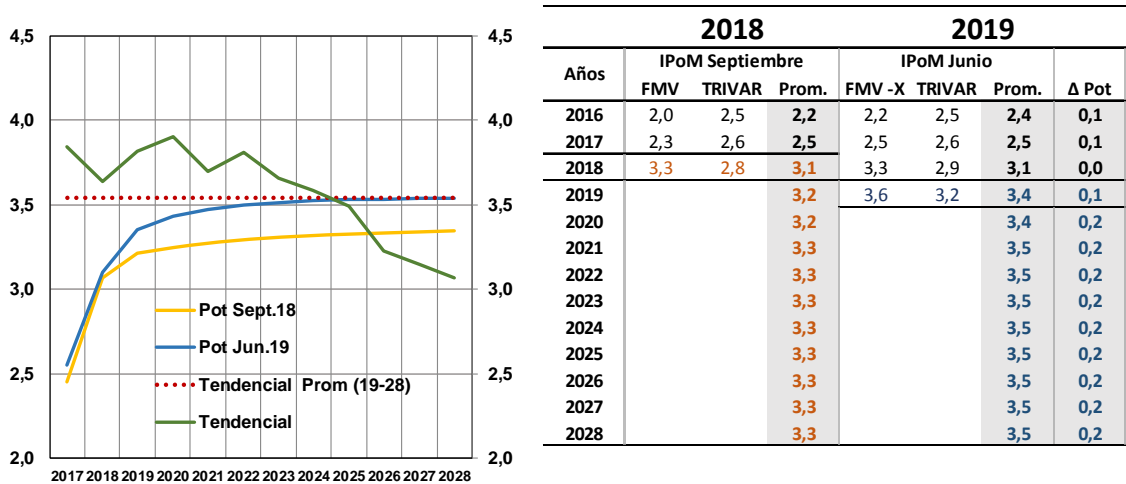
Para el 2018 la nueva estimación es algo por encima de lo proyectado en septiembre 2018 (aunque no se aprecian los cambios en la décima). Encontramos que esta alza del crecimiento potencial en los años 2016-2018 se explica por los datos adicionales. En efecto, la inflación en los trimestres anexados a la muestra, 2018.T2 a 2019.T1, resultó menor que la esperada, el tipo de cambio se depreció y la actividad mantuvo dinamismo, aunque se desacelera en el margen. Con esta revisión del potencial, la instancia de la brecha negativa observada 2019.T1 se debe en lo principal a los datos.

En tanto que, la estimación de crecimiento en el trienio 2019 - 2021 se espera promedie 3.4%, lo que significa una revisión de + 0.2% respecto a lo presupuestado en septiembre 2018. La principal razón detrás de este cambio es el mayor crecimiento de PIB tendencial que se espera que promedie para los próximos 10 años 3.54%. A lo anterior, se agrega una pequeña corrección del parámetro estimado que controla la velocidad de convergencia al tendencial²⁰.

²⁰ La velocidad de convergencia depende del valor estimado para el parámetro θ . En el Anexo 2 se presentan las estimaciones.



Figura 2.3: PIB NM potencial converge en crecimiento al PIB tendencial
PIB Potencial NM
 (Var a/a, %)



La extensión del FMV, al incorporar el shock transitorio sobre el crecimiento de estado estacionario, permite acomodar diferentes escenarios sobre el crecimiento de producto tendencial promedio para los próximos 10 años, en línea con los diferentes ejercicios de sensibilidad realizados en la sección 1. La Tabla 2.1 muestra la inferencia del PIB potencial que surge al sensibilizar los distintos escenarios de crecimiento de PIB tendencial. Se observa que si bien para final del horizonte, el crecimiento potencial ya convergió a los valores tendenciales en cada ejercicio, para los años 2019, 2020 y 2021 nos entrega rangos entre 3.3 y 3.6%, entre 3.2 y 3.8% y entre 3.1 y 3.9%, respectivamente.



Tabla 2.1: PIB Potencial NM – Ejercicios de Sensibilidad FMV-X
(Var a/a, %)

| Años | Sep.18 | Jun.19 | | | | |
|---------|----------|---------|-----------|-----------|---------------------|---------------------|
| | FMV | FMV - X | | | | |
| | Base (*) | Base | Optimista | Pesimista | Optimista + 50% INE | Pesimista - 50% INE |
| 16 | 2.0 | 2.2 | 2.2 | 2.2 | 2.2 | 2.2 |
| 17 | 2.3 | 2.4 | 2.3 | 2.5 | 2.3 | 2.5 |
| 18 | 3.3 | 3.3 | 3.2 | 3.3 | 3.2 | 3.3 |
| 19 | 3.5 | 3.5 | 3.6 | 3.4 | 3.6 | 3.3 |
| 20 | 3.4 | 3.5 | 3.8 | 3.3 | 3.8 | 3.2 |
| 21 | 3.4 | 3.5 | 3.8 | 3.2 | 3.9 | 3.1 |
| 22 | 3.4 | 3.5 | 3.9 | 3.2 | 4.0 | 3.1 |
| 23 | 3.4 | 3.5 | 3.9 | 3.2 | 4.0 | 3.1 |
| 24 | 3.4 | 3.5 | 4.0 | 3.2 | 4.1 | 3.1 |
| 25 | 3.4 | 3.5 | 4.0 | 3.2 | 4.1 | 3.0 |
| 26 | 3.4 | 3.5 | 4.0 | 3.2 | 4.1 | 3.0 |
| 27 | 3.4 | 3.5 | 4.0 | 3.2 | 4.1 | 3.0 |
| 28 | 3.4 | 3.5 | 4.0 | 3.2 | 4.1 | 3.0 |
| 2019-28 | 3.4 | 3.5 | 3.9 | 3.2 | 4.0 | 3.1 |
| Gtrans | - | 3.5 | 4.0 | 3.2 | 4.1 | 3.0 |

Nota: Escenarios corresponden a los analizados en la sección 1.

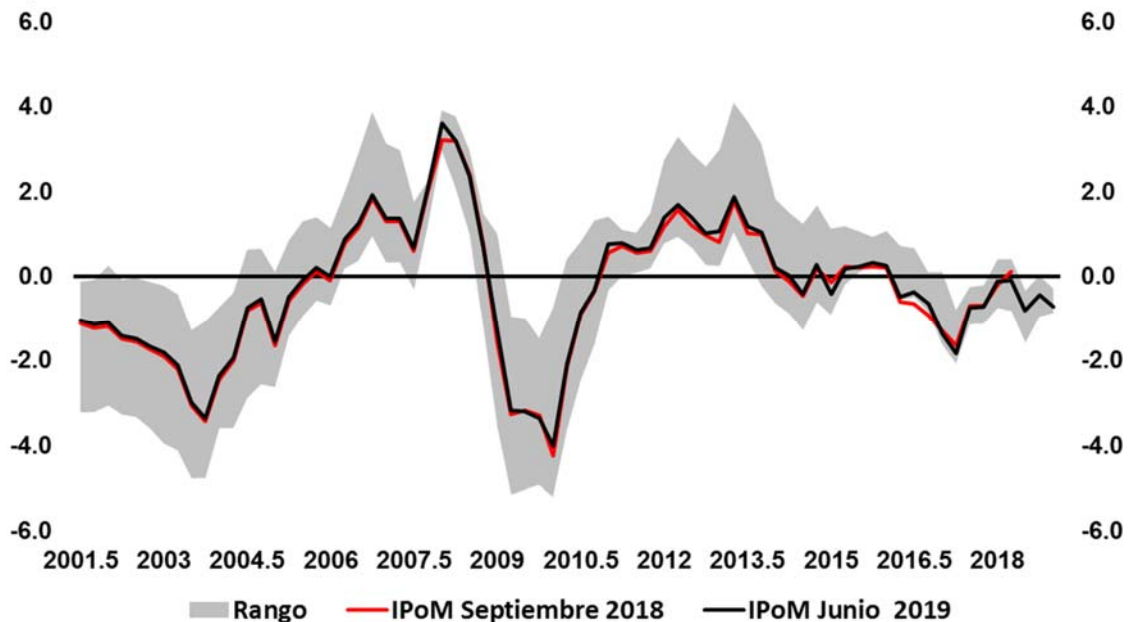
La figura 2.4 entrega la brecha calculada usando la nueva estimación de PIB potencial que surge de promedio de FMV-X y Trivariado (ver figura 2.3, tabla en panel derecho, penúltima columna). La brecha se ilustra en la línea negra. En comparación con la brecha estimada en Septiembre 2018, la actualización de los parámetros de crecimiento potencial no cambia la dinámica histórica de la brecha. En efecto, estos pequeños cambios están contenidos en los rangos habituales de incertidumbre, ver Bullano *et. al* (2018).

Dado el carácter inobservable del PIB potencial los distintos modelos estadísticos que consideramos entregan mediciones centrales de brechas *benchmark* plausibles. Con estas brechas construimos el rango que ilustramos en la zona gris en la figura 2.5. Siguiendo Bullano *et al.* (2018) entre los modelos considerados se incluyen filtros puramente estadísticos tales como el filtro de Hodrick y Prescott (HP), SSA y también VARs estructurales. Los dos primeros filtros no son capaces de lidiar explícitamente con el *shock*



migratorio. El filtro de HP supone que el crecimiento del PIB potencial sigue un proceso estocástico con raíz unitaria (similar a filtro Trivariado). El filtro SSA, al considerar la frecuencia normal del ciclo de negocios y no anclarse en el crecimiento de PIB tendencial, se revisará gradualmente de manera miope (es decir mediante sorpresas en el PIB potencial). El VAR estructural, por su parte, observa la tasa de desempleo y la actividad para inferir shocks de productividad (potencial) o demanda (brecha). Desde la revisión de Septiembre 2018, el desempleo se ha mantenido estable, no ha aumentado y dado que la actividad ha mostrado velocidades anualizadas promedio menores a las esperadas, infiere un deterioro del crecimiento potencial asociado a shock de productividad negativo. Finalmente, adicional a Bullano *et al.* (2018) se considera una brecha estimada con el modelo XMAS con migración donde se ajusta el crecimiento de tendencia con las contribuciones los shocks de oferta (productividad, laborales, etc.). Esta metodología es sugerida por Vetlov *et al.* (2011). En las estimaciones, destaca que todas las brechas son negativas en 2019.T1.

Figura 2.4: Brecha PIB no minero



Nota: Rango surge de estimación central de una batería de modelos estadísticos: HP, SSA, SVAR, Modelo XMAS con migración.



5. CONCLUSIONES

Esta sección ha descrito la revisión del PIB potencial realizada en el IPoM de junio 2019. En esta oportunidad uno de los principales métodos utilizado fue extendido (FMV-X) para captar mejor la revisión del crecimiento tendencial y mejorar la estimación de la velocidad de ajuste entre potencial y tendencial. Sin perjuicio de lo anterior, tanto esta versión del FMV como el filtro Trivariado revisan al alza el crecimiento potencial en 2019 y en la proyección, resultado que se deriva principalmente de las señales observadas en los datos en conjunto con la revisión del crecimiento tendencial. La estimación de la brecha del producto para 2019T1 se encuentra en -0.7%. La batería de modelos de brecha analizados, entregan estimaciones de instancia de brecha negativa en 2019.T1.



Referencias

Barrero A. y E. Albagli (2015), “Tasa de Desempleo y Cambios Demográficos en Chile” Minuta anexa IPoM Marzo 2015. Mimeo. BCCh.

Blagrave, P., R. Garcia-Saltos, y F. Zhang (2015): “A Simple Multivariate Filter for Estimating Potential Output,” IMF Working Paper WP/15/79.

Bullano F., Fornero J. y R. Zuñiga (2018), “Estimación de Crecimiento Potencial y la Brecha” Minuta anexa IPoM Septiembre 2018.

Fornero J. y R. Zuñiga (2017), “PIB potencial y Brechas de capacidad” Minuta anexa IPoM Septiembre 2017.

Vetlov, I., T. Hlédik, M. Jonsson, K. Henrik y M. Pisani (2011), Potential Output in DSGE Models. ECB Working Paper No. 1351.



Anexo A1

Filtro Multivariado (FMV-X)

Este método se basa en el modelo propuesto por Blagrove *et al.* (2015). El filtro multivariado es un modelo semi-estructural, cuyas principales ecuaciones son las siguientes:

Producto potencial y brecha

$$y_t = Y_t - \bar{Y}_t \quad (1)$$

$$y_t = \phi y_{t-1} + \varepsilon_t^y$$

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

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

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

Curva de Phillips (CP)

$$\pi_t = \tilde{\beta} \cdot [E_t \pi_{t+1}, \pi_{t-1}, y_t, tcr_t]' + \varepsilon_t^\pi \quad (2)$$

Ley de Okun

$$\begin{aligned} u_t &= U_t - \bar{U}_t \\ u_t &= \tau_2 u_{t-1} - \tau_1 y_t + \varepsilon_t^u \end{aligned} \quad (3)$$

Las ecuaciones en el bloque (1) describen la evolución del producto potencial y la brecha. En particular el crecimiento potencial converge, según ventana temporal, a niveles implícitos en (G_t^{trans}) y finalmente en su estado estacionario a G^{ss} y que, a diferencia del filtro Trivariado, se permite auto-correlación en la brecha. La ecuación (2) describe la



dinámica de la inflación a través de una Curva de Phillips que incluye en particular expectativas de inflación. Por último, el bloque (3) define la brecha de la tasa de desempleo (u) como el desvío de la tasa observada (U) respecto a la tasa NAIRU (\bar{U}) (ver Barrero y Albagli (2015)). Luego se relaciona esta brecha de desempleo con la brecha de actividad mediante una Ley de Okun.

El FMV-X además incorpora ecuaciones que relacionan las proyecciones de inflación y crecimiento del modelo con las expectativas observadas. Para esto se emplean las proyecciones de mediano y largo plazo del BCCh (IPoM Mar19 y Revisión tendencial para los años 2022 en adelante). Estos ajustes permiten reducir el sesgo de final de la muestra de la estimación.

Entre las principales mejoras de respecto a al FMV se encuentra una mejor estimación de la velocidad de ajuste del potencial (parámetro θ) y mejor predicción incondicional respecto a su antecesor.



Anexo A2: Tablas

Tabla A2.1: Parámetros estimados en el FMV

| | Parámetros | FMV | | FMV-X |
|-----------|-----------------------------|-------|-------|-------|
| | | 2017 | 2018 | 2019 |
| θ | Vel. Ajuste Crecimiento | | | |
| | Potencial | 0,099 | 0,069 | 0,104 |
| G_{SS} | Crec. Estado Estacionario | 0,033 | 0,033 | 0,033 |
| | Coef AR(1) brecha PIB no | | | |
| ϕ | Mínimo | 0,782 | 0,757 | 0,751 |
| λ | Grado Indexación inflación | 0,229 | 0,240 | 0,245 |
| κ | Elasticidad IPC a brecha | 0,032 | 0,035 | 0,034 |
| γ | Elasticidad IPC a TCR | 0,009 | 0,009 | 0,009 |
| t_5 | Coef AR(1) TCR | 0,654 | 0,664 | 0,666 |
| t_2 | Coef AR(1) Desempleo | 0,520 | 0,512 | 0,522 |
| t_1 | Elasticidad Desempleo a PIB | 0,026 | 0,151 | 0,146 |
| U_{SS} | Desempleo de Largo Plazo | 0,081 | 0,081 | 0,080 |



Tabla A2.2: Expectativas de Crecimiento e inflación Chile

| Inflación | IPOM Sept.18 | Jun-19 | |
|----------------------------------|---------------------|--------------------|--|
| | IPC t =2018 | IPC t =2019 | SAE sin GF ni Ss.tte. t =2019 |
| Fin año t (en curso) | 2,4 | 2,7 | 3,2 |
| Fin año t+1 (siguiente) | 3,1 | 2,9 | 4,3 |
| Promedio 1997-2019.T1 | | | 4,3 |
| Fuente | Global CF (4-2018) | Global CF (4-2019) | IPOM Mar19 |
| Actividad | IPOM Sept.18 | Jun-19 | |
| | PIB t=2018 | PIB t=2019 | PIB NM t=2019 |
| Año t (en curso) | 3,5 | 3,2 | 3,5 |
| Año t+1 (siguiente) | 3,5 | 3,3 | 3,6 |
| Año t+2 | 3,6 | 3,3 | 3,5 |
| Año t+3 | 3,4 | 3,2 | 3,5 |
| Año t+4 | 3,3 | 3,2 | 3,5 |
| Año t+5 | 3,5 | 3,2 | 3,5 |
| Promedio años t+6 ...t+10 | 3,5 | 3,3 | 3,5 |
| Fuente | Global CF (4-2018) | Global CF (4-2019) | BCCh (Tend.Jun19) e IPOM Mar19 |



Capítulo 3. **Estimaciones de la tasa de interés real natural para Chile**

1. INTRODUCCIÓN

La tasa natural, o neutral, de interés es una tasa real asociada en general a un concepto de equilibrio libre de fricciones que depende del modelo bajo estudio y de la temporalidad de la pregunta (corto, mediano o largo plazo). Dado que vivimos en un mundo con fricciones, esta no es observable y por lo tanto debe ser inferida de las variables y relaciones que sí observamos.

Esta tasa fue inicialmente definida por Knut Wicksell de la siguiente forma:

“There is a certain rate of interest on loans which is neutral in respect to commodity prices, and tends neither to raise nor to lower them. This is necessarily the same as the rate of interest which would be determined by supply and demand if no use were made of money and all lending were effected in the form of real capital goods.” (Wicksell, *Interest and Prices*, 1898, p. 102)

Lo que implica que dicha tasa es la tasa bajo la cual hay estabilidad de precios e iguala ahorro con inversión en una economía.

Formalmente, la tasa de interés real neutral (TIRN) usada en la macroeconomía actual, fue re-definida por Woodford (2003) como la tasa de retorno real de equilibrio en el caso de precios completamente flexibles. Él además mostró que la TIRN depende de fundamentales económicos como productividad y preferencias. Esta tasa, que al final es la necesaria para que la demanda agregada sea igual a la tasa natural del producto, es una tasa que sirve de referencia para la política monetaria, dado que si la tasa de política es mayor a la neutral la política es contractiva, mientras que si es menor, la política es expansiva.

Durante los últimos años, las medidas internacionales de esta tasa han mostrado fuertes caídas lo que tiene importantes consecuencias para la política monetaria, dado que hace que



una tasa real determinada sea menos expansiva o más contractiva que antes.²¹ Además esto puede generar aumento del uso de políticas alternativas al manejo de una tasa de interés por parte de los bancos centrales, dado que para conseguir la misma expansividad de antes, se necesita una tasa menor y por lo tanto es más probable tocar el límite inferior efectivo y verse restringido.

Esta minuta muestra el análisis realizado para la actualización de la estimación de la TIRN para Chile. Como se discutirá más adelante, al igual que lo realizado por otros bancos centrales, el análisis se basa en distintas mediciones, que son las más comúnmente utilizadas hoy en día en la literatura internacional y están en la frontera del conocimiento. Estas medidas se pueden separar en las que se basan en mediciones empíricas y en las que se basan en mediciones estructurales. Dentro del primer grupo, se estiman 5 modelos: (i) tasa de largo plazo esperada en base a bonos corregida por premio por plazo, (ii) el modelo de Holston, Laubach y Williams (2017) (HLW) que se basa en ecuaciones IS y curva de Phillips y (iii) tres modelos en base a paridades de tasas de interés e inflación siguiendo y extendiendo el trabajo de Del Negro *et al.* (2017) (DN17) para una economía pequeña y abierta.

Además, se hace una medida estructural de la TIRN en base a una extensión del modelo actual de análisis y proyección del Banco Central de Chile, que es el XMAS. El modelo base es dinámico, estocástico y de equilibrio general (DSGE, por sus siglas en inglés) de gran escala, que en línea con los nuevos desarrollos en la modelación de economías pequeñas y abiertas, en particular, de países emergentes y exportadores de commodities como Chile, considera varias características específicas que ayudan en análisis de la economía Chilena²². Las extensiones al modelo se enfocan en el modelamiento de una TIRN externa que varía en el tiempo y un nivel de población que cambia en respuesta a shocks migratorios.

Por su importancia para la política monetaria, las medidas de la TIRN son seguidas y actualizadas por instituciones de política. Por ejemplo, para el caso de Estados Unidos, medidas basadas en Laubach y Williams (2003) (LW) y HLW, son actualizadas por la Reserva

²¹ Dependiendo si es menor o mayor a la TIRN.

²² Para mayor detalle del X-MAS, referirse a García *et al.* (2019).



Federal de Nueva York. Estas muestran importantes caídas en especial desde la crisis financiera.

Otros bancos centrales también han actualizado sus medidas de la TIRN últimamente. Esto se ve en la tabla 3.1 donde se aprecia, primero, que en general han disminuido las estimaciones en las últimas revisiones, segundo que los métodos usados son de mediano a largo plazo y, finalmente, que se usa más de un método en cada institución. Esto se explica porque dado que es una variable no-observable, su estimación depende completamente del modelo y los datos ocupados para esta y por lo tanto es prudente ocupar más de un método para su estudio.

Tabla 3.1: Estimaciones de TIRN de Bancos Centrales

| País | Fecha | Dónde | Valor | Método |
|------|-------|--|-------------------------------------|--|
| AUS | 09/17 | Bulletin pág. 9 | ~1% | 1. Similar a HLW. 2. Expectativas de tasas futuras. |
| CAN | 04/19 | Monetary Policy Report pág. 11 | 0.25-1.25% (0.5-1.5 en 04/18) | 1. Paridad de tasas: igual a la tasa de EE.UU. 2. Modelo neoclásico de economía cerrada con ajuste por riesgo. 3. Modelo de forma reducida de factores internos y externos: $i = \alpha + \beta_0 g_{ypot} + \beta_1 i_{global}$ estimado 4. Modelo OLG de economía pequeña y abierta. |
| NOR | 06/18 | MP Report, pág. 40 | 0-1% (=en 09/16) | 1. Expectativas de tasas futuras. 2. TVP-VAR. 3. Similar a LW |
| NZ | 08/17 | Monetary Policy Statement, pag. 6 | 1.5 % (2,5% en 2015) | 1. Modelo neoclásico de economía cerrada. 2. Expectativas de tasas futuras ajustada por premio por plazo 3. Expectativas de Encuestas de tasas LP ajustada por premio por plazo. 4. Expectativas de Encuesta de crecimiento PIB nominal. 5. Modelo Neo-Keynesiano de 4 ecuaciones <i>forward looking</i> . |
| SWE | 02/17 | MP Report, pág. 14 | 0.5-2% (1.5-2.5% en 2010) | No mencionan modelos. |
| UK | 08/18 | Inflation Report, box 6, pág. 39 | 0-1% | 1. Expectativas de tasas futuras ajustadas por premio por plazo. 2. Filtro estadístico. 3. Modelo neoclásico OLG. |



Los métodos para estimar la TIRN son variados y los usados de forma más predominante han ido cambiando con el tiempo y también dependen de la pregunta a contestar²³. Los modelos más predominantes hoy en día, se pueden dividir en dos categorías generales, las cuales son las aplicadas en este estudio: el primero es en base a un modelo empírico y el segundo es en base a un modelo estructural. Dentro de los modelos empíricos, hay muchas versiones como por ejemplo medidas directas de tasas de otros países, de tasas largas corregidas por riesgo o de expectativas de tasas y también se encuentran modelos más estructurados como LW o HLW y el vector autorregresivo de DN17.

La literatura relacionada con esta minuta es variada y se divide en general según el método utilizado. Dentro de los métodos empíricos, el trabajo más influyente es LW. Este se basa en un modelo que contiene ecuaciones reducidas tipo IS y curva de Phillips y la TIRN es determinada por la tendencia del crecimiento y otras variables. Los datos en general que ocupan son del producto real, la inflación y la tasa real observada. En un paper posterior HLW, hacen pequeñas modificaciones a LW y aplican su modelo a Canadá, la Zona Euro y el Reino Unido, además de EE.UU. El segundo modelo empírico estimado de esta minuta es una aplicación directa de HLW a Chile.

Hay distintas variaciones del modelo de LW para incluir circunstancias especiales de economías, como por ejemplo extensiones a economía abierta. Dentro de estos está Berger y Kempa (2014), Danielsson *et al.* (2016), Ceballos, Fornero y Gatty (2017), Carrillo *et al.* (2018) y Wynne y Zhang (2018). Todos estos modelos se basan en ecuaciones tipo IS y Phillips ingresando distintas variables y/o nuevas ecuaciones. Berger y Kempa (2014), en un modelo aplicado a Canadá, incluyen el tipo de cambio real (TCR) en ambas ecuaciones además de incluir ecuaciones para el comportamiento del tipo de cambio real y la tasa de interés. Danielsson *et al.* (2016) en un modelo aplicado a Islandia, estiman la versión de LW y además una que incluye también el TCR y una ecuación tipo paridad descubierta de tasas de interés, para la tasa de interés y ecuaciones para las tendencias. Ceballos, Fornero y Gatty (2017), en un modelo aplicado para Chile, también se basan en LW separan la curva de Phillips una para bienes y otra para servicios y en la de bienes incluyen el TCR, mientras que

²³ Para una revisión de estos modelos y en especial para el caso de Chile, referirse a Ceballos, Fornero y Gatty (2017).



en la de servicios incluyen la inflación salarial. Una diferencia de este modelo es que todas sus variables son estacionarias. Carrillo *et al.* (2018) en un modelo para México, incluye el producto de USA y el TCR en la IS y el cambio en el tipo de cambio nominal y la inflación de USA en la curva de Phillips. Finalmente, Wynne y Zhang (2018) en un modelo aplicado a Japón, hace un modelo en conjunto para Estados Unidos y este país, siendo dos versiones completas de LW poniendo una dependencia directa de la TIRN de cada uno en el crecimiento tendencial de ambos.

Los modelos de la literatura recién descrita tienen beneficios y problemas. Por una parte tienen el beneficio de ser simples, en base a relaciones básicas de las economías y utilizar datos ampliamente disponibles para los países. En contraste, tienen los problemas de obtener estimadores bastante imprecisos, en especial con muestras pequeñas de datos, lo que es particularmente problemático para países no desarrollados. Kiley (2015) discute la imprecisión de los estimadores dado que las curvas proveen poca información sobre la TIRN. Además, muestra que incluir variables que mueven la IS afecta los resultados. Fiorentini *et al.* (2018) también discute los problemas de ese tipo de modelos cuando las curvas IS y/o Phillips son planas, lo que hace a estos modelos inobservables. Muestran como al incluir una ecuación que relaciona la TIRN con la observable directamente, soluciona este problema.

Finalmente, dentro de esa misma literatura están los trabajos de DN17 y Del Negro *et al.* (2019). Estos autores descomponen las tasas y la inflación entre tendencia y ciclo, identifican la tendencia de la TIRN y la estiman. La especificación más básica de DN17 incluye datos de tasas nominales de documentos del tesoro de corto (3 meses) y largo plazo (20 años), que se asume comparten su tendencia, de inflación y de expectativas de la tasa de corto plazo y de inflación. Ellos encuentran que la tendencia disminuye alrededor de 1.25 puntos porcentuales entre 1998 y 2016. Caídas similares encuentran estos mismos autores, usando otras especificaciones que contienen más datos²⁴. Los últimos tres estimadores empíricos realizados en esta minuta, son una aplicación de estos trabajos, siendo el último una extensión a economía en desarrollo, pequeña y abierta.

²⁴ Usan una especificación incluyendo tasas de bonos Baa y Aaa para identificar tendencias en seguridad (Aaa menos Tesoro) y liquidez (Baa-Aaa), otra especificación incluyendo crecimiento de consumo, entre otras.



Del Negro *et al.* (2019) aplica el modelo DN17, pero toma en cuenta explícitamente paridades internacionales en las variables tendenciales. Esto se relaciona directamente con la extensión realizada en el último modelo empírico estimado para la economía Chilena, pero con dos diferencias. Mientras Del Negro *et al.* (2019) asumen que todos los países incluidos en el estudio son grandes y por lo tanto afectan la TIRN internacional directamente, nosotros asumimos que la tasa internacional es dada. Además, los autores asumen que la variación del TCR tendencial es siempre cero, lo que es un supuesto sin mayor objeción para economías desarrolladas, pero puede no cumplirse para economías en vías de desarrollo y por lo tanto dejamos que el modelo estime la tendencia del cambio del TCR.

Estos últimos modelos, comparten los atributos de los VARs de la literatura previa, solo que usan distintos datos y relaciones y no tienen los problemas de imprecisión que tienen los previos. Esto último se debe en parte a que las relaciones de las ecuaciones son más fuertes (no hay curvas planas) y en parte a que se estiman a través de métodos Bayesianos en que la precisión, además de depender de los datos, depende de la *prior* impuesta.

Por último, la literatura relacionada con estimaciones de la TIRN en base a modelos DSGE también es variada²⁵. La TIRN se define como la tasa que existiría en una economía similar de precios flexibles. En los modelos microfundados más básicos que llevan a una representación de 3 ecuaciones (IS, Curva de Phillips y especificación de la política monetaria), puede escribirse explícitamente en función de exógenos (Barsky, Justiniano y Melosi, 2014 por ejemplo).

En modelos más grandes, que contienen no sólo rigideces nominales, sino también reales que causan ineficiencias, la definición puede variar un poco. Primero, hay que definir qué variables de estado endógenas se utilizarían (si las actuales o las de una economía paralela que nunca tuvo ciertas rigideces) y segundo, qué rigideces o shocks no incluir dentro de la definición. La definición más usada viene por Woodford (2003), que la define como la tasa asumiendo que los precios son flexibles de ahora en adelante por siempre (toma como dados los estados tanto endógenos, como exógenos). Por otra parte Neiss y Nelson (2003) la definen

²⁵ Dentro de los trabajos de esta literatura se encuentran Edge, Kiley y Laforte (2008), Barsky, Justiniano y Melosi (2014) entre otros.



como la economía que ha contado con precios flexibles desde siempre. Además, hay que definir si se excluyen o no algunos shocks o características del modelo que causan ineficiencias. Dentro del grupo que definen la tasa dependiendo de estados actuales, está Edge, Kiley y Laforte (2008) y Barsky, Justiniano y Melosi (2014), quienes excluyen los *markup shocks* de su definición, mientras que DN17 no. De Fiore y Tristani (2010) la definen como la tasa de una economía sin fricciones nominales actuales ni futuras, lo que para ellos implica con precios flexibles y con deuda real en vez de nominal. En esta minuta, para los cálculos de la TIRN a partir de modelos estructurales, ésta se define siguiendo a Woodford (2003), es decir con las variables de estado dadas y no se excluye ningún shock.

En general no hay una comparación muy directa entre la TIRN de la literatura empírica y la de la estructural porque son dos conceptos bien distintos. DN17 comparan eso si el valor esperado de la TIRN de su DSGE a 20 y 30 años con sus estimaciones empíricas y muestran que cuentan una historia similar.

La minuta continúa de la siguiente manera. En la sección 2 se describen los modelos empíricos utilizados con sus resultados obtenidos. En la sección 3 se describe el ejercicio realizado con el X-MAS y sus resultados. Después hay una sección en que se presentan modelos auxiliares que se estimaron y finalmente se concluye.

2. MODELOS EMPÍRICOS

Esta sección describe los modelos empíricos utilizados y los resultados obtenidos con cada uno de ellos. El primer modelo, que es el más simple, mide la tasa esperada de un bono a 10 años una vez pasados 5 años corrigiendo el premio por plazo. El segundo modelo es la aplicación a Chile del trabajo de HLW y finalmente se describen las tres versiones del modelo en base a DN17. La primera de estas ocupa datos de los papeles del Banco Central de Chile en pesos a 5 años (BCP-5), la segunda ocupa datos de papeles del Banco Central de Chile en pesos a 10 años (BCP-10) y finalmente presenta una versión de economía pequeña y abierta del modelo.



2.1. MODELO EN BASE A PRECIOS DE ACTIVOS FINANCIEROS

En principio, es posible medir la TIRN de manera simple y directa a partir de tasas *forward* derivadas de precios de activos financieros, en particular, de bonos del Banco Central y *swaps*. En Ceballos, Fornero y Gatty (2017) se distinguió el concepto de TIRN contemporánea y de largo plazo. Para el largo plazo, el método consiste en aproximar la TIRN por la tasa *forward* 5 en 5 (tasa promedio en 10 años una vez pasados 5 años). Esta medida permite reflejar el nivel de tasa de interés que prevalecerá una vez que se han disipado los *shocks* que tienen efectos dentro del periodo del ciclo de negocios, la inflación se encuentra en torno a la meta y la brecha de producto está cerrada.

Esta medición es correcta si las tasas de interés de mercado respecto de su madurez larga son equivalentes a la tasa esperada promedio de un bono con madurez corta, que debería ser muy parecida a la tasa de política monetaria (TPM). Sin embargo, la literatura empírica de macrofinanzas establece la idea de que los premios por riesgo (en nivel y variabilidad) contribuyen a explicar las tasas de interés de bonos largos. Para el caso chileno, Ceballos, Naudon y Romero (2016) muestran evidencia de que las tasas de bonos del Banco Central contienen premios por plazo, por lo cual los movimientos de dichas tasas no necesariamente representan movimientos en la trayectoria esperada de la TPM.

Las tasas nominales de bonos del Banco Central se representan como sigue:

$$i_t(n) \approx \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E_t(trn_{t+i}) + pp_t(n), \quad (3.1)$$

donde $i_t(n)$ representa la tasa de un bono nominal a plazo de madurez n . Esta tasa se descompone en dos partes: (i) el promedio de tasas cortas esperadas (tasas de riesgo neutral), denotadas por trn_t , el cual está asociado a la trayectoria esperada de la TPM; y (ii) los premios por plazo denotados $pp_t(n)$. Dado que el premio es simplemente la diferencia entre la tasa larga de mercado y la tasa esperada promedio, la pregunta central es cómo construir expectativas de tasas cortas.

Siguiendo a Ceballos, Naudon y Romero (2016) y a Ceballos, Fornero y Gatty (2017), la identificación de ambos componentes se basa en la estimación de modelos *affine*, que permiten predecir el componente de tasas cortas esperadas según una relación afín



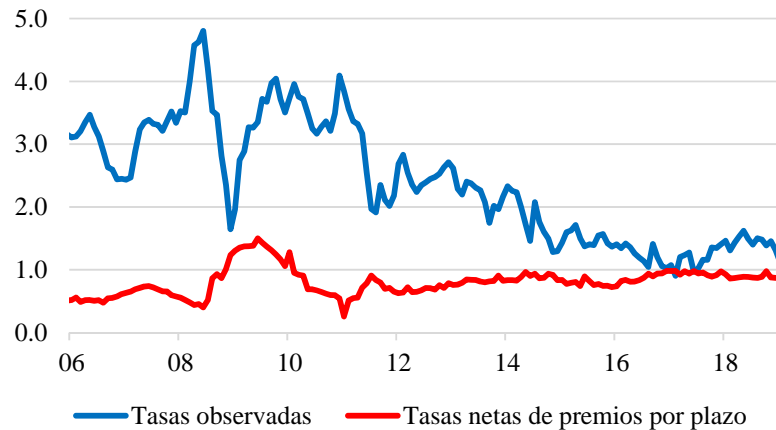
determinado por un conjunto de factores observados. Estos factores corresponden a los tres componentes principales de la estructura de tasas de interés, los que se complementan con variables macroeconómicas reales tales como crecimiento de IMACEC no minero, la inflación subyacente y la volatilidad de los mercados financieros (VIX).

La TIRN contemporánea neta de los premios por plazo estimados se aproxima calculando tasa *forward* 3 en 2 a partir de las tasas esperadas promedio a 2 años y a 5 años usando la descomposición (3.1). Igual procedimiento se usa para aproximar la TIRN largo plazo, solo que la tasa a usar es la tasa *forward* 5 en 5.

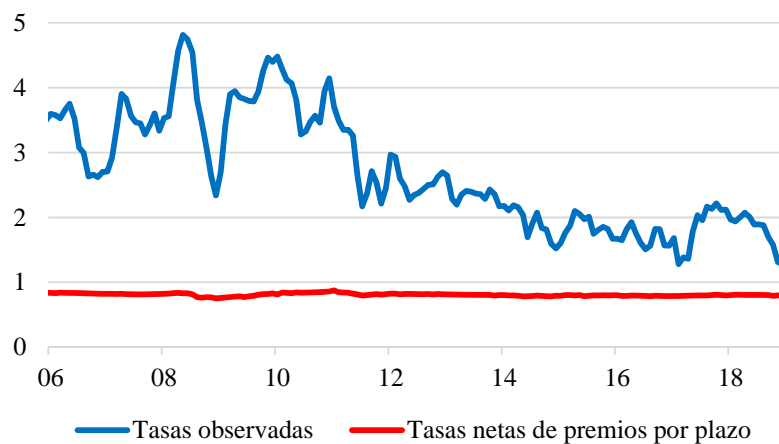


Gráfico 3.1: Estimaciones de TIRN a partir de tasas observadas y netas de premios

a) TIRN contemporánea



b) TIRN de largo plazo



Los resultados de la estimación de la TIRN a partir de bonos se presentan en el gráfico 3.1, paneles a y b, así como en la tabla 3.2. Una inspección general a los gráficos en 3.1 revela una importante diferencia entre las estimaciones a partir de las tasas de interés de bonos observadas y las estimaciones netas de premios por plazo. Las primeras exhiben una tendencia decreciente en el tiempo, consistente con la estimación por el método de HLW. Las tasas netas de premios, en cambio, fluctúan en torno a valor estable en el tiempo cercano



a 1%. Lo anterior refleja que los modelos afines atribuyen la caída en tasas largas al componente de premios por plazo y no al componente de trayectoria de tasa esperada. Este resultado es consistente con lo encontrado por Ceballos, Naudon y Romero (2016) para Chile, pero difiere de lo reportado para EE.UU por Adrian, Crump y Moench (2013), quienes encuentran que los premios por plazo oscilan en torno a un nivel estable.

Tabla 3.2: Estimaciones de TIRN previa y actual

| a) TIRN contemporánea | | | | |
|------------------------------|-----------------------------|-----------------|------------------------|-----------------|
| Periodo | IPoM Septiembre 2016 | | IPoM Junio 2019 | |
| | Observada | Neta de premios | Observada | Neta de premios |
| 2014 | 1.9 | 1.0 | 1.9 | 0.9 |
| 2015 | 1.5 | 1.0 | 1.5 | 0.8 |
| 2016 | 1.3 | 1.2 | 1.3 | 0.8 |
| 2017 | | | 1.1 | 1.0 |
| 2018 | | | 1.4 | 0.9 |
| 2019 | | | 1.3 | 0.9 |
| Final | 1.4 | 1.2 | 1.3 | 0.9 |

| b) TIRN de largo plazo | | | | |
|-------------------------------|-----------------------------|-----------------|------------------------|-----------------|
| | IPoM Septiembre 2016 | | IPoM Junio 2019 | |
| | Observada | Neta de premios | Observada | Neta de premios |
| 2014 | 2.0 | 0.7 | 2.0 | 0.8 |
| 2015 | 1.8 | 0.7 | 1.8 | 0.8 |
| 2016 | 1.7 | 0.8 | 1.7 | 0.8 |
| 2017 | | | 1.8 | 0.8 |
| 2018 | | | 1.9 | 0.8 |
| 2019 | | | 1.3 | 0.8 |
| Final | 1.7 | 0.9 | 1.3 | 0.8 |

Nota: La fila “Final” hace referencia a la estimación al final de la muestra, es decir, junio 2016 y marzo 2019 para las estimaciones de los IPoMs de septiembre 2016 y de junio 2019, respectivamente.

Las estimaciones de TIRN contemporánea, en 2019, se encuentran en 1.3 y 0.9% medidas por tasas observadas y netas de premios, respectivamente. Al comparar estos resultados con



las estimaciones realizadas en el IPoM de septiembre 2016 (ver Ceballos, Fornero y Gatty, 2017), presentado en la parte a) de la tabla 3.2, se observa una disminución de 10pb de acuerdo a las tasas observadas y de 30pb de acuerdo a las medidas sin premios por plazo. Análogamente, las estimaciones de TIRN de largo plazo se encuentran 1.3 y 0.8%, lo que representa una disminución de 40 y 10 puntos bases respecto de la estimación de 2016 (ver parte b de tabla 3.2). Cabe destacar que, a diferencia de otros periodos en el pasado, el conjunto de estimaciones, ya sea usando tasas de mercado o tasas promedio esperadas cortas (netas de premios por plazo), entrega un rango relativamente acotado de estimaciones para la TIRN contemporánea y la de largo plazo, entre 0.8 y 1.3%.

2.2. MODELO DE HOLSTON, LAUBACH Y WILLIAMS (2017)

Como se mencionó en la introducción, HLW extiende el trabajo de LW para aplicarlo a cuatro países avanzados. El propósito de estos modelos econométricos es estimar la TIRN. La estimación de esta tasa real inobservable se logra imponiendo una mínima estructura en los procesos estocásticos junto con las siguientes ecuaciones: (i) una curva IS, (ii) una curva de Phillips y (iii) tres adicionales para las variables inobservables de producto potencial, brecha y TIRN.

LW asumen una relación directa entre la tasa real neutral, r_t^* , y el crecimiento potencial:

$$r_t^* = \frac{1}{\sigma} g_t + z_t, \quad (3.2)$$

donde g es el crecimiento potencial y z es un factor estocástico con media cero y varianza constante que captura todos los elementos no observados que podrían influir en la tasa, por ejemplo la tasa de descuento o la aversión al riesgo de los hogares. Esta especificación se basa en la ecuación de Euler que se deriva de un modelo de crecimiento como el de Ramsey (1928).

En cambio, en HLW se asume $\sigma = 1$ en (3.2) y se permite que r_t^* difiera del crecimiento potencial porque se supone un proceso estocástico integrado para z . La estructura del modelo se completa con una curva IS para explicar la dinámica de la brecha, \tilde{y} :



$$\tilde{y}_t = a_{y1}\tilde{y}_{t-1} + a_{y2}\tilde{y}_{t-2} - \frac{a_r}{2}(r_{t-1} - r_{t-1}^* + r_{t-2} - r_{t-2}^*) + \epsilon_{\tilde{y},t}$$

donde r_t la tasa real ex-ante vigente en t y $\epsilon_{\tilde{y},t}$ es un proceso *iid* con media cero y varianza constante. Además, la curva de Phillips explica la dinámica de la inflación, π_t :

$$\pi_t = b_\pi\pi_{t-1} + (1 - b_\pi)\pi_{t-2,4} + b_y\tilde{y}_{t-1} + \epsilon_{\pi,t}$$

donde π_{t-1} es la inflación rezagada y $\pi_{t-2,4}$ es el promedio de los rezagos 2 y 4. Finalmente, se define el crecimiento del nivel de PIB potencial, y^* :

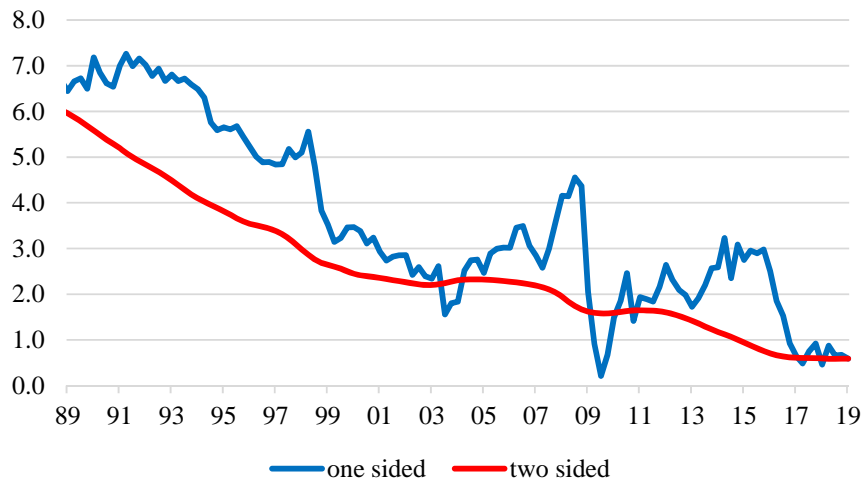
$$y_t^* = y_{t-1}^* + g_{t-1} + \epsilon_{y^*,t}$$

Por último, dado que la estructura del modelo combina variables integradas y estacionarias, se necesita una muestra de datos suficientemente extensa para identificar los parámetros. Por ello, estimaremos el modelo desde 1986 en frecuencia trimestral. Los datos a utilizar son: la TPM, el PIB no minero y la inflación del IPC SAE, estas dos últimas desestacionalizadas.²⁶ En cuando al origen de los códigos, fueron tomados de la página web oficial de los autores y se han realizado cambios menores.

Los resultados de la estimación del modelo de HLW para Chile se muestran en los gráficos 3.2 a 3.4. En primer lugar, el gráfico 3.2 presenta dos estimaciones de la TIRN denominadas *one sided* y *two sided*, que resultan del filtrado y suavizado del filtro de Kalman, respectivamente. Si bien estas series presentan diferencias importantes en la historia, ambas indican que la TIRN ha seguido una tendencia decreciente en el tiempo. Hacia fines de los ochenta la TIRN se ubicaba entre 6 y 7%, luego descendió hacia niveles entre 2 y 3% en los 2000, y al final de la muestra, en 2019.T1, la estimación puntual se ubica en 0.6%. Esta tendencia a la baja de la TIRN se condice con la reportada para otras economías como EE.UU., Canadá, Reino Unido y la Zona Euro (HLW).

Gráfico 3.2: Estimación de la TIRN siguiendo HLW

²⁶ Ver detalles de construcción de los datos en el anexo II.



El gráfico 3.3 presenta la estimación del crecimiento potencial y del *shock* permanente z , los que en conjunto pueden explicar la evolución de la TIRN. Es de notar que se observa también una tendencia decreciente en el crecimiento potencial, lo cual permite explicar, al menos en parte, la caída en la tasa de interés. Entre fines de los ochenta y comienzos de los 2000, la caída en potencial explica una caída de 130 puntos base de la tasa de interés, mientras que el *shock* z tiene una contribución negativa más importante, de 250pb. En cambio, desde el 2000 hasta 2019, es el crecimiento potencial lo que explica mayor parte de la caída en la tasa de interés. Este cayó cerca de 140pb, mientras que el *shock* z ha fluctuado en torno a nivel estable y solo ha caído 30pb en los últimos tres años.

Por último, el gráfico 3.4 presenta la estimación (*two sided*) de la TIRN junto al intervalo de confianza del 68%. Este intervalo da cuenta tanto de la incertidumbre del filtro como de la incertidumbre paramétrica. La amplitud del intervalo en relación al valor puntual de la TIRN refleja un alto grado de incertidumbre en torno a la estimación, lo cual sugiere tomar estos resultados con cautela. ¿Por qué son tan amplios estos intervalos? Una posible causa es el tamaño de la muestra empleada. Esta estimación comprende los años 1986-2019, mientras que HLW usan muestras más largas: 1972-2016 para la Zona Euro y 1961-2016 para el resto de los países. A su vez, al comparar los errores estándar se encuentra para Chile un valor más cercano al de la Zona Euro (7.5 y 6.0% respectivamente), pero bastante mayor que aquellos de EE.UU., Reino Unido y Canadá (1.5, 4.8, 2.2% respectivamente). La razón detrás de estas



diferencias es que el uso de muestras más largas permitiría reducir la incertidumbre paramétrica y con ello obtener una inferencia más precisa de la TIRN.

Gráfico 3.3: Crecimiento potencial (g) y shock permanente a ecuación de Euler (z)

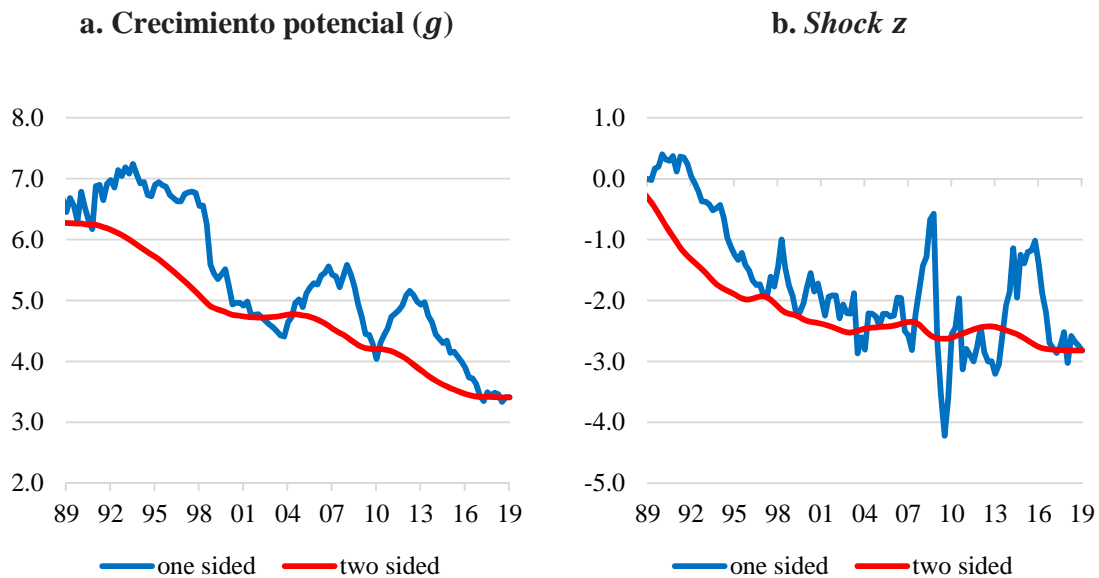
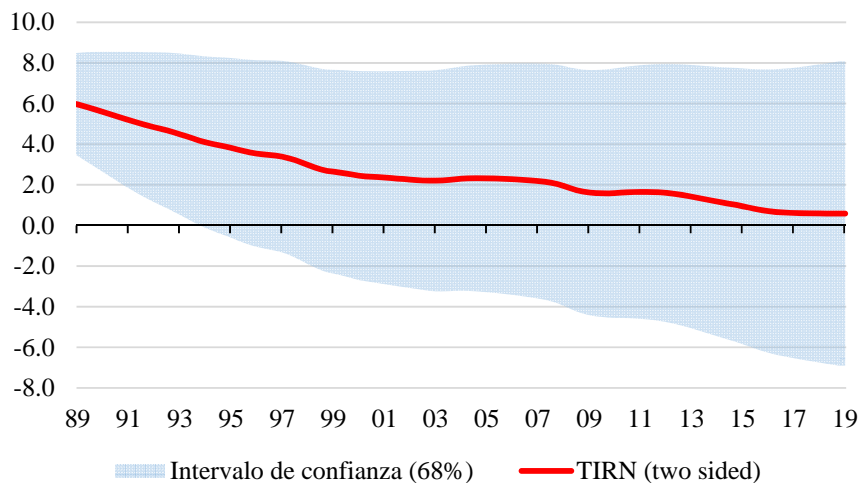


Gráfico 3.4: Estimación suavizada de TIRN con intervalo de confianza que representa ± 1 desvío típico (68%).





2.3. MODELO BASE A BONOS, INFLACIÓN, TIPO DE CAMBIO REAL Y EXPECTATIVAS

La primera parte de esta sección reproduce el modelo de DN17 de forma genérica y después especifica cuál se va a usar para las estimaciones de la TIRN de Chile. De forma genérica, el modelo tiene ecuaciones de medición de la forma:

$$y_t = \Lambda \bar{y}_t + \tilde{y}_t, \quad (3.3)$$

donde y_t es vector $nx1$ de observables, \bar{y}_t es vector $qx1$ de tendencias, $q \leq n$, $\Lambda(\lambda)$ es una matriz nxq de ponderadores, que es restringida y depende del vector de parámetros libres λ y \tilde{y}_t es vector $nx1$ de componentes estacionarios. El rango de Λ determina la cantidad de tendencias comunes (q) y de relaciones de cointegración ($n - q$). Tanto \bar{y}_t como \tilde{y}_t son latentes y se asume que siguen un *random walk* y un VAR respectivamente:

$$\bar{y}_t = \bar{y}_{t-1} + e_t, \quad (3.4)$$

$$\Phi(L)\tilde{y}_t = \varepsilon_t, \quad (3.5)$$

con $\Phi(L) = I - \sum_{l=1}^p \Phi_l L^l$ con Φ_l matrices nxn . Estas son las ecuaciones de transición. Los $(q + n)x1$ shocks se distribuyen de forma *iid* de acuerdo a:

$$\begin{bmatrix} e_t \\ \varepsilon_t \end{bmatrix} \sim N \left(\begin{bmatrix} 0_q \\ 0_n \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \Sigma_e & 0 \\ 0 & \Sigma_\varepsilon \end{bmatrix} \right), \quad (3.6)$$

Con matrices Σ positivas y que distribuyen normal multivariadas. Asumen que las condiciones iniciales \bar{y}_0 y $\tilde{y}_{0:-p+1} = (\tilde{y}'_0, \dots, \tilde{y}'_{-p+1})'$, se distribuyen:

$$\bar{y}_0 \sim N(\underline{y}_0, \underline{V}_0), \quad (3.7)$$

$$\tilde{y}_{0:-p+1} \sim N(0, V(\Phi, \Sigma_\varepsilon))$$

con $V(\Phi, \Sigma_\varepsilon)$, la varianza incondicional de $\tilde{y}_{0:-p+1}$. Este modelo es un modelo multivariado de descomposición independiente entre tendencia y ciclo. Es un modelo de espacio de estados lineal y normal que se estima eficientemente con una selección de muestras de Gibbs. Al igual que DN17, las priors asumidas son:



$$\begin{aligned}
 p(\varphi|\Sigma_\varepsilon) &\sim N(\text{vec}(\underline{\Phi}), \Sigma_\varepsilon \otimes \Omega)I(\varphi), \\
 p(\Sigma_\varepsilon) &= IW(\kappa_\varepsilon, (\kappa_\varepsilon + n + 1)\underline{\Sigma}_\varepsilon) \\
 p(\Sigma_e) &= IW(\kappa_e, (\kappa_e + q + 1)\underline{\Sigma}_e)
 \end{aligned}
 \tag{3.8}$$

donde $\varphi = \text{vec}(\Phi)$, $IW(\kappa, (\kappa + m + 1)\underline{\Sigma})$ es la distribución *Inverse Wishart* con moda $\underline{\Sigma}$ y grados de libertad κ . $I(\varphi)$ es una función indicadora que toma el valor 0 al ser el VAR explosivo.

Las variables incluidas en cada versión y toda la especificación cuantitativa se determina para cada caso particular siguiendo a DN17 y la economía Chilena en particular cuando así sea necesario. A continuación, se mostrarán los modelos base y en la sección de modelos auxiliares, se describen otras 4 versiones relacionadas.

a) *Modelo base: con BCP-5*

Este modelo asume que la inflación, π_t , y la tasa de interés nominal de corto plazo, R_t tienen un componente tendencial y uno estacionario:

$$\pi_t = \bar{\pi}_t + \tilde{\pi}_t, \tag{3.9}$$

$$R_t = \bar{R}_t + \tilde{R}_t, \tag{3.10}$$

con la variable con barra la parte tendencial y la que tiene el tilde, la parte estacionaria. Para poder identificar mejor la parte tendencial, se necesita otra ecuación de observación y por lo tanto se asume que tanto la expectativa de inflación como la de la tasa de corto plazo, tienen ecuaciones similares y sus tendencias son las mismas que las de las variables observadas:

$$\pi_t^e = \bar{\pi}_t + \tilde{\pi}_t^e, \tag{3.11}$$

$$R_t^e = \bar{R}_t + \tilde{R}_t^e. \tag{3.12}$$

Se asume además que la ecuación de Fisher se cumple en las variables tendenciales:



$$\bar{R}_t = \bar{r}_t + \bar{\pi}_t, \quad (3.13)$$

con \bar{r}_t la tasa real tendencial. El supuesto base en este modelo es que puedo conocer el comportamiento de la TIRN tendencial a través de la tasa real tendencial realizada porque se asume que su diferencia es estacionaria.

Al igual que DN17 se agrega una ecuación para una tasa de mayor plazo, porque puede contener información adicional, como movimientos futuros de la tasa corta y además la tendencia se debiese compartir por todas las tasas corrigiendo por premios correspondientes. Incluso si la expectativa de la tasa corta ya tiene información de cambios de tasa futuros, la tasa larga es otra fuente de información disponible y que toma valor especialmente al tener una muestra reducida. Se incluye por lo tanto la siguiente ecuación:

$$R_t^L = \bar{r}_t + \bar{\pi}_t + \bar{p}p_t + \tilde{R}_t^L \quad (3.14)$$

con R_t^L una tasa nominal con mayor plazo que R_t y $\bar{p}p_t$ el premio por plazo. Nótese que la ecuación sólo suma un riesgo tendencial por plazo y no otro, dado que se asume que la tasa larga es de un riesgo similar a la corta al corregir por la diferencia de su vencimiento.

Este modelo entonces se compone de las ecuaciones (3.9)-(3.12) y (3.14), reemplazando (3.13) en (3.10) y (3.12). Para la estimación de los modelos se usa la muestra 2002.T1-2019.T1. La razón detrás de esto es que el período con meta constante de inflación es desde 2001.T3 y se toma el final de 2001 como los estados iniciales. Los datos utilizados en el modelo base incluyen inflación medida como la variación trimestral anualizada del IPC, expectativas de inflación que es la mediana de la inflación esperada de la Encuesta de Expectativas Económicas (EEE) de 0 a 23 meses, la TPM y la mediana de la TPM esperada de 0 a 23 meses de la EEE²⁷. La tasa larga es la de los papeles BCP-5.

Las variables en términos de las ecuaciones descritas en (3.3)-(3.5) son: $y = \{\pi, \pi^e, R, R^e, R^L\}$, $\bar{y} = \{\bar{\pi}, \bar{r}, \bar{p}p\}$ y $\tilde{y} = \{\tilde{\pi}, \tilde{\pi}^e, \tilde{R}, \tilde{R}^e, \tilde{R}^L\}$. Las *priors* utilizadas se escogieron

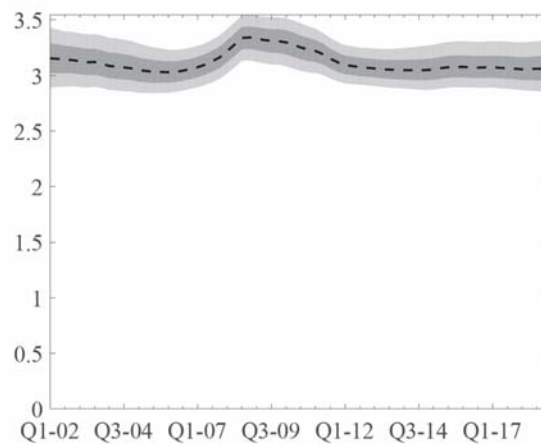
²⁷ La medida de inflación esperada es el promedio de lo esperado de 0 a 11 meses y de 12 a 23 meses. La medida de TPM esperada se calcula en base a las medidas existentes que es del mes en curso, del mes siguiente, los dos siguientes, en 11 meses y en 23 meses.



siguiendo a DN17. Los estados iniciales, en ecuación (3.7), distribuyen normal y tienen una media igual al promedio del año 2001 para el caso de la tendencia e igual a cero para el caso de los estados estacionarios²⁸. La matriz V_0 es una identidad. La distribución de las varianzas de las innovaciones, especificada en (3.8), tiene parámetros $\kappa_e = 100$ y $\underline{\Sigma}_e$ una matriz diagonal con valores igual a $1/400$ ²⁹, $\kappa_\varepsilon = n + 2$ y la diagonal de $\underline{\Sigma}_\varepsilon$ refleja las varianzas aproximadas de las variables entre 1999.T1 y 2001.T4 o se sigue la literatura³⁰.

Los resultados de este modelo muestran que se identifica bastante bien la evolución de la inflación en Chile. Como se puede ver en el gráfico 3.5, la tendencia inflacionaria se estima bastante estable y muy cercana a 3%, lo que es esperable, dado que esa es la meta del Banco Central de Chile en toda la muestra.

Gráfico 3.5: Tendencia de Inflación



Nota: la figura muestra la tendencia inflacionaria junto a los intervalos de 95% y 68% en gris y gris más claro respectivamente.

²⁸ Estos valores son 2.7, 4.1 y 1 para la inflación, tasa real y premio por plazo tendencial respectivamente. El último valor se puso siguiendo a la literatura por no tener observaciones para esto.

²⁹ Esto es para limitar la variación de la tendencia y a diferencia de DN17 se asume para todos una varianza de $1/400$, incluida la inflación porque se espera que en el caso de Chile, la tendencia de la inflación sea bien estable desde 2001.

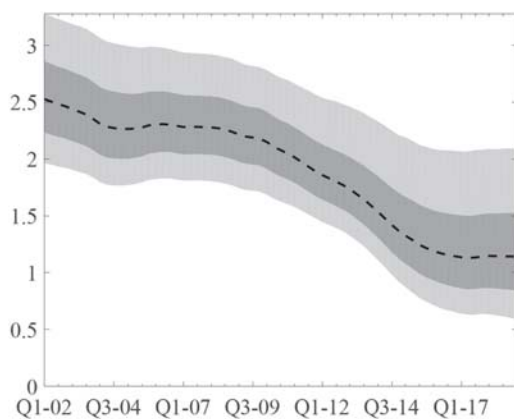
³⁰ Estas varianzas son 2, 1, 1, 0.5 para inflación, inflación esperada, tasa corta, tasa corta esperada y tasa larga. Para la inflación que el valor de la varianza es 0,8 se aproximó a 2. Para la expectativa, se puso la mitad de lo que daba en los datos dado que antes del 2001.T3 no había meta inflacionaria estable, lo mismo para la varianza de la TPM real. Para las otras dos variables se sigue a la literatura.



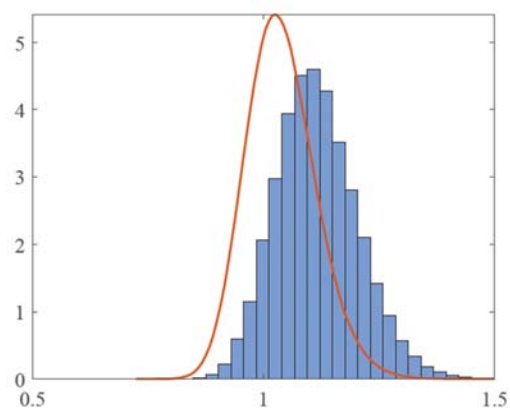
El gráfico 3.6 muestra la estimación obtenida de la TIRN y también la *prior* y *posterior* de la varianza de ésta. El primer gráfico muestra que la TIRN estimada con este modelo era de 2,5 a comienzos de la muestra (principios 2002) y muestra una caída durante toda la muestra. Esa caída se hace relativamente más fuerte alrededor de la crisis financiera, al igual que lo encontrado para otras economías, y en el último tiempo se estabiliza. El grado de incertidumbre medido por los intervalos de confianza no es menor, siendo el último estimador un valor de 1.14, pero con un intervalo entre 0.59 y 2.09. De todas formas cabe destacar que la caída es pronunciada y significativa.

Gráfico 3.6: TIRN de Interés en modelo base con BCP-5

a) Estimación de la TIRN



b) Prior y posterior de varianza tasa tendencial



Nota: El primer gráfico muestra la estimación de la tasa con los intervalos de 95% y 68% en gris y gris más claro respectivamente. El segundo muestra la prior de la varianza como la línea roja y la posterior como las barras azules.

Por último, el panel b) del gráfico 3.6 muestra cómo los datos contienen información sobre la tasa neutral tendencial, lo que se ejemplifica mostrando las diferencias entre la prior y posterior de la varianza de ésta.

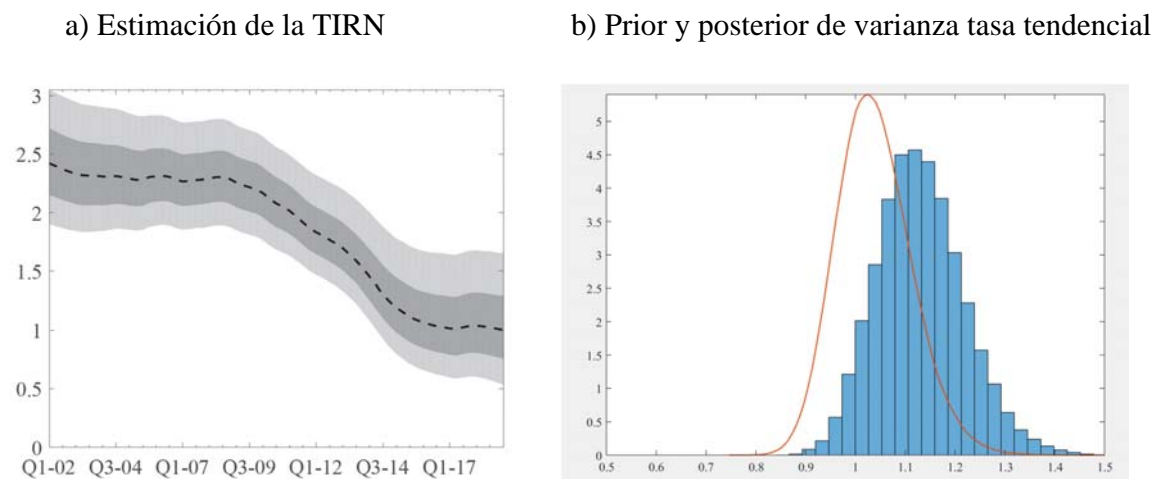
b) *Modelo base: con BCP-10*



Este modelo es el mismo al anterior, solo que se incluyen los datos de los papeles BCP-10 en vez de a 5. El resto de los datos, las variables y las *priors* son las mismas que las del modelo con BCP-5.

El gráfico 3.7 muestra que los resultados son muy similares al modelo que tiene información de la tasa de los papeles BCP-5. Lo único que produce el uso de esta tasa es bajar la estimación de la TIRN en alrededor de 10 puntos base en toda la muestra. Como se ve en el panel b) de la misma figura, la posterior de la varianza de la TIRN es bien distinta a su prior, al igual que el caso anterior.

Gráfico 3.7: TIRN de Interés en modelo base con BCP-10



Nota: El primer gráfico muestra la estimación de la tasa con los intervalos de 95% y 68% en gris y gris más claro respectivamente. El segundo muestra la *prior* de la varianza como la línea roja y la posterior como las barras azules.

c) *Modelo de economía abierta*

Los modelos anteriores solo incluyen información de tasas locales, que claramente se ven afectadas por factores externos, pero no se incluye directamente una relación con tasas externas. Como vivimos en un mundo integrado, se puede tomar en cuenta paridades con tasas externas al notar que inversionistas externos pueden ahorrar tanto en papeles de su propio país como de Chile³¹. Sin embargo, como el mundo contiene distintas rigideces y

³¹ Así como también los chilenos pueden ahorrar en papeles de otros países.



restricciones que hacen costoso (en tiempo y/o dinero) las transacciones internacionales, la paridad más conservadora de asumir es una que sólo se tiene que cumplir en tendencia y no en el día a día. Esto se puede deber a fricciones que pueden crear discrepancias en el corto plazo, pero que se deberían disminuir en el largo plazo.

Se asume entonces que *en la tendencia* se debe cumplir una paridad de tasas descubierta:

$$\bar{r}_t = \bar{r}_t^{USA} + \overline{\Delta q}_t^e, \quad (3.15)$$

donde \bar{r}_t^{USA} es la tasa tendencial de Estados Unidos, $\overline{\Delta q}_t^e$ es la tendencia del cambio esperado del TCR de Chile-EE.UU. Esta ecuación asume que no hay riesgo país. La razón detrás de esto es que dado que se asume para la tendencia y esta es compartida por todas las tasas de cada país, en particular la tienen los papeles de muy corto plazo que no tienen riesgo³².

Dado que queremos incluir esa ecuación de paridad tendencial, se incluyen datos del cambio del TCR, Δq_t , para identificar la tendencia del cambio del TCR, $\overline{\Delta q}_t$. Se asume que, tanto el cambio del TCR como su valor esperado se pueden descomponer en tendencia y ciclo y, al igual que la parte tendencial de la inflación y su expectativa y de la tasa corta y su expectativa, esta tendencia se comparte:

$$\Delta q_t = \overline{\Delta q}_t + \widetilde{\Delta q}_t \quad (3.16)$$

$$\Delta q_t^e = \overline{\Delta q}_t + \widetilde{\Delta q}_t^e \quad (3.17)$$

donde al igual que antes, las variables con barra son la parte tendencial y con tilde son la parte estacionaria. Como se mencionó previamente, acá se está asumiendo que la tendencia del cambio esperado y del cambio realizado es la misma, $\overline{\Delta q}_t^e = \overline{\Delta q}_t$.

Las ecuaciones de esta versión entonces quedan como la del modelo base sin la tasa larga, y las siguientes, que son (3.16) y (3.17) reemplazando la ecuación (3.15):

$$\Delta q_t + \bar{r}_t^{USA} = \bar{r}_t + \widetilde{\Delta q}_t \quad (3.18)$$

³² Se puede argumentar que el inversor externo es el que estima si tiene o no riesgo un papel así en una economía emergente. En ejercicios de robustez se incluyó un riesgo país, pero no salió significativamente distinto de cero.



$$\Delta q_t^e + \bar{r}_t^{USA} = \bar{r}_t + \widetilde{\Delta q}_t^e \quad (3.19)$$

Por simplificación se asume que la tasa real tendencial de Estados Unidos, \bar{r}_t^{USA} , es observable y no contiene incertidumbre³³.

El modelo que comparte más similitud con esta versión es Del Negro *et al.* (2019), pero contiene dos diferencias importantes: (i) ellos asumen que todos los países incluidos en su muestra afectan a la tasa de interés internacional, mientras que acá se asume que hay una dada exógenamente. (ii) ellos asumen que la tendencia del cambio del TCR es cero, lo que en general es una visión comúnmente aceptada en las economías desarrolladas, dado que en general se muestra que el TCR es estacionario. Este supuesto es liberado en esta versión, pudiendo ser estimado alrededor de cero si los datos así lo dicen, pero dado que Chile es una economía en desarrollo, se permite al TCR mostrar cambios incluso tendenciales.

Los datos incluidos en esta versión son los mismos descritos previamente y los necesarios para construir el cambio en el TCR y TCR esperado. Para calcular el cambio en el TCR, se usaron datos de los índices de precios al consumidor (IPC) de ambos países y tipo de cambio nominal (TCN). Para el cambio en el TCR esperado, se usaron los mismos que para el TCR y para las expectativas del TCR se ocuparon las expectativas de la EEE a 1 año del IPC, del *Survey of Professional Forecasters* a 1 año del IPC de EE.UU. y de *Consensus* a 1 año para el TCN. La única *prior* que faltaría por definir es la varianza del cambio del TCR antes de la muestra para la *prior* de la varianza de las variables estacionarias. No se cuenta con este dato, pero se probaron dos medidas (2 y 10) y no hubo diferencias, por lo que se dejó el valor mayor.

Las variables de este modelo quedan entonces definidas como $y = \{\pi, \pi^e, R, R^e, \Delta q + \bar{r}^{USA}, \Delta q^e + \bar{r}^{USA}\}$, $\bar{y} = \{\bar{\pi}, \bar{r}\}$ y $\tilde{y} = \{\tilde{\pi}, \tilde{\pi}^e, \tilde{R}, \tilde{R}^e, \widetilde{\Delta q}, \widetilde{\Delta q}^e\}$. La tendencia del TCR se saca a través de los observables que se introducen.

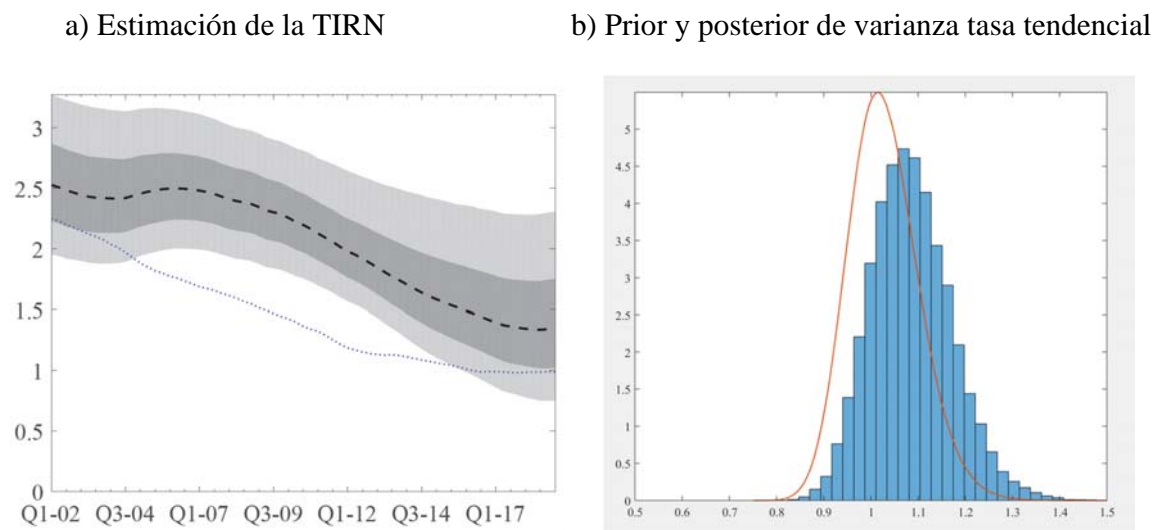
Los resultados mostrados en el gráfico 3.8, muestra que las estimaciones de la TIRN parten en un punto muy similar al modelo base (ambos parten en 2,5), pero la caída es menos

³³ Si se tomara en cuenta su incertidumbre, solo aumentarían los intervalos de confianza.



pronunciada, llegando esta tasa a 1,35. A modo de referencia se puso en el gráfico la tasa estimada para EE.UU., donde se ve que está en general por debajo de la de Chile y además su caída es más monótona desde el inicio de la muestra. Como muestra el panel b), al igual que en casos anteriores, vemos que hay mucha información en los datos al comparar la *prior* y *posterior* de la varianza de la tasa neutral tendencial.

Gráfico 3.8: TIRN de Interés en modelo de economía abierta



Nota: El primer gráfico muestra la estimación de la tasa con los intervalos de 95% y 68% en gris y gris más claro respectivamente. Además incluye en azul la estimación de la tasa tendencial para EE.UU. El segundo muestra la prior de la varianza como la línea roja y la posterior como las barras azules.

2.4. RESUMEN DE RESULTADOS DE MODELOS EMPÍRICOS

La tabla 3.3 resume los resultados de la tasa neutral con los modelos descritos arriba, en particular el último valor encontrado para 2019, y la desviación estándar e intervalo de confianza. El promedio simple y la mediana de estos modelos es de 1%.



Tabla 3.3: Resumen de estimaciones empíricas de TIRN de Interés

| Metodología | 2019 | Desv. Est. | Intervalo de 68% | Intervalo de 95% |
|--|-------------|-------------------|-------------------------|-------------------------|
| Bonos 5-5 (restando premio) | 0.8 | 0.14 | [0.7 0.9] | [0.5 1.1] |
| HLW | 0.59 | 7.48 | [-6.9 8.1] | [-14.1 15.2] |
| Del Negro <i>et al.</i> (BCP5) | 1.14 | 0.38 | [0.8 1.5] | [0.6 2.1] |
| Del Negro <i>et al.</i> (BCP10) | 1.00 | 0.29 | [0.8 1.3] | [0.5 1.7] |
| Del Negro <i>et al.</i> en SOE | 1.35 | 0.39 | [1.0 1.8] | [0.8 2.3] |

3. MODELO ESTRUCTURAL

Otra alternativa para el análisis de la TIRN es el uso de modelos estructurales de equilibrio general. Estos permiten identificar no sólo los movimientos de la TIRN, sino que además sus determinantes.

Para efectos de este enfoque, la TIRN se define como aquella consistente con una economía de precios flexibles que enfrenta las mismas variables de estado y los mismos shocks estocásticos que la economía con fricciones nominales. Como lo hace notar DN17, la tasa natural de medio/largo plazo de un modelo estructural es, para efectos prácticos, comparable a la que se obtiene con métodos empíricos como los descritos en esta minuta.

En un modelo dinámico estocástico típico, la TIRN definida como aquella consistente con un escenario en que las fluctuaciones de corto plazo se hayan disipado³⁴ no generará

³⁴ En este trabajo consideramos como proxy estructural de la tasa neutral la expectativa de tasas para un bono “5 en 5” en el modelo de precios flexibles alimentado con las variables de estado y los shocks estocásticos del modelo con fricciones. Esto es, la expectativa de TPM real promedio que se espera hoy para el período comprendido entre 5 y 10 años adelante (entre 21 y 40 trimestres en el futuro). Esto es además consistente con la metodología empírica descrita anteriormente.



demasiado movimiento: en el mediano plazo, la influencia de los shocks presentes y pasados tiende a ser bastante menor.

Una excepción a lo anterior son los shocks de baja frecuencia: aquellos que incluso a plazos relativamente largos mantienen efectos relevantes en la economía. En esta sección extendemos el modelo descrito en García *et al.* (2019) en 2 dimensiones relevantes para la economía chilena en los últimos años y que se espera debiesen generar efectos de largo aliento en la economía.

La primera extensión busca analizar el efecto de la caída de las tasas neutras en el mundo. Para esto se modifica la ley de movimiento de las tasas externas para permitir un nivel de tendencia $r_t^{ext,T}$, asociado a la TIRN externa, que varíe en el tiempo:

$$r_t^{ext} = (\rho_r^{ext})r_{t-1}^{ext} + (1 - \rho_r^{ext})r_t^{ext,T} + \epsilon_t^{r^{ext}}$$

Donde r_t^{ext} es la tasa externa en el período t , y ρ_r^{ext} representa el nivel de persistencia de dicha tasa. Las perturbaciones estocásticas del nivel de la tasa externa están dadas por $\epsilon_t^{r^{ext}}$, que se asume iid y de varianza constante.

La TIRN externa es una variable observada que se asume sigue la senda estimada para la TIRN de EE.UU. utilizando la metodología de LW. Dicha estimación se muestra en el panel izquierdo del gráfico 3.9. Adicionalmente, se asume que los agentes del modelo le asignan la siguiente ley de movimiento a $r_t^{ext,T}$:

$$r_t^{ext,T} = (\rho_r^{ext,T})r_{t-1}^{ext,T} + (1 - \rho_r^{ext,T})r^{ext,T} + \epsilon_t^{r^{ext,T}}$$

Donde $r^{ext,T}$ es el nivel de estado estacionario de la tasa externa neutral, que se asume igual al de la tasa spot ($r^{ext,T} = r^{ext}$), y $\rho_r^{ext,T}$ representa el nivel de persistencia de la tasa. Las perturbaciones estocásticas están dadas por $\epsilon_t^{r^{ext,T}}$, iid y de varianza constante. Se asume una dinámica para esta tasa de tendencia muy persistente ($\rho_r^{ext,T} = 0.999$).

La segunda extensión modifica el modelo para incorporar la posibilidad de que el tamaño de la población varíe con la llegada de migrantes que se incorporan lentamente a la fuerza de trabajo. Similar a la estructura de Burriel, Fernández-Villaverde y Rubio-Ramírez (2010), se asume que el tamaño de las familias, en lugar de estar normalizado a 1, puede variar



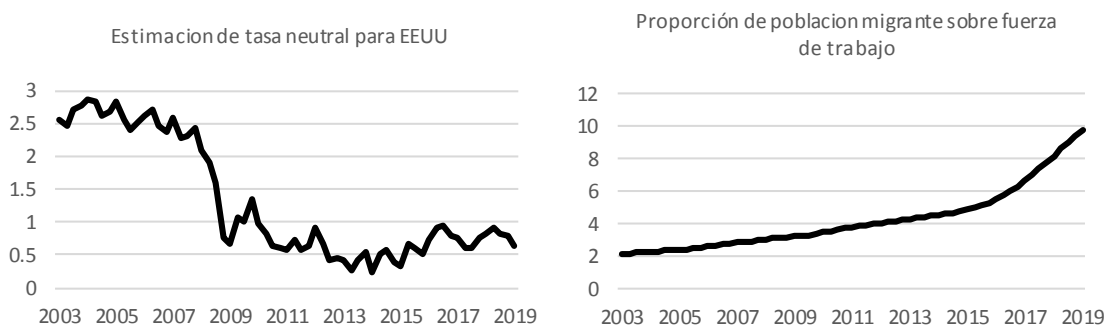
exógenamente con el objeto de simular la influencia de un shock migratorio. De esta forma, las dinámicas poblacionales satisfacen

$$\begin{aligned} L_t &= L_t^{loc} + L_t^{mig} \\ L_t^{mig} &= (\rho_{mig})L_{t-1}^{mig} + (1 - \rho_{mig})L_t^{mig} + \epsilon_t^{mig} \\ L_t^{loc} &= L^{loc} \end{aligned}$$

Donde L_t , L_t^{loc} y L_t^{mig} denotan respectivamente los niveles de fuerza de trabajo total, local y migrante. Las fluctuaciones en la fuerza de trabajo total se asumen dadas enteramente por perturbaciones en la población migrante (ϵ_t^{mig} , proceso iid y de varianza constante). La persistencia del proceso migratorio, definida por el parámetro ρ_{mig} , se asume alta y sin una reversión a la media relevante en los plazos analizados ($\rho_{mig} = 0.999$)

Adicionalmente se asume que los migrantes llegan desempleados y deben buscar empleo en un mercado con fricciones de búsqueda. Los shocks ϵ_t^{mig} se escogen para que la razón L_t^{mig}/L_t sea consistente con estimaciones basadas en datos y supuestos del Instituto Nacional de Estadísticas para la proporción de migrantes en el total de la fuerza de trabajo, que se muestra en el panel derecho del gráfico 3.9.

Gráfico 3.9: Variables observadas con efectos de medio/largo plazo en la economía



Las dos extensiones recién descritas tienen efectos contrapuestos. Por una parte, la caída en las tasas largas neutrales externas empujan a la baja las tasas locales, aunque de forma acotada: todo lo demás constante, las menores tasas externas aprecian el tipo de cambio real, aumentando el déficit de cuenta corriente, la deuda externa como porcentaje del PIB y con

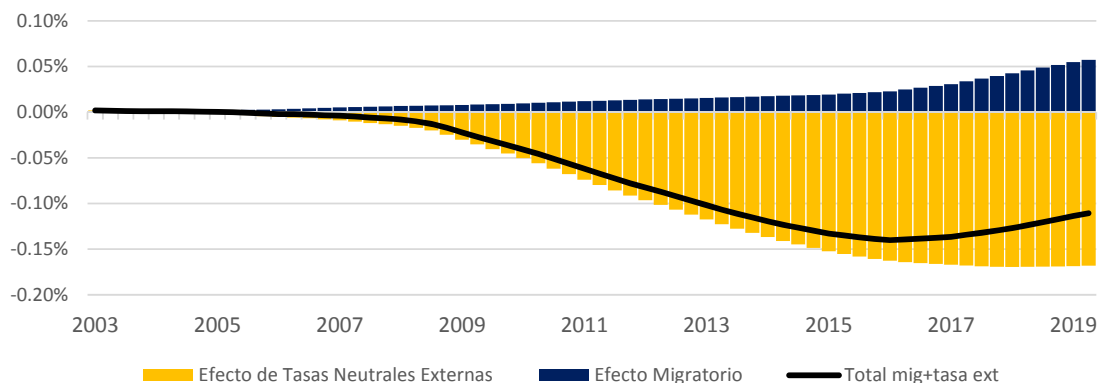


ello el riesgo país. A medida que este proceso continúa, la tasa externa relevante para las decisiones de inversión, que es aquella que incorpora las primas por riesgo, varía poco en el largo plazo.

El efecto migratorio tiende a empujar la TIRN en la dirección contraria: la llegada de migrantes reduce el nivel de capital por trabajador, aumentando el producto marginal del capital, y con ello la tasa natural. Los efectos son, de todas formas, relativamente pequeños.

La temporalidad de ambos shocks también es diferente. Por una parte, el efecto de las menores tasas externas empieza a acumularse a partir de 2008, cuando luego de la crisis financiera las tasas externas neutrales caen fuertemente. Hacia fines de 2015, sin embargo, el efecto tiende a estabilizarse. El efecto migratorio, por su parte, empieza a acumularse con mayor fuerza precisamente a partir de 2015, cuando se acelera el ingreso de migrantes a la fuerza laboral.

Gráfico 3.10: Efecto de tasas externas y migración en TIRN estimada



En el neto, como se observa en el gráfico 3.10, con el enfoque estructural se estima que la suma de ambos efectos genera una caída de la TIRN hasta fines de 2015, cuando domina el efecto de tasas externas, y una recuperación del nivel a partir de 2016, cuando el efecto migratorio en tasas comienza a dominar.

4. MODELOS AUXILIARES



4.1. MODELOS ADICIONALES EN BASE BONOS, INFLACIÓN Y TIPO DE CAMBIO REAL

Adicionalmente a los modelos descritos, se realizaron 4 variaciones como robustez que se describen a continuación:

a) *Modelo sólo con tasa corta*

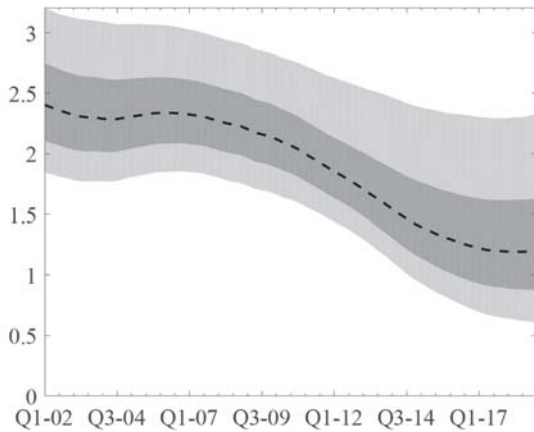
DN17 argumentan que incluyen una ecuación para la tasa de largo plazo, porque no confían en la información proporcionada por la tasa de corto plazo en el período en que la tasa de la Reserva Federal se encontraba restringida por el límite inferior efectivo. Esto no es el caso para Chile, dado que la TPM nunca estuvo tan cerca del límite inferior y por lo tanto no es estrictamente necesario incluir una tasa de mayor plazo. Por esto, esta versión usa solo los datos necesarios para identificar las tendencias de las tasas y de la inflación, es decir, tasa corta y su expectativa e inflación y su expectativa. Las especificaciones usadas son las descritas previamente. Las ecuaciones entonces son (3.9)-(3.12) y las variables en términos de la notación del modelo son: $y = \{\pi, \pi^e, R, R^e\}$, $\bar{y} = \{\bar{\pi}, \bar{r}\}$ y $\tilde{y} = \{\tilde{\pi}, \tilde{\pi}^e, \tilde{R}, \tilde{R}^e\}$. Las priors son las previamente descritas.

Los resultados que se ven en el gráfico 3.11, muestran que en general las estimaciones están en línea a lo encontrado previamente. En comparación al modelo con tasa larga, este parte con una tasa un poco más baja (2,4) y llega con una tasa neutral un poco más alta (1,2), pero la caída y evolución general es bien parecida. También en el gráfico de la prior y posterior de la varianza de la tasa se ve que hay información relevante en los datos.

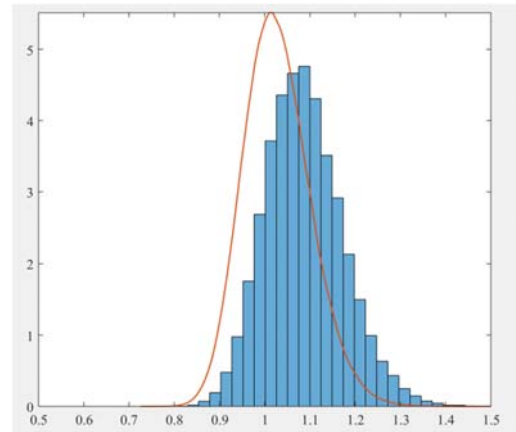


Gráfico 3.11: TIRN de Interés en modelo sin tasa larga

a) Estimación de la TIRN



b) Prior y posterior de varianza tasa tendencial



Nota: El primer gráfico muestra la estimación de la tasa con los intervalos de 95% y 68% en gris y gris más claro respectivamente. El segundo muestra la prior de la varianza como la línea roja y la posterior como las barras azules.

b) Modelo sin expectativa de tasa corta

Este modelo es igual al modelo base con BCP-5, pero se saca la expectativa de la TPM, por lo tanto la tendencia de la tasa real viene por la tendencia de la tasa corta y la tasa larga. Las ecuaciones del modelo son (3.9)-(3.11) y (3.14) y las variables en términos de la notación del modelo son: $y = \{\pi, \pi^e, R, R^L\}$, $\bar{y} = \{\bar{\pi}, \bar{r}, \bar{p}\}$ y $\tilde{y} = \{\tilde{\pi}, \tilde{\pi}^e, \tilde{R}, \tilde{R}^L\}$. Las priors son las mismas previamente descritas.

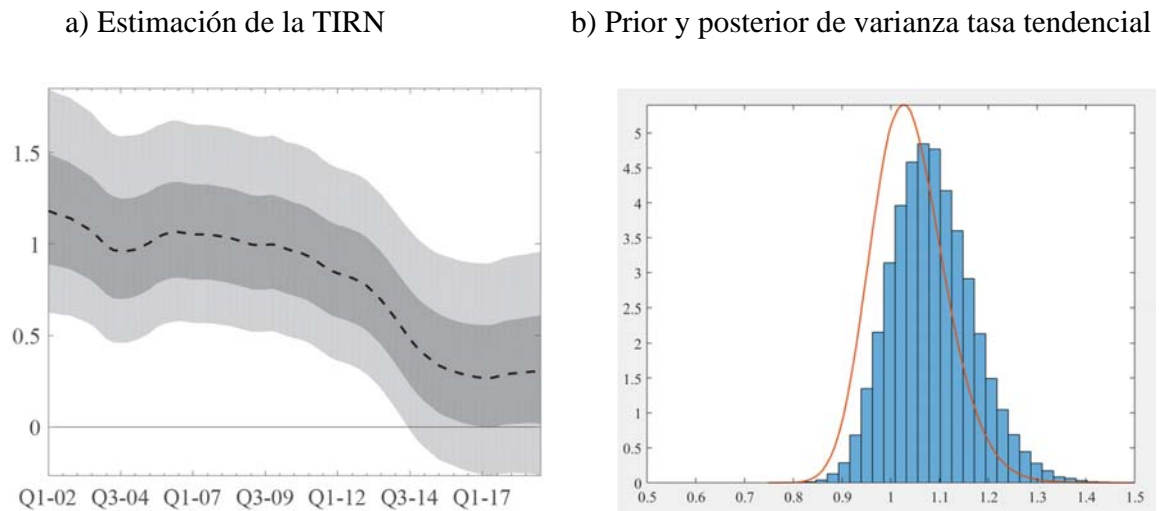
Esta versión de los resultados es la que muestra mayor cambio. El gráfico 3.12 muestra que el valor del estimador de la TIRN se ve fuertemente afectado y disminuye desde el comienzo. Se sigue viendo una caída significativa, aunque menor que antes (pasa de 1.18 a inicios de la muestra a 0.3 a finales en vez de 2.53 a 1.14) y todos los valores contienen más incertidumbre que antes. El gráfico de la prior y posterior de la varianza es similar a los previos.

Al excluir la tasa esperada se está excluyendo información claramente relevante para la estimación de la tendencia de la tasa real. En comparación con los datos de TPM efectiva, la expectativa de TPM es más estable, pero igual presenta fluctuaciones importantes, dado que



presenta un mínimo de 1.9 y un máximo de 7.6 en la muestra³⁵. Eso sí, en la gran parte de la muestra la TPM efectiva es menor que la esperada, lo que explica la disminución de la tasa neutral.

Figura 3.12: TIRN de Interés en modelo sin expectativa de la tasa corta



Nota: El primer gráfico muestra la estimación de la tasa con los intervalos de 95% y 68% en gris y gris más claro respectivamente. El segundo muestra la prior de la varianza como la línea roja y la posterior como las barras azules.

c) Modelo abierto con premio por riesgo

Este modelo presenta tres diferencias en comparación al considerado de economía abierta previamente. La primera es que no incluye datos de tasa larga para poder sacar una de las variables tendenciales. La segunda es con respecto al TCR y es que por una parte usa datos del TCR normalmente calculado por el Banco Central de Chile que se basa en el Índice de Precios Externos (IPE) y no en el índice de EE.UU., y por la otra no usa datos de expectativas de TCR por falta de disponibilidad. Finalmente, la tercera diferencia es que incluye en la ecuación de paridad descubierta tendencial y en sus datos, un término de premio por riesgo. Así la ecuación de paridad descubierta queda como:

³⁵ El mínimo y máximo de la TPM observada es de 0.5 y 8.25 respectivamente.



$$\bar{r}_t = \bar{r}_t^{USA} + \overline{\Delta q}_t + \overline{pr}_t, \quad (3.20)$$

donde \overline{pr}_t es la tendencia del premio por riesgo. Nótese que se escribió directamente la tendencia del cambio del TCR en vez de su valor esperado, dado que no se incluyen datos de este último y al final del día son iguales. Se asume que hay un premio por riesgo observado, pr_t , que se puede escribir como la suma de su tendencia y ciclo, \widetilde{pr}_t , al igual que el resto de las ecuaciones del modelo:

$$pr_t = \overline{pr}_t + \widetilde{pr}_t \quad (3.21)$$

Entonces las ecuaciones de este modelo son (3.9)-(3.12), (3.21) y la ecuación medible en base a (3.16) y (3.20):

$$\Delta q_t + \bar{r}_t^{USA} = \bar{r}_t - \overline{pr}_t + \widetilde{\Delta q}_t \quad (3.22)$$

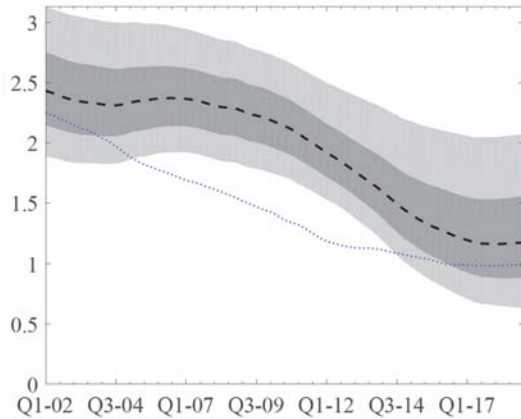
Las variables en términos de la notación del modelo quedan como: $y = \{\pi, \pi^e, R, R^e, \Delta q + \bar{r}^{USA}, pr\}$, $\bar{y} = \{\bar{\pi}, \bar{r}, \overline{pr}\}$ y $\tilde{y} = \{\tilde{\pi}, \tilde{\pi}^e, \tilde{R}, \tilde{R}^e, \widetilde{\Delta q}\}$. Para las priors, se usaron las mismas previas y para el EMBI se usó 1 como su variancia pre-muestra, y 1 también para su valor inicial. Ambos valores escogidos, pero sin haber observaciones previas.

Como se ve en el gráfico 3.13, los resultados son similares a los discutidos previamente. En comparación al modelo abierto mostrado en la sección principal de resultados, este modelo muestra estimaciones menores de la TIRN en todos los puntos y muestra además una caída más pronunciada, quedando su valor final más cerca de la estimación base del modelo con tasa larga, que de la del modelo abierto. El gráfico de la prior y posterior sigue mostrando lo mismo que antes.

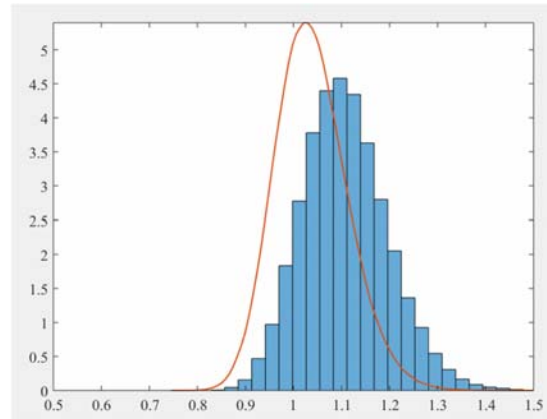


Gráfico 3.13: TIRN de Interés en modelo abierto con premio por riesgo

a) Estimación de la TIRN



b) Prior y posterior de varianza tasa tendencial



Nota: El primer gráfico muestra la estimación de la tasa con los intervalos de 95% y 68% en gris y gris más claro respectivamente. Además, muestra en azul la tasa estimada de EE.UU. El segundo muestra la prior de la varianza como la línea roja y la posterior como las barras azules.

d) *Modelo abierto con tasa larga*

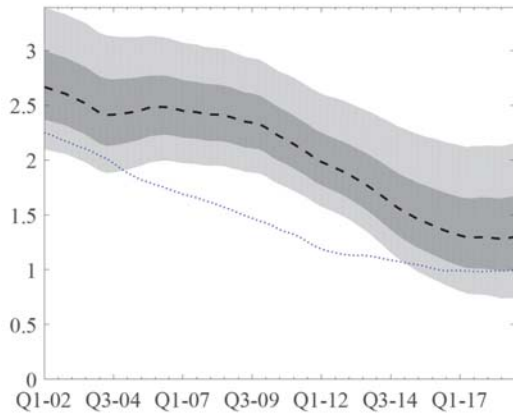
Este modelo es el mismo que el base de economía abierta, pero contiene además la tasa BCP-5. Entonces es una mezcla entre el primero y el tercero mostrado en la segunda sección. Las ecuaciones del modelo son (3.9)-(3.12), (3.14) y (3.18)-(3.19) y las variables: $y = \{\pi, \pi^e, R, R^e, R^L, \Delta q + \bar{r}^{USA}, \Delta q^e + \bar{r}^{USA}\}$, $\bar{y} = \{\bar{\pi}, \bar{r}, \bar{p}\}$ y $\tilde{y} = \{\tilde{\pi}, \tilde{\pi}^e, \tilde{R}, \tilde{R}^e, \tilde{R}^L, \tilde{\Delta q}, \tilde{\Delta q}^e\}$. Nuevamente las priors ya fueron previamente descritas.

El gráfico 3.14 muestra que esta estimación es bien similar a la del modelo abierto de los resultados principales. Parte un poco más alta y termina menor, pero no es significativamente distinta. El gráfico de la prior y posterior de la varianza muestra también el mismo mensaje que los datos contiene información de la TIRN.

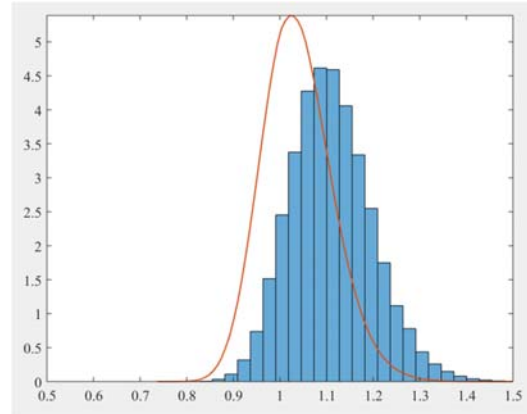


Figura 3.14: TIRN de Interés en modelo abierto con la tasa larga

a) Estimación de la TIRN



b) Prior y posterior de varianza tasa tendencial



Nota: El primer gráfico muestra la estimación de la tasa con los intervalos de 95% y 68% en gris y gris más claro respectivamente. Además, muestra en azul la tasa estimada de EE.UU. El segundo muestra la prior de la varianza como la línea roja y la posterior como las barras azules.

4.2. MODELO EN BASE A LA PARIDAD DE TASAS DESCUBIERTA

Esta sección se exploró el cálculo de la TIRN a través del método de la UIP. El modelo que empleamos es el siguiente:

$$i_t = i_t^* + E_t \left(\frac{\Delta S_{t+h}}{S_t} \right) + \lambda_t$$

La idea es usar datos de tasas de interés y tipo de cambio para estimar un valor promedio de λ y usar este a su vez para estimar la TIRN.

La estimación se realizó empleando los siguientes datos:

- Tasas de interés: tasas spot TPM y *fed funds rate*.
- Variación esperada del tipo de cambio a partir de dos fuentes:
 - Encuestas sobre el TCN futuro
 - TCN efectivo ex-post
- Los datos están en frecuencia mensual, desde octubre 2001 a febrero 2019.

Los resultados que reportamos en tal ocasión son los siguientes:



Mediciones de lambda

| | TCN esperado (encuestas) | | TCN realizado | |
|----------------------------|-----------------------------|------------|-----------------------|------------|
| | a 1 mes anualizado | a 12 meses | a 1 mes anualizado | a 12 meses |
| Muestra 2001 - 2019 | | | | |
| Promedio | -4.26 | 0.93 | -6.13 | 2.08 |
| Mediana | -3.20 | 1.08 | 1.81 | 3.31 |
| Muestra 2011 - 2019 | | | | |
| Promedio | -1.03 | 2.51 | -6.11 | -1.10 |
| Mediana | 0.24 | 2.40 | 0.86 | -0.10 |

Y la TIRN se calcula como:

$$TIRN = \bar{r}^* + \bar{\lambda} + \frac{\overline{\Delta S_{t+h}}}{S_t}$$

Tasa Natural Real Actual

(supuestos: Dots = 2.75%; Depreciación promedio = 1%)

| | TCN esperado | | TCN realizado | |
|----------------------------|-----------------------|------------|-----------------------|------------|
| | a 1 mes anualizado | a 12 meses | a 1 mes anualizado | a 12 meses |
| Muestra 2001 - 2019 | | | | |
| Promedio | -3.51 | 1.68 | -5.38 | 2.83 |
| Mediana | -2.45 | 1.83 | 2.56 | 4.06 |
| Muestra 2011 - 2019 | | | | |
| Promedio | -0.28 | 3.26 | -5.36 | -0.35 |
| Mediana | 0.99 | 3.15 | 1.61 | 0.65 |

Como queda en evidencia, la incertidumbre derivada del calculo de Lambda hace de este método un enfoque poco confiable para tener una medida de TIRN.

4.3. MODELO EN BASE A LA ECUACIÓN DE EULER

En esta sección se describe una metodología para la estimación de la TIRN basada en el trabajo de Farhi y Gourio (2019), que, de forma similar a Campbell y Cochrane (1999) relaciona la TIRN con el comportamiento del consumo a través de la ecuación de Euler. El



modelo asume una economía cerrada y sujeta a shocks estocásticos³⁶. Esto último, en conjunto con una función de utilidad recursiva como la propuesta por Epstein y Zin (1991), genera una preferencia por activos libres de riesgo en un estado estacionario estocástico.

Considerando lo anterior, se llega a la siguiente expresión que relaciona la TIRN libre de riesgo r_f con el crecimiento de tendencia del producto (g_T) y la población (g_L), la tasa de descuento de los hogares (β), la elasticidad de sustitución intertemporal (σ^{-1}), y la preferencia de los hogares por activos libres de riesgo:

$$r_f \approx \rho - g_L + \sigma g_T - R(\theta, b, p)$$

Donde $\rho = -\ln(\beta)$ y $R(\theta, b, p)$ corresponde al efecto que la preferencia por activos libres de riesgo genera en la valorización de r_f . La magnitud de este efecto es creciente en la aversión al riesgo de los hogares (θ), la probabilidad de eventos extremos (p), y la magnitud esperada de dichos eventos (b). En particular,

$$R(\theta, b, p) = -\sigma \frac{1 - 1/\sigma}{1 - \theta} \ln E(e^{(1-\theta)\chi_{t+1}}) - \ln E(e^{(1-\theta)\chi_{t+1}}) + \ln E(e^{-\theta\chi_{t+1}})$$

Donde χ_{t+1} sigue una distribución de 3 puntos dada por

$$\begin{aligned}\chi_{t+1} &= 0 \text{ con probabilidad } (1 - 2p) \\ \chi_{t+1} &= \ln(1 - b) \text{ con probabilidad } p \\ \chi_{t+1} &= \ln(1 + b_h) \text{ con probabilidad } p\end{aligned}$$

Finalmente, para estimar la TIRN libre de riesgo r_f , se utiliza una grilla de valores alternativos para los parámetros, definiendo para cada variable un máximo y mínimo y generando luego una interpolación logarítmica entre dichos puntos. Para cada parámetro se consideran 5 posibles valores, dando un total de 3125 combinaciones paramétricas para la estimación de la tasa.

Para el factor de descuento β , se considera un rango de valores generalmente usados en la literatura de entre 0.95 y 0.99. Para la elasticidad intertemporal de sustitución, siguiendo

³⁶ Los shocks estocásticos se modelan siguiendo la literatura de “desastres infrecuentes”. Ver Barro (2006) para una discusión sobre utilidad de este tipo de modelación del riesgo para explicar varios *puzzles* en la valoración de activos financieros.

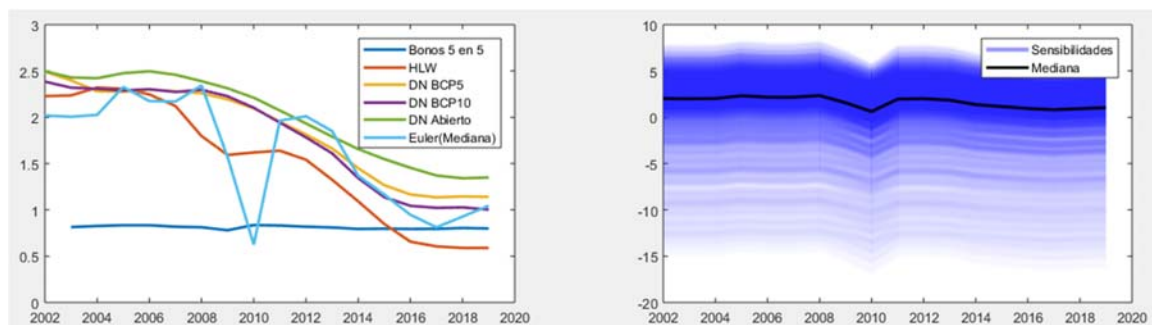


Vissing-Jørgensen y Attanasio (2003) y Fuentes y Gredig (2008), se analizan rangos de entre 1 y 2 (equivalentes a parámetros de σ de 1 y 0.5 respectivamente). En cuanto al parámetro de aversión al riesgo, se consideran los rangos estimados por Vissing-Jørgensen y Attanasio (2003) de entre 3 y 17³⁷. Para las dinámicas del factor estocástico, se consideran intervalos en torno a los considerados por Farhi y Gourio (2019): un intervalo de +- 5% en torno un valor de 16% para b y de +-0.5% en torno un valor de 6.5% para p ³⁸.

En cuanto a los datos utilizados, para g_L se utiliza como proxy el cambio logarítmico de las estimaciones y proyecciones de población total en Chile reportadas por el Instituto nacional de estadísticas, ajustadas por un filtro Hodrick-Prescott. Como proxy para g_T , se considera la variación logarítmica del nivel del PIB tendencial anual reportado en 2018 por el ministerio de hacienda en base al trabajo del comité consultivo del PIB tendencial.

Los resultados de las estimaciones se presentan en el gráfico 3.15. La mediana de las estimaciones se encuentra en línea con otras estimaciones presentadas en este documento (panel izquierdo de figura), con una TIRN real estimada en 1% para 2019. Sin embargo, como se observa en el panel derecho, la incertidumbre es considerable. Diferencias en la elección de los parámetros pueden generar cambios importantes en las estimaciones.

Gráfico 3.15: Estimaciones para la TIRN utilizando el enfoque de la ecuación de Euler



³⁷ No se consideran los casos extremos de participación del capital humano en la riqueza total de los hogares de 0% y 90%, que expanden el rango estimado para el coeficiente de aversión al riesgo a entre 2 y 43.

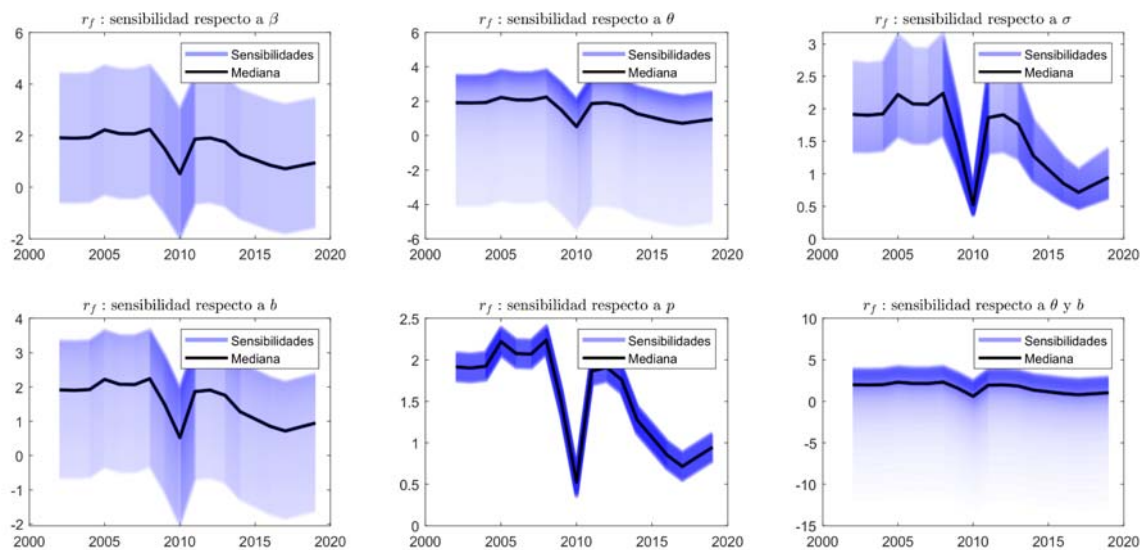
³⁸ b_h se determina endógenamente de tal forma que $E(e^{\chi(t+1)}) = 1$.



Para analizar el origen de la variabilidad de los estimadores, se realizan ejercicios de sensibilidad adicionales en donde se permite variar individualmente los parámetros, manteniendo el resto de la especificación constante.

El gráfico 3.16 muestra que los mayores generadores de incertidumbre en la estimación son el coeficiente de aversión al riesgo (θ), la severidad de los eventos extremos (b) y, en especial, la combinación de ambos efectos. Un escenario con eventos extremos de alta magnitud, combinado con una alta aversión al riesgo, generará un creciente deseo por instrumentos libres de riesgo, lo que en equilibrio empujará a la baja el retorno exigido a dichos activos³⁹.

Gráfico 3.16: Descomposición del origen de la incertidumbre en la estimación



4 CONCLUSIÓN

Esta sección presentó los detalles de la estimación de la tasa de interés real natural para la economía chilena realizada por el Banco Central con ocasión de su Informe de Política Monetaria de Junio de 2019.

³⁹ La mayor aversión al riesgo no sólo reduce las tasas libres de riesgo, sino que también tiende a elevar la tasa de retorno exigida al capital.



La actualización de la estimación de la TPM neutral muestra que su nivel —considerando el promedio simple de las cinco estimaciones seleccionadas— se ubica en torno a 1% real. Sumada la meta de inflación y considerada la incertidumbre en torno a las estimaciones, el Consejo considera que la TPMN se ubica en un rango entre 3,75 y 4,25%.

La diferencia de 25pb respecto de la estimación anterior se explica por la consideración de un rango más amplio de modelos de estimación. Por esta vía, se capturan los efectos que las caídas de las tasas de interés neutrales de las economías desarrolladas, particularmente después de la crisis financiera global, y compensadas menos que proporcionalmente por la mayor capacidad de crecimiento doméstica, producto de la inmigración.

Finalmente, la sección también abordó metodologías auxiliares que se evaluaron en el ejercicio de estimación de la tasa neutral, pero que no se contemplaron en el cálculo final en razón a que presentaban una incertidumbre mayor en el nivel de tasa y su uso no ha sido generalizado entre bancos centrales.

REFERENCIAS

- Adrian, Tobias, Richard K. Crump y Emanuel Moench (2013). “Pricing the Term Structure with Linear Regressions,” *Journal of Financial Economics*, 110(1): 110-138.
- Banco Central de Chile (2003), Indicadores Económicos y Sociales de Chile: 1960-2000. <https://www.bcentral.cl/-/indicadores-economicos-y-sociales-de-chile-1960-20-3>
- Barro, Robert J. (2006). “Rare Disasters and Asset Markets in the Twentieth Century,” *The Quarterly Journal of Economics*, 121(3): 823-66.
- Barksy, Robert, Alejandro Justiniano y Leonardo Melosi (2014). “The Natural Rate of Interest and Its Usefulness for Monetary Policy,” *American Economic Review*, 104(5): 37-43.
- Berger, Tino y Bernd Kempa (2014). “Time-varying Equilibrium Rates in Small Open Economies: Evidence for Canada,” *Journal of Macroeconomics*, 39(PA): 203-14.
- Burriel, Pablo, Jesús Fernández-Villaverde y Juan F. Rubio-Ramírez (2010). “MEDEA: a DSGE Model for the Spanish Economy,” *SERIEs*, 1(1-2): 175-243.
- Campbell, John Y., y John H. Cochrane (1999). “By Force of Habit: A Consumption-based Explanation of Aggregate Stock Market Behavior,” *Journal of Political Economy*, 107(2): 205-51.
- Carrillo, Julio, Rocío Elizondo, Cid Alonso Rodríguez-Pérez y Jessica Roldán-Peña (2018). “What Determines the Neutral Rate of Interest in an Emerging Economy?” Working paper N° 2018-22, Banco de México.



- Ceballos, Luis, Alberto Naudon y Damián Romero (2016). “Nominal Term Structure and Term Premia: Evidence from Chile,” *Applied Economics*, 48(29): 2721-35.
- Ceballos S., Luis, Jorge A. Fornero y Andrés Gatty S. (2017). “Nuevas Estimaciones de la TIRN de Chile,” *Notas de Investigación, Economía Chilena*, 20(3): 120-43.
- Cobb Markus y Maribel Jara (2013). “Ajuste Estacional de Series Macroeconómicas Chilenas,” *Estudios Económicos y Estadísticos*, No. 98, Mayo.
- Cobb Markus., Gonzalo Echavarría y Maribel Jara (2013). “Series Históricas del PIB y Componentes del Gasto, 1986-2008.” *Estudios Económicos y Estadísticos*, No. 96, Marzo.
- Danielsson, Ásgeir, Ólafur Sindri Helgason y Stefán Thórarinnsson (2016). “Estimating the Natural Interest Rate for Iceland: An Exploratory Study,” Working Paper N° 74, Central Bank of Iceland.
- De Fiore, Fiorella y Oreste Tristani (2010). “Credit and the Natural Rate of Interest,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 43(2-3): 407-40.
- Del Negro, Marco, Domenico Giannone, Marc P. Giannoni y Andrea Tambalotti (2017). “Safety, Liquidity, and the Natural Rate of Interest,” *Brookings Papers on Economic Activity*, Economic Studies Program, The Brookings Institution, 48(1): 235-316.
- Del Negro, Marco, Domenico Giannone, Marc P. Giannoni y Andrea Tambalotti (2019). “Global Trends in Interest Rates,” *Journal of International Economics*, 118: 248-262.
- Edge, Rochelle, M., Michael T. Kiley y Jean-Philippe Laforte (2008). “Natural Rate Measures in an Estimated DSGE Model of the U.S. Economy,” *Journal of Dynamics & Control*, 32(8): 2512-35.
- Epstein, Larry G. y Stanley E. Zin (1991). “Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: An Empirical Analysis,” *Journal of Political Economy*, 99(2): 263-86.
- Farhi, Emmanuel y François Gourio. Forthcoming. “Accounting for Macro-Finance Trends: Market Power, Intangibles, and Risk Premia,” *Brookings Papers on Economic Activity*.
- Fiorentini, Gabriele, Alessandro Galesi, Gabriel Pérez Quirós y Enrique Santana (2018). “The Rise and Fall of the Natural Interest Rate,” Documento de trabajo N° 1822, Banco de España.
- Fuentes, Rodrigo y Fabián Gredig (2008). “The Neutral Interest Rate: Estimates for Chile,” *Journal Economía Chilena (The Chilean Economy)*, 11(2): 47-58.
- García, Benjamín, Sebastián Guarda, Markus Kirchner y Rodrigo Tranamil (2019). “XMAS: An Extended Model for Analysis and Simulations,” Working paper No. 833. Central Bank of Chile.
- Holston, Kathryn, Thomas Laubach y John C. Williams (2017). “Measuring the Natural Rate of Interest: International Trends and Determinants,” *Journal of International Economics*, 108(Supplement 1): S39-S75.



- Kiley, Michael, T. (2015). "What Can the Data Tell Us About the Equilibrium Real Interest Rate?," Finance and Economics Discussion Series 2015-77, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Laubach, Thomas y John C. Williams (2003). "Measuring the Natural Rate of Interest," *The Review of Economics and Statistics*, 85(4):1063-70.
- Massad, Carlos (2003), "Políticas del Banco Central de Chile 1997-2003", Mimeo.
- Nelson, Charles R. y Andrew F. Siegel (1987). "Parsimonious Modeling of Yield Curves," *Journal of Business*, 60(4): 473-89.
- Neiss, Katharine S. y Edward Nelson (2003). "The Real Interest Gap as Inflation Indicator," *Macroeconomic Dynamics*, 7(2): 239-62.
- Ramsey, Frank P. (1928). "A Mathematical Theory of Saving," *The Economic Journal*, 38(152): 543-559.
- Sansone Andrés y Hernán Rubio (2015) "Empalme IPC sin Alimento ni Energía," Estudios Económicos y Estadísticos, No. 111, Enero.
- Svensson, Lars E. (1994). "Estimating and Interpreting Forward Interest Rates: Sweden 1992-1994," Working paper No. w4871, National Bureau of Economic Research.
- Vissing-Jørgensen, Annette y Orazio P. Attanasio (2003). "Stock-Market Participation, Intertemporal Substitution, and Risk-Aversion," *American Economic Review*, 93(2): 383-391.
- Wicksell, Knut (1898) *Interest and Prices: A Study of the Causes Regulating the Value of Money*. Translated by R. F. Kahn (1936). London: Macmillan.
- Woodford, Michael. (2003) *Interest and Prices*. Princeton and Oxford: Princeton University Press.
- Wynne, Mark A. y Ren Zhang. (2018) "Estimating the Natural Rate of Interest in an Open Economy," *Empirical Economics*, 55(3): 1291-318.



Anexos

Anexo I: Detalles de la estimación de tasas sin premios por plazo

La metodología de estimación de la TIRN se realiza en cuatro etapas.

En primer lugar se estima la curva de rendimientos hasta un plazo de 10 años. Los datos de tasas a utilizar son *swaps* nominales a plazos de tres, seis y doce meses, y tasas de bonos BCP a dos, cinco y diez años, todas ajustadas para reflejar tasas equivalentes con cupón cero. La curva o estructura de tasas se ajusta usando la interpolación que entrega el modelo de Nelson, Siegel y Svensson (Svensson, 1994), NSS:

$$y_t(m) = \gamma_0 + \gamma_1 \left[\frac{1 - \exp(-m/\alpha)}{m/\alpha} \right] + \gamma_2 \left[\frac{1 - \exp(-m/\alpha)}{m/\alpha} - \exp(-m/\alpha) \right] \\ + \gamma_3 \left[\frac{1 - \exp(-m/\beta)}{m/\beta} - \exp(-m/\beta) \right], \quad \alpha, \beta > 0$$

donde $y_t(m)$ es la tasa de interés promedio a madurez m que está vigente en el periodo t y $\gamma_0, \gamma_1, \gamma_2, \gamma_3, \alpha, \beta$ son parámetros a estimar.⁴⁰ Aquí hay una pequeña diferencia con el procedimiento utilizado en Ceballos et al. (2017), quienes usan el tradicional modelo de Nelson y Siegel (1987), el cual no considera el último término de (1) asociado a γ_3 .

Luego se sigue el método de estimación en tres etapas propuesto por Adrian, Crump y Moench (2013). Nótese que estos autores excluyen factores macroeconómicos, es decir usa los tres primeros componentes principales de las curvas $y_t(\cdot)$. Como se menciona en el texto principal, este trabajo además incluye los siguientes factores macroeconómicos: el crecimiento interanual del IMACEC no minero, la variación interanual del IPC SAE y el índice de volatilidad bursátil VIX.

⁴⁰ En esta formulación de NSS, los parámetros se estiman. En particular, γ_0 denota el nivel de largo plazo de la TIR, γ_1 denotar la pendiente que afecta el tramo corto de la curva, γ_2 y γ_3 ajustan con precisión la curvatura de la estructura de tasas y los parámetros α y β afectan los pesos relativos de las funciones contenidas en los corchetes.



Anexo II: Detalles de la construcción de los datos para sección 2.1 y 2.2

Los datos utilizados en el método de **precios de activos financieros** son los siguientes:

| Fuente | Periodo |
|---|-------------------|
| Tasas Swap Promedio Cámara nominales de 3, 6 y 12 meses. Base de datos estadísticos, BC de Chile. | 2003:01 – 2019:03 |
| Tasas cupón cero calculadas por Risk America (bonos BCP 2, 5 y 10 años). | 2003:01 – 2019:03 |
| IPC SAE, inflación interanual, empalme ver metodología Sansone y Rubio (2015) e INE. | 2003:01 – 2019:03 |
| IMACEC No minero, variación interanual, BC de Chile. | 2003:01 – 2019:03 |
| VIX, Bloomberg. | 2003:01 – 2019:03 |

Los datos utilizados en HLW son empalmados como se explica a continuación:

Tasa de política monetaria nominal, en porcentaje, base anual.

| Fuente | Periodo |
|---|-------------------|
| PDBC real 90 días coincide desde 1987 con “Indicadores Económicos y Sociales 1960-2000, pág. 636” más inflación meta BC de Chile (ver Gráfico 3.1 Massad 2003, pág. 15). https://si3.bcentral.cl/estadisticas/Inmediato1/Tasas_referenciales_politica_monetaria.xls | 1986:01 – 1995:04 |
| TPM real. Desde el 29 de mayo de 1995, la Tasa de Política Monetaria (TPM) se sustituyó por la Tasa Interbancaria a un día en términos reales, esto es para operaciones expresadas en unidades de fomento más inflación metas BC de Chile. | 1995:05 – 2001:08 |
| A contar del 9 de agosto de 2001, la TPM se nominaliza, es decir se define en términos nominales con base anual. | 2001:08 – 2019:03 |

PIB no minero real desestacionalizado, en logs

| Fuente | Periodo |
|--|---------------------|
| PIB no minero, empalme usando interpolación hacia atrás con variación trimestral del PIB, serie por serie en variación trimestral utilizando las series contenidas en Cobb, Echavarría y Jara (2013) Desestacionalización ver metodología: Cobb y Jara (2013). | 1986:T1 – 1996:T4 |
| La serie de PIB no minero es pública y está disponible en www.bcentral.cl . Desestacionalización Cobb y Jara (2013). | 1997:T1 en adelante |

Inflación del IPC subyacente (sin alimentos y energía) desestacionalizado, 2018=100:

| Fuente | Periodo |
|--|-----------------------------|
| IPC SAE SA, empalme usando interpolación hacia atrás con variación trimestral del IPC X1 desestacionalizado. | 1986:T1 – 1989:T1 |
| IPC SAE, empalme, ver metodología en Sansone y Rubio (2015), desestacionalizado. | 1989:T2 (abril) en adelante |