



Minutas Citadas en el IPoM de Diciembre 2022

División Política Monetaria - Banco Central de Chile

CAPÍTULO II: ESTIMACIONES DEL TIPO DE CAMBIO REAL DE EQUILIBRIO

Valentina Cortés, Luigi Durand, Jorge Fornero, Ítalo González y Carlos Molina

RECUADRO I.1: IMPORTANCIA DE LOS SHOCKS DE DEMANDA Y OFERTA EN LA INFLACIÓN DE BIENES

Guillermo Carlomagno, Nicolás Eterovic y Luis G. Hernandez-Román

RECUADRO I.2: DINÁMICAS RECIENTES DEL MERCADO LABORAL EN ECONOMÍAS DESARROLLADAS Y CHILE

Sebastián Andalaft, Sofia Bauducco, Lucas Pablo Bertinatto, Rachel Coroseo, Miguel Fuentes, Gustavo González, Camila Gutierrez, Will Lu, Emiliano Luttini, Matías Pizarro, María Teresa Reszczyński, Marco Rojas, Valeria Ulloa, Lucciano Villacorta

RECUADRO II.1: PIB TENDENCIAL Y POTENCIAL

Sofía Bauducco, Gabriela Contreras, Luigi Durand, Jorge Fornero, Juan Guerra-Salas, Josefa Guerrero y Manuel Taboada

RECUADRO II.2: ESTIMACIONES DE LA TASA DE INTERÉS REAL NATURAL

Agustín Arias, Guillermo Carlomagno, Valentina Cortés, Nicolás Eterovic, Jorge Fornero, Markus Kirchner, Carlos Molina y Matías Muñoz

Minuta citada en Capítulo II:

Estimaciones del tipo de cambio real de equilibrio

Valentina Cortés, Luigi Durand, Jorge Fornero, Ítalo González y Carlos Molina (Diciembre, 2022)

1. Introducción

En lo reciente, el peso chileno ha estado sujeto a una mayor volatilidad debido a la presencia de shocks internos y externos, elevando así también sus niveles por sobre los promedios históricos. Es conocido que las fluctuaciones de corto plazo del tipo de cambio nominal afectan el tipo de cambio real (TCR). No obstante, en el mediano y largo plazo, al disiparse los shocks, existen metodologías que permiten estimar el TCR de equilibrio. El diferencial entre los niveles observados de TCR y el TCR de equilibrio es monitoreado con atención, ya que permite evaluar potenciales desalineamientos en relación a la evolución de los fundamentos del tipo de cambio y los desequilibrios presentes en la economía (e.g., brecha de actividad y saldo de cuenta corriente).

Esta minuta describe los datos, metodologías y resultados obtenidos en el proceso de estimación del tipo de cambio de equilibrio (TCRE) para Chile. Seguimos las metodologías presentadas en Caputo et al. (2007) —modelos FEER, BEER y PPA— y se incorporan algunas modificaciones que serán discutidas en este documento.¹ Además, se incluye la metodología NATREX (*Natural Real Exchange Rate*), que corresponde a una metodología semi-estructural que permite simular dinámicas más realistas del TCRE. Contar con un mayor número de métodos entrega mayor robustez en la estimación de TCRE, en un contexto donde la economía ha experimentado múltiples shocks.

El resto de esta minuta se estructura como sigue: la sección 2 define el TCR, analiza su evolución reciente y presenta la definición de TCR de equilibrio, las secciones 3 a 6 describen las metodologías y los resultados principales. La sección 7 resume los resultados. Finalmente, la sección 8 concluye.

2. TCR: Definición, evolución y conceptos de equilibrio

Se define el índice de TCR en el periodo t , para un único bien como un precio relativo:

$$q_t = \frac{e_t P_t^*}{P_t}, \quad (1)$$

donde el numerador representa su precio (costo) en el exterior en dólares, P_t^* , expresado en moneda local usando el tipo de cambio, e_t , y en el denominador considera el precio (costo) interno.²

En la práctica, coexisten múltiples bienes y servicios de consumo demandados, lo que requiere conformar una canasta de consumo representativa que permitirá obtener un índice de precios correspondiente. Adicionalmente, los bienes tienen diversa procedencia, por lo tanto, el índice de precios externos (IPE) para Chile es construido a partir de un promedio ponderado de índices de precios particulares, cada uno de ellos expresados en dólares. En este caso, si se tienen n países, tomando logaritmos se define $p_t^* = w_1 p_{1,t}^* + \dots +$

¹ FEER se refiere a *Fundamental Equilibrium Exchange Rate*, BEER a *Behavioral Equilibrium Exchange Rate* y PPA a paridad de poder adquisitivo.

² Para mayor detalle, ver [“Índices de tipo de cambio y precios externos, distintas medidas”](#) del Banco Central de Chile.

$w_n p_{n,t}^*$ donde los ponderadores suman 1 y representan la importancia relativa de cada país $i = 1, \dots, n$ en el comercio internacional con Chile. En este último caso, el TCR se conoce como multilateral.

El gráfico 1 muestra la evolución temporal del TCR. Nótese que desde el periodo del estallido social del 18 de octubre de 2019 (18-O), la pandemia del Covid-19 que comenzó en marzo 2020 y la invasión rusa en Ucrania de febrero 2022, el TCR ha mostrado una tendencia al alza, equivalente a una depreciación real de la moneda local. Así, producto de valores recientes más altos, el promedio muestral de datos post 18-O alcanza 102 (tabla 1), por sobre el promedio histórico. Adicionalmente, en la muestra post 18-O se aprecia un aumento en la volatilidad del TCR en comparación a muestras más largas desde el inicio del régimen de metas de inflación.³

Gráfico 1: Tipo de cambio real (índice 1986=100)



Nota: Líneas verticales indican quiebres estructurales en el tipo de cambio real de equilibrio, mayor detalle se presenta en la sección 4.

Fuente: Banco Central de Chile.

Tabla 1: Estadísticos de tipo de cambio real (índice 1986=100)

Muestras	Promedio	Desv. Estándar
Pre estallido social. (1986 -2019.09)	94,9	8,6
Completa (1986 - 2022.10)	95,8	8,9
Metas de inflación - pre estallido social (2001.09 -2019.09)	94,7	4,9
Metas de inflación - actualidad (2001.09 -2022.10)	96,2	6,2
2010 - actualidad	95,8	6,6
Post estallido social - actualidad	105,3	5,5

Nota: Datos en frecuencia mensual.

Fuente: Cálculos propios en base a Banco Central de Chile.

Siguiendo Caputo et al. (2007) y Clark y MacDonald (1999), el TCR observado q_t , como cualquier precio relativo, depende de las condiciones de la economía y el marco institucional de la economía local y global. En particular, distinguimos variables que tienen efectos permanentes en el nivel de TCR, las que se agrupan en un vector de fundamentos, Z_t , mientras que otros factores que incluimos en el vector T_t alteran el TCR

³ Los valores de TCR altos en lo reciente incrementan el promedio y la volatilidad del TCR en la submuestra más reciente, también impactan en medidas de momentos de mayor orden, e.g., sesgo y curtosis (no reportadas).

transitoriamente. Finalmente, otras perturbaciones con valor esperado cero pueden afectar el TCR en el corto plazo:

$$q_t = \beta Z_t + \theta T_t + \epsilon_t. \tag{2}$$

Desde esta conceptualización se distinguen equilibrios de corto plazo (CP), de mediano plazo (MP) y de largo plazo (LP) (Tabla 2). En esta minuta nos enfocaremos en la estimación del TCR en el mediano y largo plazo.

Tabla 2: Conceptos de equilibrio

Corto plazo	Mediano plazo	Largo plazo
$q_t = \beta Z_t + \theta T_t$	$\hat{q}_t = \beta \hat{Z}_t$	$\bar{q}_t = \beta \bar{Z}_t$

En el corto plazo, el TCR es coherente con los factores observados, mientras que, en el mediano plazo, \hat{q}_t , considera un vector \hat{Z}_t que verifica los equilibrios interno y externo. Finalmente, en el caso del largo plazo, \bar{q}_t , todos los efectos transitorios se disipan y los fundamentos \bar{Z}_t son coherentes con un equilibrio de stocks y flujo en valores sostenibles.

En las secciones siguientes presentaremos las metodologías para estimar el TCRE. Nótese que la metodología BEER, por su característica de forma reducida entrega un vínculo directo entre las definiciones de la tabla 2 y la implementación de las estimaciones de TCRE. En contraste, para otras metodologías encontrar el TCRE es un mero cálculo (e.g., paridad de poder adquisitivo). Por lo tanto, en las siguientes secciones se precisará con mayor exactitud cómo se estima el TCRE.

3. Modelo Big Mac

Esta sección introduce la metodología de PPA, una teoría que se apoya en el supuesto de que el TCR, a través de ajustes de los tipos de cambio nominal, sigue una dinámica similar a un proceso estacionario (ver Lothian y Taylor, 1996; Taylor y Taylor, 2004). Esta teoría se usa ampliamente, especialmente en evaluaciones de TCR de largo plazo. Por ejemplo, la mayoría de los modelos macroeconómicos estructurales actuales en uso suponen el cumplimiento de PPA en el estado estacionario, y se explican desvíos de ésta a través de disparidades en las tasas de interés o del premio al riesgo, y otros factores (ver Engel, 2016). La teoría de PPA comprende dos enfoques: (i) la versión absoluta asume paridad de niveles de precios entre economías y (ii) la relativa se limita únicamente a evaluar el cambio en los precios —inflación— entre países.

La manera más sencilla de proceder es utilizar, como es común en la literatura, el índice de precios de la hamburguesa *Big Mac* (BM) de la empresa McDonald’s, publicado por la revista “The Economist”. La paridad se logra cuando se igualan los precios en dólares del BM en Chile, con el valor correspondiente del mismo producto para una canasta representativa de países socios comerciales (SS.CC.). Como se desea estimar el TCRE, este se obtiene pivoteando sobre el valor observado del TCR y aplicar la corrección por el desvío porcentual de paridad, usando como referencia el valor del BM. En concreto, el $TCRE_t^{BM}$ se define como:

$$TCRE_t^{BM} = TCR_t(1 + \Delta\%PPA_t),$$

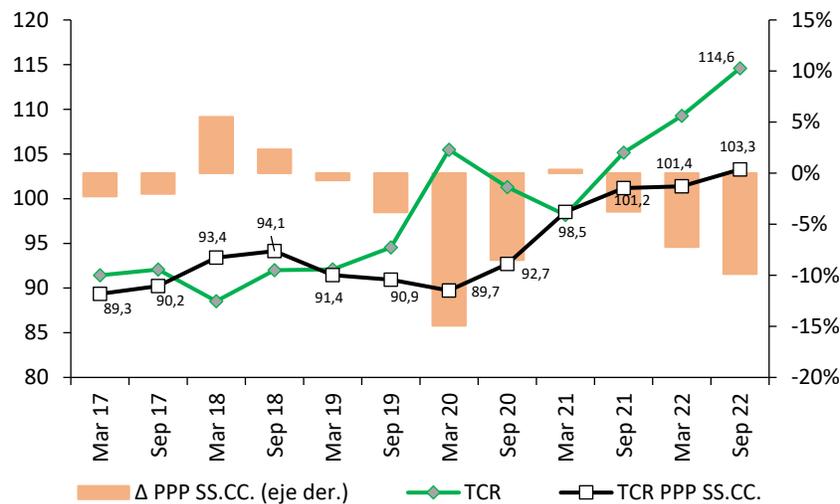
con

$$\Delta\%PPA_t = 100 * \frac{\left(\frac{P_t^{BM,CH}}{TC_{CH,US\$,t}} \right) - \left(\sum_i \frac{P_t^{BM,i}}{TC_{i,US\$,t}} \omega_i \right)}{\left(\sum_i \frac{P_t^{BM,i}}{TC_{i,US\$,t}} \omega_i \right)},$$

donde ω_i es el peso en el comercio internacional con el socio comercial i del año anterior, y $\sum_i^I \omega_i = 1$, donde I es el número de países con comercio $> 1\%$. $TC_{CH,US\$,t}$ denota el tipo de cambio bilateral, en unidades de pesos para comprar un US dólar.

El gráfico 2 muestra el $TCRE_t^{BM}$ calculado para el primer y tercer trimestre de cada año y lo contrasta con el TCR efectivo promedio del trimestre. El TCRE en paridad PPA se ubica en torno a 103 en el tercer trimestre de este año. Este modelo sugiere una brecha significativa entre el TCR observado y el valor de equilibrio. El gráfico 2 ilustra cómo el TCRE se mantuvo oscilando en valores entre 89 y 92 entre 2017 y 2020 para posteriormente iniciar una tendencia al alza.

Gráfico 2: TCR, TCR de equilibrio *Big Mac* y desvío de PPA (índice 1986 =100; porcentaje)



Nota: TCR corresponde al promedio trimestral del primer y tercer trimestre de cada año. Ponderadores de SS.CC. oficiales.

Fuente: Banco Central de Chile, The Economist de enero y julio de cada año (base de datos disponible en el siguiente enlace: <https://github.com/TheEconomist/big-mac-data>).

4. Modelo BEER

Aunque la teoría de PPA predice que el TCR se distribuirá siguiendo un proceso aleatorio estacionario, la evidencia empírica sugiere una reversión muy lenta o posiblemente ausente del TCR en el tiempo. Esta inconsistencia con la evolución de los datos, conocida generalmente como “PPA puzzle” (Rogoff, 1996) motivó la búsqueda de alternativas. Lo anterior explica el uso de otras metodologías empíricas que utilizan técnicas de cointegración para caracterizar la evolución de TCR a partir de fundamentos y otros factores macroeconómicos. Estos modelos son generalmente conocidos como modelos de comportamiento del TCRE (BEER, MacDonald, 1998) o modelos de forma reducida (Lee et al., 2008).

Específicamente, para el caso de Chile el BEER sugiere explicar el TCR a partir de los términos de intercambio, la absorción doméstica (suma de consumo, inversión y gasto público) como porcentaje del PIB, el diferencial de tasas de interés reales a 10 años entre Chile y EE.UU., la brecha de actividad (diferencia entre el PIB efectivo y el potencial), el diferencial de productividades entre el sector transable y no transable (conocido como el efecto Balassa-Samuelsón) y el índice VIX (que captura la volatilidad del mercado accionario estadounidense esperada a 30 días).

La lógica de este modelo es la siguiente: un incremento de los términos de intercambio se traduce en un efecto riqueza positivo que expande la demanda y la inflación, lo que aprecia, todo lo demás constante, el tipo de cambio real. El efecto de la absorción doméstica es similar, donde un aumento de esta genera presiones al alza en el precio de los bienes, provocando una apreciación del TCR. El diferencial de tasas de interés con EE.UU. se considera como un efecto financiero (i.e., paridad no cubierta de tasas de interés), por el cual se esperaría que un aumento de éste implique una entrada de capitales que aprecie el TCR. En tanto, un aumento de la brecha de actividad se traduce en una necesaria apreciación del TCR para restaurar el equilibrio interno. El diferencial de productividades entre el sector transable y no transable es conocido como efecto Balassa-Samuelsón, y genera una apreciación del TCR. Finalmente, el índice VIX captura el impacto de la incertidumbre global sobre el tipo de cambio local, donde un aumento de la volatilidad externa genera una depreciación del TCR.

Para expandir sobre el rol de la incertidumbre en las dinámicas recientes de tipo de cambio, el marco propuesto en este documento altera la relación entre el TCR y sus fundamentos de mediano plazo, admitiendo en el modelo BEER cambios exógenos —no recogidos por fundamentos— al nivel de equilibrio del TCR (ver Doornik y Hendry, 2014, y Castle et al., 2015). Este ejercicio entrega cambios en el nivel de equilibrio del TCR del orden de 9% en 2019 y de 15% en 2021 —coincidente con eventos locales de índole institucional-social que elevaron la incertidumbre doméstica— similar a los encontrados para el tipo de cambio nominal.⁴ Como alternativa, se incorpora el índice de incertidumbre política-económica EPU (Baker et al., 2016; Becerra y Sagner, 2020), el cual mide la percepción de incertidumbre local a partir de artículos de prensa, considerando a su vez no linealidades. Esto es, se admiten dos coeficientes distintos: uno válido hasta el tercer trimestre de 2019 y otro desde ese trimestre en adelante.

Utilizando datos desde el primer trimestre de 2000 hasta el tercer trimestre de 2022, el modelo utiliza la siguiente especificación:

⁴ La forma de admitir estos cambios estructurales en el modelo es a través de la inclusión de dos variables indicatriz, que toman el valor de 1 a partir del cuarto trimestre de 2019 y a partir del tercer trimestre de 2021, respectivamente. Con esta estrategia se logra corregir las distorsiones sobre la estimación de parámetros, con elasticidades que retornan a sus valores habituales.

$$TCR_t = \beta_0 + \beta_1 TOT_t + \beta_2 QTNT_t + \beta_3 \left(\frac{G}{PIB} \right)_t + \beta_4 Dif.Tasas_t + \beta_5 Brecha_t + \beta_6 VIX_t + \gamma_1 \mathbf{1}_{2019} + \gamma_2 \mathbf{1}_{2021}, \quad (4)$$

donde TOT_t corresponde a los términos de intercambio, $QTNT_t$ al diferencial de productividad entre el sector transable y no transable, $(G/PIB)_t$ la absorción doméstica, $Dif.Tasas_t$ el diferencial de tasas de interés reales a 10 años con EE.UU., $Brecha_t$ la brecha del producto, VIX_t el índice VIX, y finalmente, $\mathbf{1}_{2019}$ y $\mathbf{1}_{2021}$ corresponden a las variables indicatriz que capturan los quiebres estructurales en el TCR.

En la tabla 3 se muestran los resultados de tres especificaciones. En la primera columna, se estiman los parámetros utilizando una muestra desde el primer trimestre del año 2000 hasta el tercer trimestre del año 2019. Este modelo representaría el modelo base, el cual ante la ausencia de efectos de incertidumbre local, así como también de distorsiones producidas por el shock del Covid-19, no tendría problemas en su especificación. La inclusión de datos posteriores a esa muestra generaba coeficientes no significativos y, en algunos casos, con un signo contrario a lo que sugiere la teoría. Como se mencionó más arriba, es posible que la mayor incertidumbre local haya significado un shock exógeno en el nivel del tipo de cambio que no estaba siendo recogido por las variables incluidas en el modelo. Una forma de abordar este problema es incluyendo quiebres en la constante. Para ello, en la segunda columna, se expande el primer modelo para admitir quiebres en dos periodos de tiempo: a partir del cuarto trimestre del 2019 y otro a partir del tercer trimestre de 2021. En comparación con el modelo base, se observa que la mayoría de las elasticidades se mantienen y son altamente significativas con los signos esperados. Esto es, la inclusión de quiebres estructurales en la constante permite restablecer las relaciones de largo plazo del modelo de tipo de cambio tradicional.

Una manera alternativa de abordar lo anterior es considerando que, históricamente la incertidumbre local no era una variable relevante para el TCR, pero ésta ha cobrado mayor relevancia en los últimos años. Como se mencionó más arriba, esto se hace a través de la incorporación de alguna variable que capture el riesgo local, considerando no linealidades en los coeficientes que la acompañan. En la tercera columna se muestran los resultados de expandir el modelo base para incluir la variable de incertidumbre (índice EPU), donde además se agrega una interacción de esta variable con el quiebre del cuarto trimestre de 2019. De esta forma, se observa que el coeficiente del EPU era muy pequeño, pero fue cobrando mayor relevancia después del cuarto trimestre del 2019. Las elasticidades se encuentran con los signos esperados y el ajuste del modelo, aproximado por su R^2 , mejora sustancialmente.

Ambas versiones mejoradas, arrojan un TCRE de largo plazo de 93,7 y 91,1 respectivamente, nivel que es coherente con el conjunto de fundamentos ubicados en sus niveles de largo plazo. Por su parte, la versión de TCRE a mediano plazo considera de manera conservadora la contribución del componente de incertidumbre, lo que lleva la estimación a 105. En otras palabras, los efectos que deprecian el TCRE asociados a la incertidumbre de mediano plazo se deshacen gradualmente en el largo plazo.

Tabla 3: Coeficientes estimados con modelo BEER

	(1)	(2)	(3)
TOT _t	-0,153 *** (0,045)	-0,120 *** (0,039)	-0,122 *** (0,040)
QTNT _t	-0,600 *** (0,187)	-0,370 ** (0,163)	-0,200 (0,155)
(G/PIB) _t	-0,257 (0,179)	-0,222 (0,161)	-0,362 * (0,190)
Dif. Tasas _t	-3,562 *** (0,818)	-2,713 *** (0,698)	-1,585 *** (0,599)
Brecha _t	-0,007 * (0,003)	-0,002 (0,002)	0,003 * (0,002)
VIX _t	0,025 (0,016)	0,023 (0,015)	0,0454 *** (0,014)
Quiebre ₂₀₁₉		0,091 *** (0,029)	
Quiebre ₂₀₂₁		0,153 *** (0,029)	
EPU ₂			0,036 ** (0,018)
EPU ₂ × Quiebre ₂₀₁₉			0,153 *** (0,027)
Constante	5,65 *** (0,344)	5,38 *** (0,289)	5,40 *** (0,219)
R ² ajustado	0,34	0,57	0,68
Muestra	2000T1-2019T3	2000T1-2022T3	2000T1-2022T3

Modelos: (1) Corresponde al modelo base (descrito en la sección Metodología de esta minuta) estimado hasta el tercer trimestre de 2019. (2) Corresponde al modelo base ya descrito en esta minuta estimado hasta el tercer trimestre de 2022 incluyendo quiebres estructurales. (3) Corresponde a una versión alternativa del modelo base al considerar el rol de la incertidumbre local, incorporando el índice EPU —corregido por el índice VIX— al modelo (EPU₂), admitiendo dos coeficientes distintos; uno válido hasta 2019T3 y otro desde ese trimestre en adelante. Nota: Se reportan en paréntesis los desvíos estándar y las significancias estadísticas al 1% (***), 5% (**) y 10% (*).

Fuente: Cálculos propios en base a Banco Central de Chile.

5. Modelo FEER

El modelo FEER sigue un enfoque de elasticidades, las que son estimadas con datos históricos. La metodología permite determinar un nivel de TCR coherente con condiciones de equilibrio de la cuenta corriente, CC (expresada como porcentaje del PIB) y de la economía doméstica. Siguiendo a Caputo y Núñez (2008) y a Herrera et al. (2010), dado un nivel de cuenta corriente objetivo y semi-elasticidades de la cuenta corriente o balanza comercial con respecto a la brecha de actividad y el TCR, se define el TCR de equilibrio FEER de mediano plazo como aquel nivel de TCR que, junto a una brecha de PIB no minero cerrada, llevaría a la cuenta corriente de tendencia (CC_{PT}) a su nivel objetivo que típicamente es considerado sostenible (CC_S).

La CC_S se define como aquella que estabiliza la posición externa de la economía en un nivel que se considera sostenible en el largo plazo. Formalmente, la cuenta corriente sostenible como porcentaje del PIB, se calcula como:

$$CC_S = \frac{g + \pi}{(1 + g)(1 + \pi)} B_S, \quad (5)$$

donde g, π denotan el crecimiento tendencial y meta de inflación, y B_S es un nivel de la deuda neta como porcentaje del PIB que se considera sostenible. El crecimiento tendencial se supone igual al promedio 2023-2032.⁵

El TCRE de mediano plazo es un nivel que, partiendo desde su nivel actual se ajusta con magnitud tal que permite corregir el desalineamiento externo medido como el exceso de déficit de la CC corregida por precios de cobre y petróleo de tendencia, CC_{PT} , respecto a la CC_S junto con un pleno uso de los recursos en el corto plazo, esto es una brecha de actividad cerrada.

Intuitivamente, si en periodo t se observa un exceso de déficit de CC_{PT} respecto a la CC_S , se requerirá un ajuste cíclico de reducción de demanda necesario, un aumento en las exportaciones netas y una depreciación del TCR, respecto de su valor actual. Similarmente, si la instancia inicial de brecha de actividad resulta positiva, coherente con un exceso de demanda requiere un ajuste cíclico análogo.⁶

El TCRE de mediano plazo se calcula pivotando desde el nivel actual del TCR y se corrige por un componente de ajuste que permite lograr los equilibrios explicados más arriba. Usando como valor actual el promedio de TCR desde principios de año, 111,3, la metodología estima un TCRE de 124,7, el cuál es mayor que el valor actual explicado, en lo principal, por el desequilibrio en las cuentas externas observado en lo reciente. Lo anterior hace referencia al hecho que la cuenta corriente medida a precios de tendencia al 2022.T3 se ubica en torno a 10% del PIB (promedio acumulado anual móvil) que se compara con la cuenta corriente sostenible que se sitúa en un rango -2,5% a -3,5%. Por lo tanto, dadas las elasticidades reportadas en el anexo, se requiere un TCR más elevado que incentivará las exportaciones netas y reducirá el déficit de cuenta corriente actual restableciendo el equilibrio de las cuentas externas. Nótese que la metodología se apoya en un equilibrio parcial y es estático, no revelándose la senda de ajuste particular que permitirá restablecer los equilibrios ni el tiempo que conllevará este ajuste, no obstante, se supone que el ajuste opera en el mediano plazo, entre 3 y 5 años.

El TCRE de largo plazo se calcula suponiendo un equilibrio de stocks y flujo en valores sostenibles, el cumplimiento de equilibrios internos y externos al tiempo que los valores de los fundamentos correspondan a los de largo plazo (ver tabla 4).

⁵ Para más detalles revisar minuta de actualización PIB tendencial, IPoM diciembre 2022.

⁶ La metodología específica una relación fundamental entre la balanza comercial, la brecha de producto y el TCR y usando técnicas de regresión estándar se estiman de las semi-elasticidades relevantes. En particular, $\varepsilon_{CC,TCR} > 0$ cuantifica el cambio de cuenta corriente asociado con una depreciación real, mientras $\varepsilon_{CC,TCR} < 0$ cuantifica el hecho que cuando la demanda está muy dinámica la cuenta corriente presenta crecientes déficits. Más detalles en el anexo.

Tabla 4: Supuestos y TCRE de largo plazo del modelo FEER

Variable	Supuestos
1. Cuenta Corriente	CCPT = CC sostenible = -3,0% PIB, con pagos netos de factores en promedio histórico
2. Brechas de actividad	Brecha cerrada, PIB = PIB potencial
3. Términos de intercambio	Promedio histórico (1998 – 2022T3)
3.a Precio del cobre	P. de tendencia 330 U\$/libra, ver Recuadro V.3, IPoM Junio 2021.
3.b Precio del petróleo	P de tendencia, P. petróleo 60 U\$/barril
TCRE Largo plazo	105,8

Fuente: Cálculos propios en base a Banco Central de Chile.

6. Modelo NATREX

Habiendo presentado el enfoque semi-estructural del FEER, el modelo conocido como *NATural Real EXchange Rate* (NATREX) representa con mayor detalle la estructura de la economía con un énfasis sobre las ecuaciones de comportamiento y las identidades contables en la determinación del equilibrio.⁷ En este caso el concepto de equilibrio se refiere a un valor de TCR “que permite un cierre de la balanza de pagos en ausencia de factores cíclicos, flujos de capitales especulativos y movimientos de reservas internacionales” (Stein and Allen, 1997).⁸

Así como el BEER, el NATREX estima un equilibrio que cambia en cada trimestre acorde a las fluctuaciones de los factores fundamentales que lo explican: la productividad total de factores, el capital físico, la riqueza, los términos de intercambios, entre otros. A diferencia del BEER, el NATREX pone mayor énfasis sobre el rol de los stocks y de sus interacciones con los flujos. Por ejemplo, se asume que el stock de capital físico influye positivamente en el consumo a través de su impacto sobre la riqueza neta.⁹

En el contexto de una pequeña economía abierta el modelo tiene en cuenta que el TCR se puede descomponer en dos componentes: una componente endógena (el precio relativo de los bienes no-transables respecto de los bienes transables) y de una componente exógena (los términos de intercambio). Intuitivamente, un aumento de los precios relativos de no-transables aumenta el precio de la canasta de bienes de consumo local, con un efecto de apreciación del TCR (ver anexo).

En el NATREX, tanto el equilibrio mediano como de largo plazo se determina combinando las ecuaciones estimadas de los componentes de demanda agregada, consumo, inversión, exportaciones e importaciones, el cumplimiento de la identidad de cuenta nacional y la condición de UIP. Para más detalles ver anexo.

El TCRE de mediano plazo asume que las variables exógenas fundamentales son iguales a una versión suavizada de los niveles observados y que no hay influencias debidas a incertidumbre de corto plazo. Además, se incluye una dinámica de cuenta corriente suavizada como condición de equilibrio adicional. En cambio, el TCRE de largo plazo considera una proyección de largo plazo de las variables exógenas y el déficit de cuenta

⁷ Ver también Detken et al. (2002) por una aplicación similar.

⁸ En este sentido el enfoque original es sobre un equilibrio cíclico de mediano y en el largo plazo se asume ausencias de rigidez de precios e intervenciones en los mercados cambiarios.

⁹ La riqueza neta es definida como la diferencia entre stock de capital y deuda externa neta.

corriente en términos de PIB se supone 3%. Se impone como supuesto de trabajo que se debe verificar el equilibrio entre stocks y flujos, dejando endógenos las variables de capital y de los pasivos internacionales netos.

La tabla 5 reporta los valores de equilibrio para 2022.T3 simulados por el NATREX. Es interesante notar que el valor efectivo de 114,6 es mayor que la estimación de 94,5, mientras que al incluir más restricciones y supuestos adicionales de largo plazo reduce aún más el valor a 93,4.

Tabla 5: Resultados del modelo NATREX (índice 1986=100)

TCR efectivo 2022.T3	NATREX	
114,6	Mediano plazo	Largo plazo
TCRE	94,5	93,4
<i>Depreciación</i>	<i>-19,3%</i>	<i>-20,4%</i>

Nota: Depreciación es computada respecto al valor observado de TCR.

Fuente: Cálculos propios en base a Banco Central de Chile.

7. Resumen de resultados

a. TCRE de mediano plazo

El TCRE de mediano plazo promedio de las metodologías implementadas se encuentra en torno a 108 para el tercer trimestre del 2022, implicando una depreciación mayor a 5% con respecto al mismo trimestre del año 2019 (promedio en torno a 102), que se explica por la evolución de sus fundamentales (última columna de la tabla 6). Nótese que el modelo FEER entrega el nivel de TCRE más alto debido a que imponen la normalización del déficit de la cuenta corriente actualmente en niveles elevados. Por su parte, en el otro extremo el modelo NATREX presenta un TCRE más bajo debido a fundamentales, como por ejemplo los términos de intercambio. Además, se supone que en el mediano plazo el modelo NATREX incorpora una trayectoria suavizada de la incertidumbre, que para el periodo 2022.T3 está en torno a sus promedios históricos. Como se mencionó en la sección 4, el modelo BEER considera un efecto relativamente conservador de la contribución de la incertidumbre.

Tabla 6: TCRE de mediano plazo (índice 1986=100)

TCR efectivo	2022 T3	2019 T3	Δ%TCR
	114,6	94,6	19,2
Metodología	TCRE		
	2022 T3	2019 T3	Δ%
BEER	105,1	95,0	10,1
FEER	124,7	118,7	4,9
NATREX	94,5	93,5	1,1
<i>Promedio metodologías</i>	108,1	102,4	5,4

Fuente: Cálculos propios en base a Banco Central de Chile.

b. TCRE de largo plazo

La reestimación de TCRE a través de diferentes metodologías (PPA, FEER, BEER y NATREX) sugiere un valor promedio de TCR de largo plazo en torno a 99 (índice 1986=100), con un rango de valores de 93,4-105,8 (tabla 7).¹⁰

Tabla 7: Estimaciones del TCRE de largo plazo (índice 1986=100)

TCR promedio histórico	95,7	
Metodologías	TCRE	Δ% c/r promedio
PPA	103,3	7,6
BEER	93,7	-2,1
FEER	105,8	10,0
NATREX	93,4	-2,4
<i>Promedio</i>	99,0	3,4
<i>Rango</i>	93,4 -105,8	

Fuente: Banco Central de Chile.

Las metodologías como FEER y PPA sugieren valores más elevados que el promedio histórico en torno a 96, para el período muestral que comienza en 1986. En el caso de la metodología FEER la razón primaria es que busca acotar los desequilibrios macroeconómicos —en particular, reducir el déficit de la cuenta corriente— mientras que el de paridad de poder de compra es coherente con la una depreciación real en los dos últimos años. En contraste, los modelos BEER y NATREX entregan estimaciones más bajas, pues privilegian otros fundamentos que en el período han tomado valores sólidos (e.g., TDI). Cabe mencionar que estas estimaciones de TCRE de largo plazo no consideran posibles cambios futuros en la matriz productiva del país.

¹⁰ El concepto de equilibrio de largo plazo, presentado con más detalles más adelante supone, en términos generales, la normalización y disipación de efectos de shocks transitorios sobre el TCR y una coherencia entre stocks y flujos tal que el cambio de activos externos netos en términos de PIB es estable.

En general, todas las metodologías utilizadas entregan estimaciones de TCRE de mediano plazo más depreciadas que el TCRE de largo plazo. Lo anterior tiene que ver con factores de riesgo que corresponden a elementos de incertidumbre y/o cierres de brechas internas y externas. Respecto de la disipación de los riesgos, estos pueden darse de manera más o menos rápida, lo que tendrá consecuencia para la convergencia hacia el TCRE de largo plazo, sin embargo, los métodos no entregan las sendas factibles. Es decir, estos factores de riesgo pueden tener trayectorias distintas a la de convergencia dependiendo de la evolución de elementos idiosincráticos o globales.

8. Conclusiones

Esta minuta actualiza las estimaciones de TCRE para la economía chilena. Si consideramos el promedio de las estimaciones, el TCRE de largo plazo se ubica en torno a 99 (índice 1986=100), con un rango entre aproximadamente 93 y 106. Con todo, las proyecciones del IPoM de diciembre consideran niveles del TCR que se ubicarán por sobre el rango estimado de TCRE de largo plazo: en los próximos trimestres el TCR se mantendrá cercano al rango superior de las estimaciones de TCRE de mediano plazo (en torno a 108), lo que contribuirá al ajuste de los desequilibrios macroeconómicos locales. Es de esperar que el TCR comenzará a converger a su valor de equilibrio de largo plazo en un horizonte mayor a 2 años, en línea con el ajuste de los desequilibrios y la convergencia de otros fundamentos.

Referencias

Baker, S. R., N. Bloom y S. J. Davis (2016). "Measuring economic policy uncertainty." *The Quarterly Journal of Economics* 131.4: 1593-1636.

Becerra, J. S. y A. Sagner (2020). "Twitter-Based Economic Policy Uncertainty Index for Chile." Banco Central de Chile Documentos de Trabajo 883.

Castle, J. L., J. A. Doornik, D. F. Hendry y F. Pretis (2015). "Detecting location shifts during model selection y step-indicator saturation." *Econometrics* 3.2: 240-64.

Caputo, R., M. Núñez y R. Valdés (2007). "Análisis del Tipo de Cambio en la Práctica". Banco Central de Chile Documentos de Trabajo 434.

Detken, C., A. Dieppe, J. Henry, C. Marin y F. Smets (2002). "Model uncertainty and the equilibrium value of the real effective euro exchange rate." *ECB Working Paper Series* 160.

Doornik, J. A. y D. F. Hendry (2014). "Empirical Model Discovery and Theory Evaluation: Automatic Selection Methods in Econometrics". The MIT Press.

Engel, C. (2016). "Exchange rates, interest rates, and the risk premium." *American Economic Review* 106.: 436-74.

Herrera L. O., J. P. Medina, M. Núñez y C. Soto (2011). "Actualización de las metodologías de estimación del TCR de largo plazo." Mimeo, Banco Central de Chile.

MacDonald, R. y P. B. Clark (1998). "Exchange Rates and Economic Fundamentals: A Methodological Comparison of BEERs and FEERs. *IMF Working Papers* 98/67.

Lee, J., J. D. Ostry, A. Prati, L. A. Ricci y G. M. Milesi-Ferretti (2008). "Exchange Rate Assessments: CGER Methodologies." *IMF Occasional Papers* 261.

Lothian, J. R. y M. P. Taylor (1996). "Real exchange rate behavior: the recent float from the perspective of the past two centuries." *Journal of Political Economy* 104.3: 488-509.

Rogoff, K. (1996). "The Purchasing Power Parity Puzzle." *Journal of Economic Literature* 34.2: 647-68.

Stein, J. L. y P. Reynolds Allen (1997). "Fundamental determinants of exchange rates." Oxford University Press.

Taylor, A. M. y M. P. Taylor (2004). "The Purchasing Power Parity Debate." *Journal of Economic Perspectives* 18.4: 135-58.

Anexo

1. BEER: Detalles adicionales

Datos utilizados. La frecuencia de la base de datos es trimestral, desde el primer trimestre de 2000 hasta el tercer trimestre de 2022. El TCR, los índices de precios de exportación e importación (para construir los términos de intercambio) y la absorción doméstica se obtienen de las estadísticas oficiales del Banco Central de Chile. Para el cálculo de la productividad media de los sectores transables y no transables se utilizan datos de empleo del Instituto Nacional de Estadísticas y de actividad por sector económico del Banco Central de Chile. Por su parte, la brecha del producto corresponde a la estimada por el Banco Central de Chile. Finalmente, la tasa de interés real a 10 años de Chile se obtiene de Risk America, y la tasa de interés real a 10 años de Estados Unidos, en conjunto con el índice VIX se obtienen de Bloomberg.

2. FEER: Detalles adicionales

Cálculo de la cuenta corriente de tendencia. La cuenta corriente a precios corrientes o de mercado es una medida que valora los componentes de la cuenta corriente con el precio que poseen al momento en que son considerados. La cuenta corriente a precios de tendencia es una medida que ajusta el valor de las exportaciones mineras y las importaciones de combustible considerando las desviaciones del precio del cobre y del petróleo respecto de sus valores de largo plazo. Lo mismo para las rentas y transferencias asociadas a las exportaciones de cobre. El resto de las exportaciones e importaciones se valora utilizando los precios corrientes. Además, no corrige posibles cambios en las cantidades exportadas o importadas ante movimientos de los precios del cobre y del petróleo.

Para calcular la cuenta corriente a precios de tendencia, se toma la cuenta corriente nominal y se estiman las componentes de la cuenta corriente que se vean afectadas por el precio del cobre y petróleo: esto es, las exportaciones cobre, las exportaciones mineras resto, las importaciones de combustibles, las rentas y las transferencias. El cálculo se hace de la siguiente manera:

- Exportaciones de cobre y mineras resto: se multiplica el valor nominal por el precio de cobre de tendencia ([Recuadro V.3, IPoM Junio 2021](#)) y se divide por el precio de cobre efectivo:

$$X_{mineras_{tend}} = X_{mineras_t} \times \frac{PCU_{tend}}{PCU_t}$$

- Importaciones de combustible: se multiplica el valor nominal por el precio de petróleo de tendencia y se divide por el precio de petróleo efectivo:

$$M_{combustibles_{tend}} = M_{combustibles_t} \times \frac{WTI_{tend}}{WTI_t}$$

- Rentas: para estimar las rentas a precio de tendencia, se toma la producción de cobre privada neta de impuestos, y se multiplica por la diferencia entre precio de cobre de tendencia y precio de cobre efectivo.

$Rentas_{tend} = Producción\ total_{cobre} \times \alpha \times (1 - \tau) \times (PCU_{tend} - PCU_t)$ donde α es la participación de privados en la producción de cobre y τ es la tasa de impuesto a la minería privada.

- Transferencias: tratamiento análogo a rentas.

Con estas componentes en nivel tendencial, y utilizando el resto de las componentes de la cuenta corriente en sus niveles efectivos, se puede calcular la cuenta corriente a precios de tendencia.

Para obtener la cuenta corriente como % del PIB a precios de tendencia, se debe calcular el PIB a precios de tendencia, como sigue:

$$PIB_{tendencia} = PIB_{NoMinero}_t + PIB_{mineria} \times \frac{PCU_{tend.}}{PCU_t}$$

Es decir, para obtener el PIB de tendencia, se toma el PIB no minero efectivo y se suma el PIB de minería de tendencia (que se obtiene a partir del PIB de minería efectivo, multiplicando por el precio del cobre de tendencia y dividiendo por el precio del cobre efectivo).

La CC sostenible se encuentra en un rango entre -2,5% -3,5%, que es coherente con una ratio de deuda externa neta sostenible en términos de PIB que se puede calcular como se muestra en la ecuación de la sección 5.

Estimación de semi-elasticidades. Las semi-elasticidades de la cuenta corriente se aproximan asumiendo que las fluctuaciones fundamentales de la cuenta corriente son similares a la balanza comercial, tomando en cuenta el diferencial en la constante. Por lo tanto, se estima un modelo de fundamentales de la balanza comercial como porcentaje del PIB, asumiendo que las rentas y transferencias no son sensibles al TCR ni tampoco al ciclo de actividad. Las principales variables explicativas son la brecha de actividad de los sectores excluyendo la minería, el nivel de TCR efectivo, los términos de intercambio y las desviaciones cíclicas del precio del cobre y el petróleo con respecto a su nivel de tendencia. Además, se incluyen variables *dummy* para controlar por los efectos de la crisis financiera y los efectos del aumento de la incertidumbre desde el 2019T4 en adelante. La tabla A.1 entrega las estimaciones.

Tabla A.1. Estimación semi elasticidades CC, brecha y TCR.

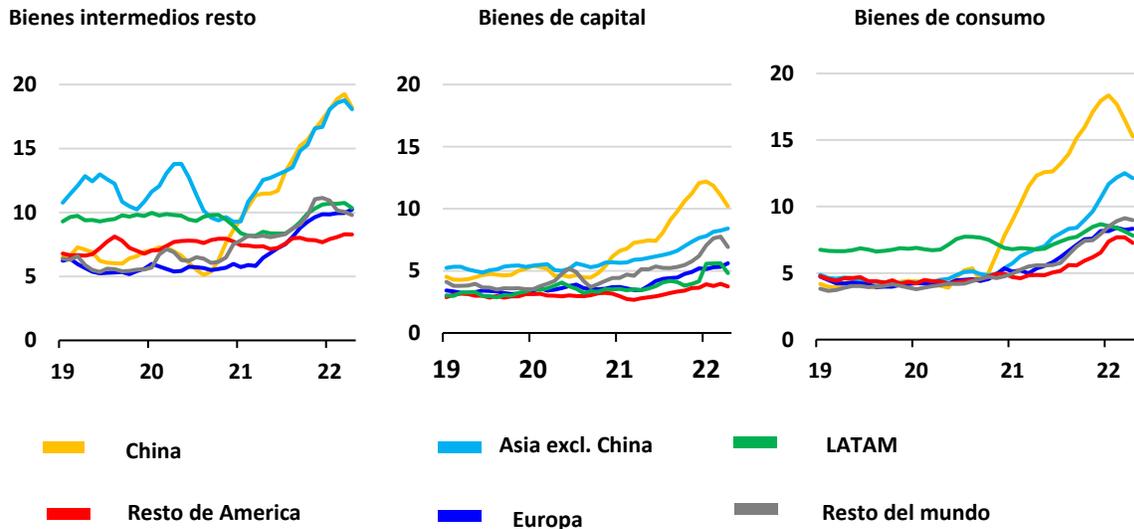
	Balanza Comercial (% PIB nominal.) 1996T1 – 2022T3
Constante	-1,3 (0,001)
Log(TCR)	0,16 (0,002)
Log(TDI)	0,12 (0,016)
Log(brecha)	-0,61 (0,000)
Desvío cíclico P cobre (-1)	0,11 (0,000)
Desvío cíclico P petróleo (-1)	0,016 (0,000)
R2 ajustado	0,72

Nota: p-stat entre paréntesis. Regresión incluye variables *dummies*, no reportadas.

Fuente: Cálculos propios en base a Banco Central de Chile.

Costos de transporte. Desde el segundo trimestre del 2020 y dado los múltiples problemas en las cadenas de suministro internacionales se evidenció un alza de muy importante en los costos de transporte que incrementó los costos nominales de las importaciones y deterioró los saldos de la cuenta corriente. Sin embargo, debe tomarse en cuenta que esta alza fue experimentada similarmente por todas las economías, lo que implica que no tendría un impacto en los precios relativos y por tanto en el TCR. Dado lo anterior, a efectos de este análisis el alza más allá de lo normal de los costos de transporte no fue tomada en consideración en el cálculo de la cuenta corriente.

Gráfico A.1: Ratio Fletes/Importaciones
(media móvil trimestral, %)



Nota: Para cada compañía, la cantidad importada CIF se descompone en FOB+flete+seguros, luego se agrega en frecuencia mensual para expresar en media móvil del ratio flete/importaciones. Última observación marzo 2022.

Fuente: Banco Central de Chile en base a datos de Aduanas.

3. NATREX: Detalles adicionales

Relación entre TCR, términos de intercambios y precios relativos de bienes no transables en una pequeña economía abierta. En una pequeña economía abierta es útil descomponer el TCR como una función de los términos de intercambio, T , (exógenos) y de los precios relativos de bienes no-transables ($R_n = P_N/P_x$), donde P_N define el precio de bienes no transables domésticos y P_x el precio de bienes transables domésticos. Así, el TCR se define como:

$$TCR = \frac{eP^*}{P} = \frac{(P_{N^*}^b P_m^{1-b})}{(P_N^a P_x^{1-a})} = \left(\frac{P_x}{P_m}\right)^{-1} \left(\frac{P_N}{P_x}\right)^{-a} \left(\frac{P_m}{P_{N^*}}\right)^{-b} = T^{-1} R_n^{-a}.$$

Donde e es el tipo de cambio nominal en unidades de moneda local por dólar, P_m es el precio (ponderado) de bienes importados expresado en moneda local y P_{N^*} es el precio (ponderado) de bienes no transables extranjeros en moneda local. Asumiendo que en promedio P_m/P_{N^*} es constante y normalizado a 1, el resultado sigue directamente dadas las definiciones $T = \frac{P_x}{P_m}$, $R_n = P_N/P_x$.

Resumen de las ecuaciones del NATREX. El NATREX se compone de ecuaciones de comportamiento que suponen relaciones de cointegración entre variables macroeconómicas en nivel.¹¹ Por el lado de la oferta se modeliza una simple relación entre el producto interno bruto (Y_t), la productividad total de factores (PTF_t), el stock de capital agregado (K_{t-1}) y el trabajo (L_t):¹²

$$Y_t = \alpha_Y + \alpha_{YPTF}PTF_t + \alpha_{YK}K_{t-1} + \alpha_{YL}L_t.$$

En el lado de la demanda, y siguiendo la teoría de “ciclo de la vida”, se asume que el consumo agregado (privado y público, C_t) es una función (positiva) del stock de riqueza nacional, es decir el capital físico, la deuda externa neta al final del periodo anterior, F_{t-1} y el EPU que captura posiblemente un efecto adverso en consumo cuando la incertidumbre aumenta:

$$C_t = \alpha_C + \alpha_{CK}K_{t-1} + \alpha_{CF}F_{t-1} + \alpha_{C,EPU}EPU_t.$$

Además, se asume que las inversiones agregadas (I_t) son afectadas por el stock de capital, el producto interno bruto, la tasa de interés doméstica de largo plazo (r_t), los términos de intercambio (T_t), el precio relativo de bienes no transables ($R_{n,t}$) que definen el TCR, y el EPU.

$$I_t = \alpha_I + \alpha_{IK}K_{t-1} + \alpha_{IY}Y_t + \alpha_{Ir}r_t + \alpha_{IT}T_t + \alpha_{IR_n}R_{n,t} + \alpha_{I,EPU}EPU_t.$$

En este caso se asume que un mayor nivel de capital reduce las inversiones, un mayor nivel de producto aumenta las inversiones, mientras que una tasa de interés mayor y un incremento de la incertidumbre reducen las inversiones. Finalmente, el signo de los términos de intercambios y del precio relativo de los bienes no transables es ambiguo en un régimen de tipo de cambio nominal flexible. Por un lado, un mayor nivel de precios de bienes transables contribuye, *ceteris paribus*, a un movimiento de recursos hacia el sector transable, y por el otro, un mayor nivel de T reduce la competitividad de las exportaciones favoreciendo el desarrollo del sector no transable.

Las exportaciones (EXP_t) e importaciones (IMP_t) son modelizadas de manera estándar. En particular, se asume que las exportaciones son funciones negativas de T , R_n , dado que un aumento en cada variable aprecia el TCR, y que reaccionan positivamente a aumentos en el producto interno bruto de los socios comerciales de Chile (Y_t^*):

$$EXP_t = \alpha_{exp} + \alpha_{expT}T_t + \alpha_{expR}R_{n,t} + \alpha_{expY^*}Y_t^*.$$

Se supone que las importaciones mantienen una relación positiva con el consumo e inversión (en el hecho que ambas contribuyen a mayor absorción doméstica de recursos) y positivamente de T , R_n :

$$IMP_t = \alpha_{imp} + \alpha_{impT}T_t + \alpha_{impR}R_{n,t} + \alpha_{impC}C_t + \alpha_{impI}I_t.$$

Finalmente, una condición de paridad para anclar el nivel de tasa de interés real doméstica con la tasa real de interés internacional y una prima por riesgo país, EMBI:

$$r_t = r_t^* + \alpha_r EMBI_t,$$

¹¹ Cada ecuación comportamental es estimada utilizando una metodología de corrección de errores.

¹² La productividad total de factores es estimada a como los residuos de la siguiente ecuación en nivel (asumiendo una relación de cointegración entre las variables): $Y_t = \beta_Y + \beta_{YK}K_{t-1} + \beta_{YL}L_t + \epsilon_t$. Los residuos así estimados son después acumulados permitiendo de obtener una serie por el nivel productividad total de factores.

donde r, r^* son definidas como tasa de interés nominal a 5 años neta de expectativas de inflación a 5 años.¹³ Finalmente, una identidad de equilibrio permite el cierre del modelo:¹⁴

$$Y_t = C_t + I_t + X_t - M_t + VE_t,$$

en la cual VE representa las variaciones de existencias.

El modelo final en conjunto incluye las 6 ecuaciones de comportamiento más la identidad de equilibrio de la cuenta nacional, así que el sistema de ecuaciones final se compone de 10 variables exógenas ($EPU, EMBI, r^*, Y^*, PTF, L, F, K, T, VE$) y de 7 variables endógenas ($Y, C, I, EXP, IMP, r, R_n$).¹⁵ El TCR de equilibrio es finalmente definido como:

$$TCR^* = T^{-1}R_n^{*-a}.$$

Distinción entre equilibrios de mediano y largo plazo del NATREX. Como se presentó en el texto principal de este documento se distinguen dos conceptos de equilibrio del NATREX: un equilibrio de mediano plazo, y un equilibrio de largo plazo (TCR_{MP}, TCR_{LP}).

El equilibrio de mediano plazo sigue la estructura delineada en la sección precedente. En particular, se estiman relaciones de cointegraciones. En el proceso de simulación (en el cual se identifica $R_{n,t}^*$), las variables exógenas son suavizadas de manera de reducir la influencia de movimientos de corto plazo. En el caso de los términos de intercambio, de la productividad total de factores, de los pasivos internacionales netos, del EMBI, de los factores de ingreso y de transferencias, de las variaciones de existencias y de la tasa de interés estadounidense, se aplica un filtro HP estimado con una muestra desde 2003 hasta 2019.T3. Después, se extiende cada serie con el último valor generado desde el filtro. En el caso del EPU el filtro es aplicado hasta 2022.T3. Finalmente, en el caso del capital, del producto interno bruto de los socios comerciales y del empleo se construyen valores de tendencias a través de una regresión de cada variable observada sobre una constante y tendencia lineal. En la simulación se asume también una restricción adicional de cuenta corriente donde el valor de restricción es definido a través de un valor suavizado de tendencia.

El equilibrio de largo plazo se destaca por la utilización de variable exógenas proyectadas en el largo plazo: en el caso del producto interno bruto de los socios comerciales y del empleo, se proyectan los valores hasta 2025.T2, mientras en el caso de los términos de intercambio, de la productividad total de factores, del EMBI, del EPU, de los factores de ingreso y de transferencias, de las variaciones de existencias y de la tasa de interés estadounidense se asume el valor en 2019.T3 obtenido aplicando un filtro HP. Además, se asume un valor de cuenta corriente igual a -3% del PIB y un equilibrio de stocks y flujos por las variables de capital y pasivos externos netos. En particular, definiendo la evolución de los pasivos internacionales neto (en términos nominales) como:

$$F_{t+1} - F_t = -CC_t.$$

Se reescribe la relación en términos reales por trabajador:

$$\rightarrow \frac{F_{t+1}}{P_t L_t} - \frac{F_t}{P_{t-1} L_{t-1}} \times \left(\frac{1}{(1+n)(1+\pi)} \right) = -\frac{CC_t}{P_t L_t}.$$

¹³ Además, se asumen expectativas racionales así que $E_t[e_{t+1}] = e_t$. En todas las ecuaciones $T, R_n, EMBI, PTF, EPU$ son incluidas en logs mientras las otras variables son definidas en niveles en términos reales.

¹⁴ Por simplicidad se asume que las transferencias netas son iguales a cero y las variaciones de existencia permiten el cumplimiento de la identidad.

¹⁵ El equilibrio de largo plazo supone que ambas K, F son endógenas.

En un estado de ajuste “completo”, la evolución de las variables supone que:

$$\frac{F}{PL} = - \frac{(1+n)(1+\pi) CC}{n+\pi+n\pi} \frac{CC}{PL}$$

Similarmente, definiendo la evolución del stock de capital real por trabajador:¹⁶

$$k_{t+1} - k_t = \frac{K_{t+1}}{P_t L_t} - \frac{K_t}{P_{t-1} L_{t-1}} = \frac{K_{t+1} - K_t - K_t [(1+n)(1+\pi) - 1]}{P_t L_t} \\ = \frac{I_t - \delta K_t - K_t [(1+n)(1+\pi) - 1]}{P_t L_t} = \frac{I_t - K_t [n + \pi + \delta + \pi n]}{P_t L_t}$$

En el estado de ajuste “completo”: $k_{t+1} - k_t = 0$, así que:

$$\frac{K}{PL} = \frac{1}{[n + \pi + \delta + \pi n]} \times \frac{I}{PL}$$

Los parámetros son calibrados asumiendo $\pi = 0.03$, $\delta = 0.05/4$ (promedio histórico hasta 2019), y $n = 0.005$ (promedio histórico hasta 2019.T3).

¹⁶ Se define K_t como el valor del capital al principio del periodo t .

Minuta citada en el Recuadro I.1:

Importancia de los *shocks* de demanda y oferta en la inflación de bienes¹

Guillermo Carlomagno, Nicolás Eterovic y Luis G. Hernandez-Román (Diciembre, 2022)

Introducción

El monitoreo de la dinámica de la inflación en tiempo real es esencial para la conducción de la política monetaria. Existe una literatura creciente que muestra que el reciente aumento de la inflación a nivel global resulta de una combinación de tanto *shocks* de oferta como de demanda. El grado de dominancia de *shocks* de oferta o demanda en la dinámica inflacionaria tiene implicancias importantes para la política monetaria. Los bancos centrales pueden ejercer influencia sobre la demanda con sus políticas, por lo que su éxito en lograr la estabilidad de precios puede depender de factores de oferta sobre los que tienen poco control. Más importante aún, los efectos de los *shocks* de demanda en la inflación suelen ser más persistentes que los efectos de los *shocks* de oferta.

En esta minuta se propone un enfoque simple para descomponer la inflación en *shocks* de oferta y demanda a nivel de producto utilizando datos de factura electrónica (FE). Específicamente, se utilizan índices de precios y cantidades que se construyen a partir de datos de FE que se encuentran disponible para una gran cantidad de productos del Índice de Precios al Consumidor (IPC) de Chile. Utilizando estos índices, estimamos un modelo de vectores autoregresivos Bayesiano (BVAR) para cada producto. La estrategia de identificación está basada en restricciones de signo (Arias et al., 2018) y asume que un *shock* de demanda (oferta) mueve los precios y las cantidades en la misma (opuesta) dirección. La descomposición histórica a nivel de producto después se utiliza para computar cualquier agregado del IPC, utilizando los ponderadores oficiales. Nuestros índices de FE se encuentran disponibles desde febrero 2018 hasta octubre 2022, cubriendo el periodo de la pandemia del Covid-19 y la posterior aceleración de la inflación. Como señala Cobb (2021), Chile tuvo ciertas características idiosincráticas que hacen que las circunstancias durante la pandemia hayan sido algo diferentes al resto de los países. De hecho, en los últimos tres años, la economía chilena fue golpeada por múltiples *shocks*; el primero, fue el episodio de estallido social en el último trimestre del 2019. Luego en marzo 2020 la llegada del Covid-19 y las medidas adoptadas para su control. En julio del mismo año, se aprobó en el Congreso un retiro anticipado de los fondos de pensiones. Luego, un segundo retiro fue aprobado en diciembre y un tercero en mayo de 2021. Con todo, los tres retiros suman en torno a US\$50 mil millones (lo que equivale a cerca de 20% del PIB del 2020). También se adoptaron medidas fiscales incluyendo el Ingreso Familiar de Emergencia (IFE) universal durante 2021. Finalmente, en febrero de 2022 la invasión rusa a Ucrania generó un fuerte *shock* en los precios internacionales de energía y alimentos que se sumó a la política de cero Covid en China que había interrumpido las cadenas de suministro a nivel mundial. Esta seguidilla de *shocks* sin precedentes entrega un perfecto laboratorio para separar los distintos *shocks* que han afectado la dinámica de precios.

Como se mencionó arriba, la naturaleza del *shock* puede requerir diferentes acciones de política. En un paper reciente, Guerrieri et al. (2022) sugieren que los *shocks* asociados a la pandemia del Covid-19 pueden ser entendidos como *shocks* de oferta que gatillan cambios en la demanda agregada que son mayores que los *shocks* iniciales. Los autores argumentan que cuando los *shocks* están concentrados en ciertos sectores, como en un cierre en respuesta a la pandemia, existe mayor probabilidad que el gasto se contraiga. La razón es que

¹ Este estudio se realiza en el ámbito de la agenda de investigación que desarrolla el Banco Central de Chile (BCCh) en materias económicas y financieras de su competencia, en el marco de la cual el BCCh tiene acceso a información inominada de diversas entidades públicas y privadas, en virtud de convenios de colaboración suscritos con esas instituciones.

la salida de las firmas y la destrucción de empleo puede amplificar los efectos del shock inicial, agravando la recesión. De acuerdo a los autores, las implicancias de política no son directas. Por ejemplo, el estímulo fiscal tradicional puede ser menos efectivo que lo usual porque algunos sectores pueden estar cerrados lo que mitiga el multiplicador Keynesiano. Por otro lado, la política monetaria, puede tener efectos aumentados al evitar la salida de las firmas. Respecto a políticas óptimas, el cierre de sectores intensivos en contacto y asegurar pagos a los trabajadores afectados puede lograrse una asignación tipo “first-best”, pese a la menor potencia por cada dólar gastado. Bajo esta lógica, el caso chileno es ligeramente diferente en el sentido que al mismo tiempo que la política fiscal y monetaria mantuvieron a las firmas a flote durante la pandemia, los retiros de fondo de pensiones fueron lejos de ser localizados, a lo que se sumaron significativas medidas fiscales de apoyo a los hogares. Todo esto logra explicar la vigorosa recuperación de la economía durante el 2020 y el fuerte aumento de la demanda durante el 2021.

Esta minuta sostiene que el importante aumento de la inflación en Chile desde 2021 se encuentra fuertemente influenciado por factores de demanda interna y, en menor medida, por factores de oferta. El análisis distingue la relevancia de ambos tipos de shocks en la evolución de la inflación de bienes. Los resultados muestran que en los últimos meses los efectos asociados a factores de demanda han ido en retirada, en línea con el ajuste de la economía, especialmente del consumo. Por otro lado, el descenso del precio de los commodities y la moderación de los problemas en las cadenas de suministro mundiales, han ayudado a estabilizar los factores de oferta.

Literatura relacionada

El uso de datos de factura electrónica para la medición en tiempo real de la actividad económica es relativamente nuevo, incluso en economías desarrolladas. Los cierres producidos por la pandemia de porciones significativas de la economía mundial y la recesión que la acompañó, hizo que fuera extremadamente difícil hacer pronósticos y para los hacedores de política poder cuantificar y evaluar el estado efectivo de la economía. Esto generó un renovado interés por obtener indicadores de alta frecuencia que pudiesen hacerle seguimiento a la economía de la manera más pronta posible.

Una corriente de la literatura se ha enfocado en mejorar los pronósticos de actividad económica utilizando datos de transacciones. Por ejemplo, Carlsen y Storgaard (2010) investigan si los pagos con tarjeta de crédito (Dankort) proveen un indicador útil para los nowcasts de ventas minoristas en Dinamarca, mientras que Aastveit et al. (2020) emplea datos de pagos electrónicos para producir nowcasts de consumo de hogares en Noruega. Duarte et al. (2017) obtienen nowcasts de consumo privado en Portugal al combinar datos de cajeros automáticos y terminales POS. Verbaan et al. (2017) analizan si el uso de pagos con tarjetas débito mejoran la precisión de los nowcasts y las proyecciones a un trimestre adelante del consumo de hogares en Holanda. Barnett et al. (2016) estiman un modelo de factores dinámicos con distintas frecuencias utilizando transacciones con tarjeta de crédito para obtener una medida de PIB mensual para USA. Galbraith y Tkacz (2018) producen nowcasts del PIB de Canadá y ventas minoristas utilizando datos de pago electrónico, incluyendo transacciones con tarjeta débito y cheques. Aprigliano et al. (2019) evalúan la habilidad de una amplia gama de datos de pago electrónico minorista para predecir de manera más precisa el PIB de Italia y sus principales componentes domésticos. Para el caso chileno, el estudio llevado a cabo por Cobb (2021) destaca como uno de los primeros. El autor explora el poder predictivo de los datos de pago electrónico durante la pandemia del Covid-19 haciendo pronósticos fuera de la muestra donde compara utilizando modelos anidados que se basan en la acumulación de esos datos en relación con un modelo SARIMA y otros modelos de nowcast basados en indicadores mensuales. El periodo bajo estudio cubre los últimos tres años, desde el último trimestre del 2018 y el segundo trimestre del 2021. Dado el número limitado de observaciones en el periodo de evaluación, el análisis es conducido como un estudio de eventos. El principal hallazgo es que los modelos basados en pagos electrónicos son más informativos en periodos que están sujetos a shocks repentinos. El resto de los periodos no son necesariamente mejores que la mayoría de los modelos.

Una segunda corriente de la literatura utiliza precios en línea para construir índices de precios al consumidor. En este contexto, el trabajo de Cavallo y Rigobon (2016) y “el proyecto de un billón de precios” vale la pena mencionar. Este proyecto, creado en el MIT en 2008, utiliza precios minoristas en línea para mejorar la generación de indicadores económicos tradicionales, empezando por el índice de precios al consumidor. Los autores muestran que sus índices de precio en línea co-mueven con los índices de precios en la mayoría de los países. En un trabajo reciente durante la pandemia, Cavallo (2020) muestra que actualizando los pesos del IPC oficiales con cambios en los gastos de tarjetas débito y crédito por categoría de producto resultaron en mayores niveles de precios en USA que aquellos reportados en los datos oficiales de IPC. La razón de ello, es que los consumidores tendieron a concentrar su gasto en categoría de productos con tasas de inflación mayores (en su mayoría alimentos y bebidas).

Una tercera corriente de la literatura emergió durante la pandemia y buscaba proveer una interpretación más estructural de los múltiples shocks que golpearon a la economía global. Ejemplos de esta investigación son variados. En el mercado laboral, del Rio-Chanona et al. (2020) entregan predicciones cuantitativas de shocks de oferta y demanda de primer orden para la economía de USA asociados a la pandemia del Covid-19 a nivel de ocupaciones de individuos e industrias. Para analizar shocks de oferta, los autores clasifican industrias como esenciales o no esenciales y construyen un “Índice Remoto del Trabajo”, que mide la habilidad de distintas ocupaciones para trabajar desde casa. Los shocks de demanda se encuentran basados en un estudio sobre los efectos probables de una epidemia de influenza severa desarrollado por la Oficina Congressional de Presupuesto de USA. Brinca et al. (2020) mide los shocks de oferta y demanda a nivel de sector durante el Covid-19 al estimar un BVAR utilizando datos mensuales de horas trabajadas y salarios reales. Los autores encuentran que la mayoría de los sectores estuvieron sujetos a grandes shocks de oferta y demanda en marzo y abril 2020, con una heterogeneidad sustancial en el tamaño de los shocks en los distintos sectores. Sus estimaciones sugieren que dos tercios de la caída agregada de la tasa de crecimiento de las horas trabajadas entre marzo y abril 2020 pueden atribuirse a shocks de oferta de trabajo. Respecto a la dinámica de los precios, Shapiro (2020) descompone la inflación utilizando regresiones categóricas o sistemas de ecuaciones. Estas estimaciones después se utilizan para agrupar categorías en componentes de la inflación del PCE en USA. La descomposición revela que la mayor parte del mayor nivel de inflación subyacente PCE en USA, durante el periodo 2021-22 se encuentra concentrado en categorías “sensibles al Covid”, estas son, aquellas categorías cuyos precios y cantidades se mueven más al comienzo de la pandemia. El autor también clasifica las categorías en aquellas que se mueven por factores de oferta, como de demanda. Esta descomposición permite en que grado factores de oferta o demanda están impactando a la inflación. En Shapiro (2022) esta idea se desarrolla en más detalle. El autor divide categorías de la canasta del PCE en grupos que se mueven por oferta y demanda. Las categorías que se mueven por demanda son identificadas como aquellas donde un cambio inesperado en el precio se mueve en la misma dirección que el componente inesperado en la cantidad en un mes dado; las categorías que se mueven por oferta se identifican como aquellas donde cambios inesperados en el precio y cantidad se mueven en direcciones opuestas. Esta metodología toma en cuenta el impacto de shocks de oferta y demanda de un mes al otro. El autor encuentra que factores de oferta explican cerca de la mitad de los niveles de inflación del 2022. Los factores de demanda son responsables por cerca de un tercio, con el resto explicado por factores ambiguos. Estos resultados tienen grandes implicancias para la conducción de la política monetaria, dado que mayor inflación impulsada por demanda necesitaría política monetaria más contractiva inflación impulsada por la oferta. En este contexto, una identificación errónea de los shocks que dominan la dinámica de la inflación puede llevarnos a un mal diagnóstico y a un mal resultado de política. Nuestro trabajo se relaciona a la literatura emergente sobre el uso de datos de alta frecuencia para monitorear la inflación. Como discuten Cavallo y Rigobon (2016), los precios en línea (que se obtienen de las páginas de los minoristas) y los datos de pago electrónico pueden ser utilizados para monitorear la inflación en tiempo real. Esta tendencia ganó mucho momentum durante el cierre de las economías por la pandemia. Nuestro trabajo difiere de estos estudios previos en que los datos de pago electrónicos tienen información detallada

de las cantidades vendidas también, lo que permite construir índices de cantidades a nivel de producto. La disponibilidad de tanto precios como cantidades es lo que nos permite estimar una descomposición a nivel de producto. Según nuestro conocimiento, el uso de datos de pagos electrónicos para identificar shocks de oferta y demanda a nivel de producto no ha sido empleado antes. El enfoque para descomponer inflación en shocks de oferta y demanda empleada por Shapiro (2022) es lo más cercano al de nosotros. Sin embargo, existen dos diferencias importantes. Primero, el autor estima modelos VAR utilizando precios y cantidad para categorías diferentes del PCE de USA con frecuencia mensual. Nuestro análisis, emplea datos más desagregados. Segundo, el autor emplea un enfoque binario para clasificar categorías influenciadas por oferta o demanda. Esto significa, por ejemplo, que factores de demanda también podrían jugar un rol en una categoría del PCE que es clasificada como influenciada por factores de oferta y vice-versa. En contraste, estimamos un BVAR estructural donde shocks de oferta y demanda son identificados con restricciones de signo a nivel de producto. Como resultado, somos capaces de obtener cualquier agregado del IPC descompuesto en shocks de oferta y demanda en cualquier punto del tiempo.

Datos de facturas electrónica (FE)

Para nuestra descomposición de inflación, empleamos precios y cantidades construidos a partir de datos de pagos electrónicos procesados por el Banco Central de Chile. Esta base de datos es anonimizada y confidencial y está disponible desde febrero 2018 a octubre 2022. Los índices se construyen a partir de registros administrativos del Servicio de Impuestos Internos (SII). A partir de esto, se obtiene información sobre cuales bienes y servicios son vendidos, en qué cantidades y a qué precios. Vale la pena notar que un producto puede tener distintas variedades y se obtiene información a nivel de variedad (más que a nivel de producto) lo que hace que nuestra base de datos sea aún más granular. Las ventas en pesos chilenos se convierten en valores reales, o Unidades de Fomento (UF), indexadas a la inflación, calculada y publicada por el Banco Central de Chile.

Table 1: Official CPI Categories and Electronic Payment Data (EPD) Coverage

CPI Category	Weights (%)	Products	Covered products	Covered weights (%)
01 Food and beverages	19.3	76	70	92
02 Alcoholic Beverages	4.8	8	8	100
03 Clothing and Footwear	3.5	28	12	43
04 Housing	14.8	16	5	31
05 Furnishings	6.5	36	28	78
06 Health	7.8	22	7	32
07 Transport	13.1	24	8	33
08 Communication	5.5	6	0	0
09 Recreation	6.6	37	12	32
10 Education	6.6	11	0	0
11 Restaurants	6.4	7	6	86
12 Miscellaneous	5.2	32	17	53
TOTAL	100	303	177	48

Table 2: Official CPI Categories and Electronic Payment Data (EPD) Coverage

CPI Aggregate	Weights (%)	Products	Covered products	Covered weights (%)
01 CPI Total	100	303	173	57
02 CPI without volatiles	65.15	161	81	49
03 CPI goods without volatiles	26.72	135	112	83
04 CPI goods without volatiles excl. food	17.53	95	74	78
05 CPI services without volatiles	38.42	69	7	10
06 CPI food volatiles	10.11	36	32	89

La Tabla 1 resume la cobertura de los datos de factura electrónica (FE) por diferentes categorías del IPC oficial chileno. La FE cubre 10 categorías y la cobertura de productos es bastante heterogénea. Los datos cubren bastante bien alimentos y bebidas, bebidas alcohólicas, equipamiento y mantenimiento del hogar y restaurantes, pero tiene menor cobertura para vestuario y calzado, vivienda y servicios básicos, salud, transporte, recreación y misceláneos. Más aún, la FE no cubre la categoría de comunicaciones y educación. La razón es que la FE involucra transacciones entre firmas y no transacciones entre firmas e individuos. De todas maneras, los datos de FE constituyen una buena aproximación de los datos efectivos de IPC. La Tabla 2 resume la cobertura de la FE para algunos agregados del IPC. De particular interés, son los agregados no volátiles que son utilizados por el Banco Central de Chile como medidas de inflación subyacente. Aquí se observa que la cobertura es bastante buena para bienes sin volátiles (83%), y bienes sin volátiles excluyendo alimentos (78%) y alimentos volátiles (89%).

Enfoque empírico

En esta sección se describe como se descompone la inflación en shocks de oferta y demanda a nivel de producto. Para ello, utilizamos un modelo BVAR para modelar la dinámica conjunta de precios $p_{i,t}$ y $q_{i,t}$ para cada producto i en la canasta del IPC cubierta por nuestros datos de FE.

Consideremos un modelo vector autorregresivo estructural (SVAR) de la siguiente forma:

$$A_0 y_t = \mu + A_1 y_{t-1} + \dots + A_k y_{t-k} + \epsilon_t, \quad t = 1, \dots, T,$$

donde y_t es un vector $N \times 1$ de variables observable, los A_j son matrices de coeficientes de $N \times N$ con A_0, μ es un vector de $N \times 1$ y ϵ_t son los shocks estructurales con media cero y covarianza I_N :

$$y_t = (p_{i,t}, q_{i,t}).$$

El modelo en su forma reducida puede escribirse así:

$$y_t = c + B_1 y_{t-1} + \dots + B_k y_{t-k} + u_t, \quad t = 1, \dots, T,$$

donde $B_j = A_0^{-1} A_j$, $c = A_0^{-1} \mu$ y $u_t = A_0^{-1} \epsilon_t$ y así $E(u_t u_t') = \Omega = (A_0' A_0)^{-1}$. Para obtener el VAR en su forma estructural se necesita en una estrategia de identificación. Vale la pena recordar que los residuos en su forma reducida no tienen interpretación económica, mientras que los residuos estructurales sí la tienen.

Para la estrategia de identificación se identifican tantos shocks como variables que tiene el modelo. Más formalmente, sea ϵ_t los shocks estructurales y sea u_t los shocks en su forma reducida. Los shocks estructurales pueden calcularse a partir de los shocks en forma reducida de la siguiente manera $\epsilon_t = A_0 u_t$, donde A_0 es una matriz de dependencias contemporáneas de precios y cantidades con $VAR(u_t) = \Sigma_u$ y $VAR(\epsilon_t) = I_{n \times n}$, con I denotando la matriz identidad. Para identificar los shocks estructurales, se requiere que la matriz A_0 satisfaga las siguientes restricciones de signo:

Sign restrictions.		
Shock	Impulse response functions to	
	Δp_t	Δq_t
Demand Shock	+	+
Supply Shock	+	-

Table 4: Sign restrictions are imposed on impact on the impulse responses.

Seguimos la literatura microeconómica que asume que shocks de demanda (oferta) mueven los precios y las cantidades en la misma (opuesta) dirección. Nuestro SVAR se encuentra identificado en su conjunto al haber muchas matrices (o modelos) que satisfacen estas restricciones de signo. En particular, se generan 1000 modelos que las satisfacen en la posterior y seleccionamos la solución de *median target*, siguiendo a Fry y Pagan (2011). Después de haber estimado el modelo para cada producto e identificado los shocks de oferta y demanda para cada producto, estas estimaciones se pueden agrupar en diferentes categorías del IPC al reestimar sus pesos con los disponibles en la FE.

Las tres fases de la evolución de la inflación en Chile desde el comienzo de la pandemia

En la Figura 1, se grafican las descomposiciones históricas para los principales agregados del IPC, utilizando los datos disponibles en la FE, cubriendo el periodo desde marzo 2020 a octubre 2022. Los resultados indican que la dinámica de la inflación subyacente de bienes (panel D), se puede dividir en tres periodos. El primero, desde marzo 2020, contempla el impacto inicial del cierre de la economía producto del Covid-19, que generó un shock de oferta que presionó los precios al alza. Al mismo tiempo, las restricciones a la movilidad y el ahorro precautorio implicaron una caída en la demanda que generó presiones en la dirección opuesta. En el neto, ambos efectos tendieron a cancelarse, lo que explica la escasa variación en los niveles de precios en el principio de la pandemia.

El segundo periodo abarca todo el 2021. En él la oferta se fue normalizando en la medida que las empresas se fueron adaptando y las cadenas de suministro se fueron restableciendo. Al mismo tiempo, el relajamiento de las medidas de confinamiento e inyecciones de liquidez a los hogares generaron un fuerte aumento de la demanda por bienes —reflejada en un shock de demanda que fue incrementándose durante ese año— que más que compensó la normalización de la oferta, impulsando una importante aceleración de la inflación.

Finalmente, durante 2022, en un contexto de alta demanda, la invasión rusa a Ucrania y la política de cero Covid en China provocó un aumento significativo de los precios de los commodities y una interrupción de las cadenas de suministro a nivel mundial, gatillando shocks de oferta que se sumaron a niveles de inflación que ya eran muy elevados.

En los últimos meses, se observa que las presiones de demanda han comenzado a reducirse, en línea con el ajuste macroeconómico y del consumo. Por otro lado, las presiones de oferta han comenzado a estabilizarse en el margen, ante el descenso de los precios de las materias primas y la reducción de los problemas de las cadenas de suministro mundiales.

Chequeo de robustez: Una estrategia de identificación alternativa incorporando shocks de TCN

Vale la pena destacar que, en la descomposición recién mostrada, los shocks de oferta pueden representar shocks de oferta “puros” (por ejemplo, de costos), así como también shocks de tipo de cambio. Una manera de poder separar estos efectos es incluir variaciones del TCN en el modelo. Para ello, se incluye el TCN en el SVAR y se propone la siguiente estrategia de identificación para separar shocks de TCN de aquellos de oferta:

Sign restrictions.			
Impulse response functions to			
	Δp_t	Δq_t	Δe_t
Demand Shock	+	+	
Supply Shock	+	-	0
FX Shock	+	-	+

Table 5: Sign restrictions are imposed on impact on the impulse responses.

Esto es, shocks de demanda son aquellos en donde tanto los precios como las cantidades se mueven en la misma dirección, independiente de los movimientos de TCN. Los shocks de oferta que representan shocks de costos puros no debieran tener efectos en el TCN a nivel de producto, por lo que fijamos a cero el efecto en el TCN en la identificación. Por el contrario, shocks de TCN, por ejemplo, una depreciación debiese ser similar a un shock de oferta, elevando el costo *across the board* en todos los bienes. Los resultados de este ejercicio se encuentran en la Figura 2, donde nos enfocamos en la inflación de bienes excluyendo alimentos que es más probable que sea susceptible a este tipo de shock.

Aquí se observa que los resultados se mantienen, esto es, shocks de demanda han sido más dominantes en la inflación de bienes, mientras que shocks de tipo de cambio explican parte del aumento de oferta durante el 2021 (recordando que el TCN ya venía de niveles muy altos desde principios del 2020). En el margen, la descomposición sugiere que estos efectos se han tornado positivos, aunque no dominantes, lo que coincide con la fuerte depreciación del tipo de cambio desde junio 2022.

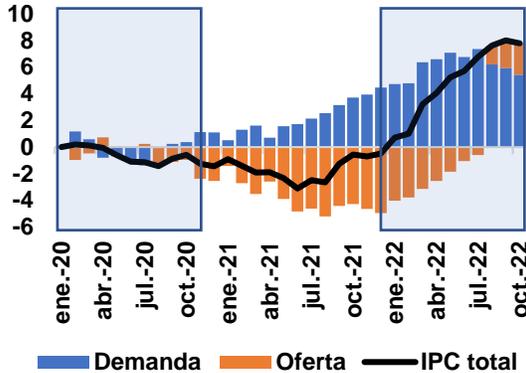
Conclusiones

Esta minuta propone un enfoque simple que ayuda a monitorear y entender los movimientos de la inflación del IPC. Se descompone la inflación en shocks de oferta y demanda a nivel de producto al estimar un VAR estructural Bayesiano utilizando índices de precios y cantidades construidos utilizando datos de factura electrónica para la economía chilena.

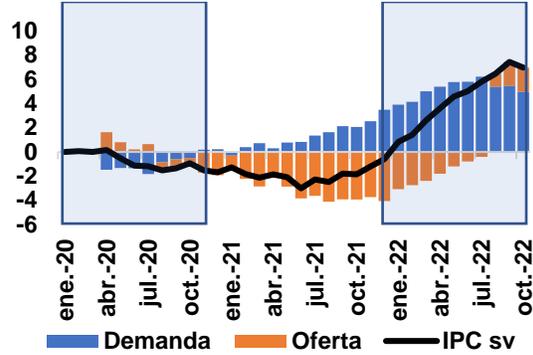
Los resultados muestran que la gran expansión de la demanda interna que tuvo lugar desde 2021 es la principal causa de la elevada inflación que hoy sufre la economía chilena. En los últimos meses, las presiones de demanda en la inflación de bienes habrían empezado a ceder, mientras que las de oferta se habrían estabilizado en el margen.

FIGURA 1: DESCOMPOSICIÓN ESTRUCTURAL DISTINTOS AGREGADOS DEL IPC

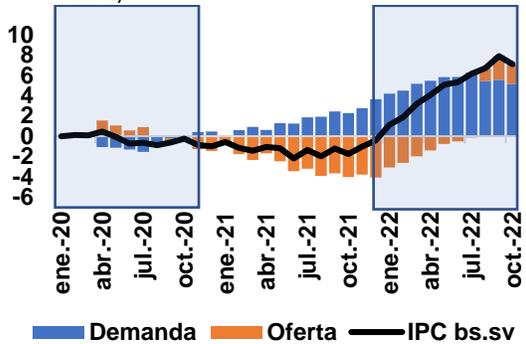
A. DESCOMPOSICIÓN ESTRUCTURAL DEL IPC TOTAL (57%)
(variaciones acumuladas desde enero 2020, puntos porcentuales)



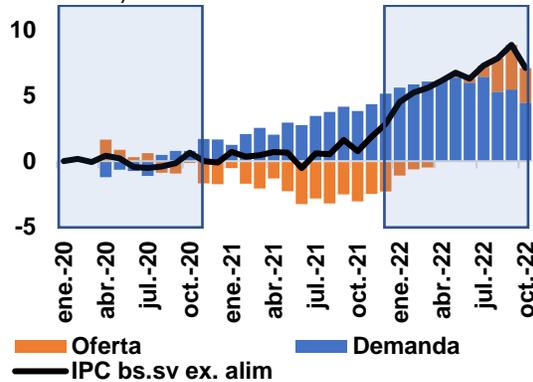
B. DESCOMPOSICIÓN ESTRUCTURAL DEL IPC SIN VOLÁTILES (49%)
(variaciones acumuladas desde enero 2020, puntos porcentuales)



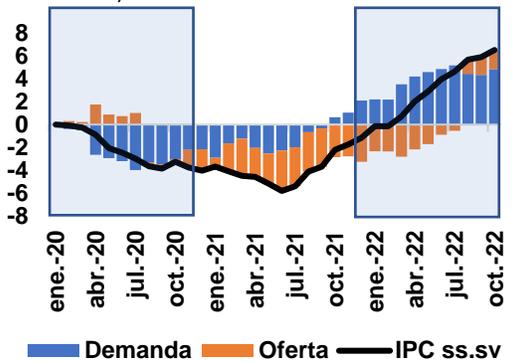
C. DESCOMPOSICIÓN ESTRUCTURAL DEL IPC BIENES SIN VOLÁTILES (83%)
(variaciones acumuladas desde enero 2020, puntos porcentuales)



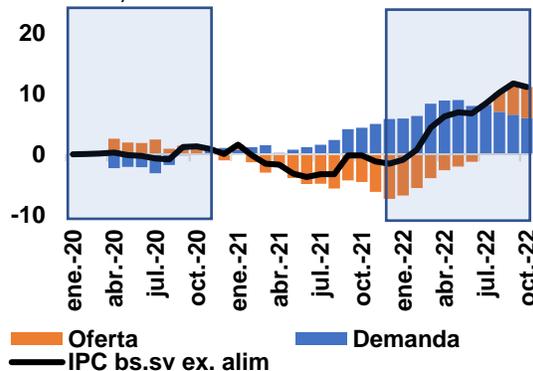
D. DESCOMPOSICIÓN ESTRUCTURAL DEL IPC BIENES SIN VOLÁTILES EXCLUYENDO ALIMENTOS (78%)
(variaciones acumuladas desde enero 2020, puntos porcentuales)



E. DESCOMPOSICIÓN ESTRUCTURAL DEL IPC SERVICIOS SIN VOLÁTILES (10%)
(variaciones acumuladas desde enero 2020, puntos porcentuales)



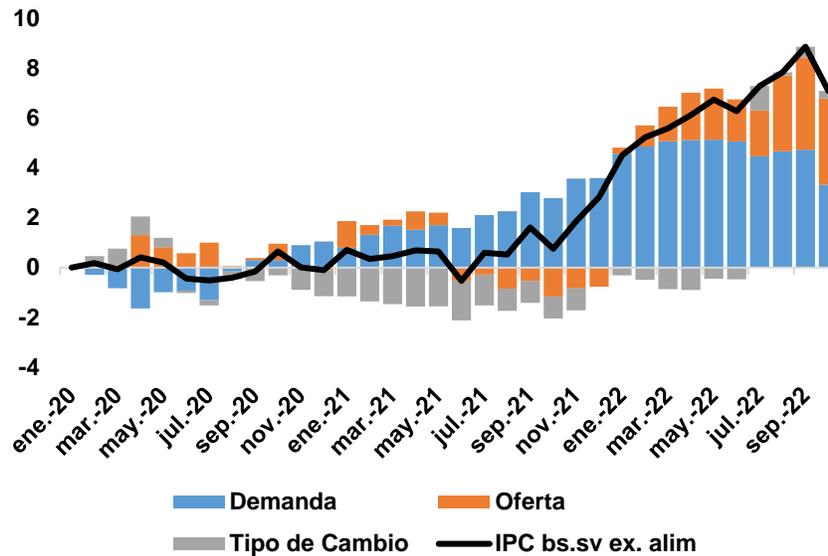
F. DESCOMPOSICIÓN ESTRUCTURAL DEL IPC ALIMENTOS VOLÁTILES (89%)
(variaciones acumuladas desde enero 2020, puntos porcentuales)



Nota: Descomposiciones históricas (HDs) de variaciones acumuladas desde marzo 2020 a octubre 2022. Las HDs se encuentran expresadas como desviaciones de cero y están indexadas a marzo 2020 = 0. Los valores entre paréntesis muestran el porcentaje de ese agregado cubierto por la factura electrónica (FE). Las descomposiciones históricas han sido re-escaladas para corresponder con las variaciones de los agregados oficiales del IPC (reponderados los bienes disponibles en la FE). Fuente: Banco Central de Chile en base a información del Instituto Nacional de Estadísticas, Servicio de Impuestos Internos.

FIGURA 2: DESCOMPOSICIÓN DE BIENES SIN VOLÁTILES EXCL. ALIMENTOS – ESTRATEGIA DE IDENTIFICACIÓN INCORPORANDO SHOCKS DE TCN

DESCOMPOSICIÓN ESTRUCTURAL DEL IPC BIENES SIN VOLÁTILES EXCLUYENDO ALIMENTOS (78%)
(variaciones acumuladas desde enero 2020, puntos porcentuales)



Nota: Descomposiciones históricas (HDs) de variaciones acumuladas desde marzo 2020 a octubre 2022. Las HDs se encuentran expresadas como desviaciones de cero y están indexadas a marzo 2020 = 0. Las descomposiciones históricas han sido re-escaladas para corresponder con las variaciones de los agregados oficiales del IPC (reponderados los los bienes disponibles en la FE). Fuente: Banco Central de Chile en base a información del Instituto Nacional de Estadísticas, Servicio de Impuestos Internos.

Referencias

Aastveit, K. A., T. M. Fastb_, E. Granziera, K. S. Paulsen, and K. N. Torstensen (2020): “Nowcasting Norwegian household consumption with debit card transaction data,” Norges Bank Research, 17.

Aprigliano, V., G. Ardizzi, and L. Monteforte (2019): “Using Payment System Data to Forecast Economic Activity,” International Journal of Central Banking, 60.

Arias, J. E., J. F. Rubio-Ram´_rez, and D. F. Waggoner (2018): “Inference Based on Structural Vector Autoregressions Identified With Sign and Zero Restrictions: Theory and Applications,” Econometrica, 86(2), 685–720.

Barnett, W. A., M. Chauvet, and D. Leiva-Leon (2016): “Real-time nowcasting of nominal GDP with structural breaks,” Journal of Econometrics, 191(2), 312–324, Innovations in Measurement in Economics and Econometrics.

Brinca, P., J. B. Duarte, and M. F. e Castro (2020): “Measuring Labor Supply and Demand Shocks during COVID-19,” Working Papers 2020-011, Federal Reserve Bank of St. Louis.

Carlsen, M., and P. E. Storgaard (2010): “Dankort payments as a timely indicator of retail sales in Denmark,” Danmarks Nationalbank Working Papers 66, Copenhagen.

Cascaldi-Garcia, D. (2022): "Pandemic Priors," International Finance Discussion Papers 1352, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.).

Cavallo, A. (2020): "Inflation with Covid Consumption Baskets," Working Paper 27352, National Bureau of Economic Research.

Cavallo, A., and R. Rigobon (2016): "The Billion Prices Project: Using Online Prices for Measurement and Research," Journal of Economic Perspectives, 30(2), 151–78.

Cobb, M. P. A. (2021): "Nowcasting Chilean household consumption with electronic payment data," Working Papers Central Bank of Chile 931, Central Bank of Chile.

del Rio-Chanona, R. M., P. Mealy, A. Pichler, F. Lafond, and J. D. Farmer (2020): "Supply and demand shocks in the COVID-19 pandemic: an industry and occupation perspective," Oxford Review of Economic Policy, 36, S94–S137.

Duarte, C., P. M. Rodrigues, and A. Rua (2017): "A mixed frequency approach to the forecasting of private consumption with ATM/POS data," International Journal of Forecasting, 33(1), 61–75.

Galbraith, J.W., and G. Tkacz (2018): "Nowcasting with payments system data," International Journal of Forecasting, 34(2), 366–376.

Guerrieri, V., G. Lorenzoni, L. Straub, and I. Werning (2022): "Macroeconomic Implications of COVID-19: Can Negative Supply Shocks Cause Demand Shortages?," American Economic Review, 112(5), 1437–74.

Lenza, M., and G. E. Primiceri (2022): "How to estimate a vector autoregression after March 2020," Journal of Applied Econometrics, 37(4), 688–699.

Shapiro, A. H. (2020): "A Simple Framework to Monitor Inflation," Working Paper Series 2020-29, Federal Reserve Bank of San Francisco.

Shapiro, A. H. (2022): "How Much Do Supply and Demand Drive Inflation?," Working Paper Series 2022-15, Federal Reserve Bank of San Francisco.

Verbaan, R., W. Bolt, and C. van der Crujisen (2017): "Using debit card payments data for nowcasting Dutch household consumption," DNB Working Paper, 571.

Minuta citada en el Recuadro I.2:

Dinámicas recientes del Mercado Laboral en Economías Desarrolladas y Chile

Sebastián Andalaft, Sofía Bauducco, Lucas Pablo Bertinatto, Rachel Coroseo, Miguel Fuentes, Gustavo González, Camila Gutiérrez, Will Lu, Emiliano Luttini, Matías Pizarro, María Teresa Reszczyński, Marco Rojas, Valeria Ulloa, Lucciano Villacorta

1. Introducción

El comportamiento del mercado laboral es fundamental para entender y pronosticar la evolución de la inflación. En un contexto de elevado dinamismo de los precios, si hubiera un traspaso de la inflación a los salarios por encima de su patrón histórico, la convergencia de la inflación a la meta se dificultaría. Esto debido a que, para restaurar el equilibrio macroeconómico, es necesario una reducción de la demanda agregada que gatille un menor dinamismo de los precios. Así, si la determinación de los salarios y precios ingresan en una dinámica de retroalimentación mutua, la convergencia de la inflación hacia la meta requeriría mayores costos reales. Dada la importancia de estos factores para la evolución de la inflación, tener un adecuado diagnóstico de la situación del mercado de laboral doméstico es un tema de interés central para el diseño de la política monetaria.

Este trabajo presenta distintos análisis que miden la estrechez del mercado laboral en Chile y en otros países, el grado de traspaso de la inflación a salarios nominales, e indicadores de flujos laborales que permiten evaluar riesgos del proceso inflacionario.¹ Los principales resultados son:

1. Los mercados laborales en varias economías desarrolladas presentan niveles de estrechez elevados, superiores a los observados en las últimas décadas. Este panorama dificultaría la convergencia inflacionaria en estas economías, dado que la evidencia sugiere que la estrechez del mercado laboral afecta a los salarios vía una mayor indexación de estos a la inflación pasada.
2. En Chile, en cambio, distintos indicadores sugieren que el grado de estrechez del mercado laboral ha tendido a caer en lo más reciente. Junto con lo anterior, la indexación de los salarios nominales a la inflación pasada parece haberse reducido post pandemia, matizando riesgos de una espiral en el proceso de determinación de los salarios y precios.
3. Sin embargo, los altos salarios de los trabajadores que cambian de empleo a empleo, junto con la recuperación de los flujos laborales a niveles prepandemia entregan señales de cierto dinamismo que es necesario seguir monitoreando para asegurar la convergencia de la inflación.

¹ Para el análisis del traspaso de la inflación de a los salarios nominales y para el desarrollo de los indicadores de flujos laborales, se utilizó información anonimizada de registros administrativos que dispone el Banco. Una vez más, como a lo largo de los últimos años, esta información permite tener análisis en tiempo real que son claves para informar a las autoridades del Banco de dinámicas que suelen esconder las fuentes de información tradicionales.

Esta minuta está estructurada de la siguiente manera. En la sección 2 se describe la situación del mercado laboral en economías desarrolladas y se presentan los resultados de estimaciones de panel en las que se relaciona el traspaso de la inflación a salarios con el grado de estrechez de los mercados laborales. En la sección 3 se analiza la evolución de distintos indicadores del mercado laboral chileno para analizar el grado de estrechez que este refleja y su relación con el comportamiento de los salarios. En la sección 4 se analizan los cambios en el grado de indexación de los salarios a cambios de precios para el caso de Chile. Finalmente, la sección 5 concluye.

2. Mercado Laboral en Economías Desarrolladas

2.1 Caracterización de los mercados laborales en economías desarrolladas

Los mercados laborales en varias economías desarrolladas, y especialmente en Estados Unidos, reflejan un elevado nivel de estrechez. El nivel de vacantes por cada desempleado se encuentra, para varias de estas economías, en máximos históricos de las últimas décadas (**Figura 1**). Destaca Estados Unidos donde, al tercer trimestre de 2022, la cantidad de vacantes por cada desempleado se ubicaba en 1,9, casi el doble que su promedio desde 2015 a 2019. Del mismo modo, la tasa de desempleo (**Figura 2**) en estas economías se ubica en niveles bajos en perspectiva histórica.

Como consecuencia de esta mayor estrechez y los incrementos inflacionarios, los salarios nominales han aumentado en la mayoría de las economías desarrolladas (**Figura 3**). Este fenómeno podría generar mayores dificultades y una menor velocidad para la convergencia de la inflación a las metas, no solo por el impacto positivo en el consumo (toda vez que los salarios reales crezcan) sino también debido a la presión en costos que genera para las empresas. Esto es particularmente relevante para la inflación de los servicios, ítem de la canasta de consumo con una elevada ponderación, cuyos costos de producción dependen más de los salarios y que, como consecuencia, suele percibir altos grados de persistencia.

A pesar del crecimiento observado en los salarios nominales, estos han aumentado menos que la inflación, lo que se refleja en caídas en los salarios reales (**Figura 4**). Como consecuencia de este hecho y en línea a lo mencionado en el párrafo anterior, se esperaría que el consumo pierda dinamismo hacia adelante, a medida que el poder adquisitivo de los asalariados vaya cayendo en economías desarrolladas. Sin embargo, considerando el nivel de estrechez actual de los mercados laborales, es posible los salarios reales y, consecuentemente, nominales recuperen parte del terreno perdido en lo venidero, dificultando y ralentizando la convergencia inflacionaria en estas economías.

Figura 1: Vacantes por desempleado
(desvío respecto a promedio 1q.15-4q.19)

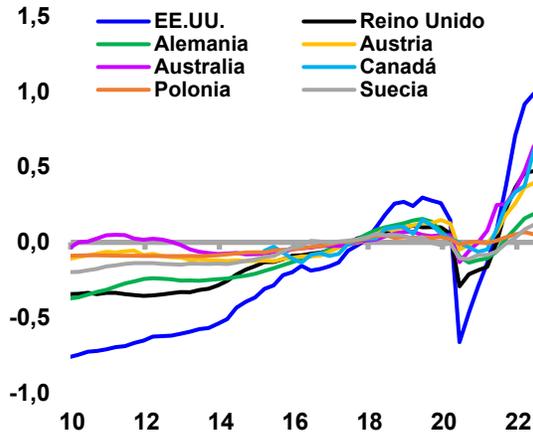


Figura 2: Tasa de desempleo
(desvío respecto a promedio 1q.15-4q.19)

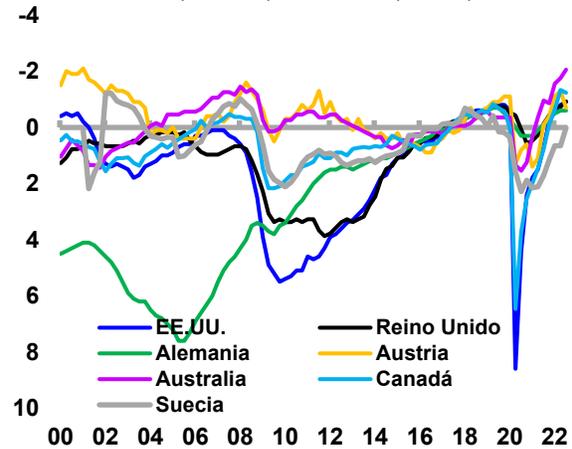


Figura 3: Salarios nominales
(variación anual, porcentaje, pm4t)

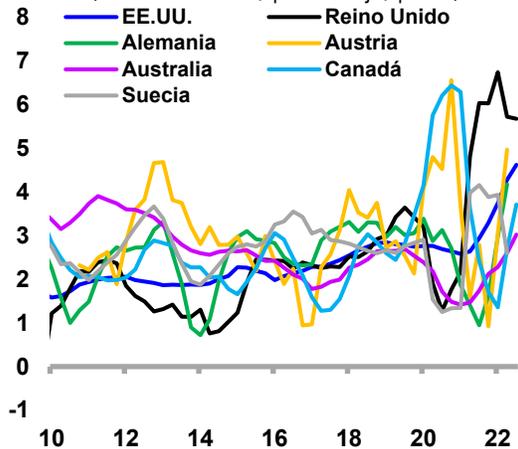
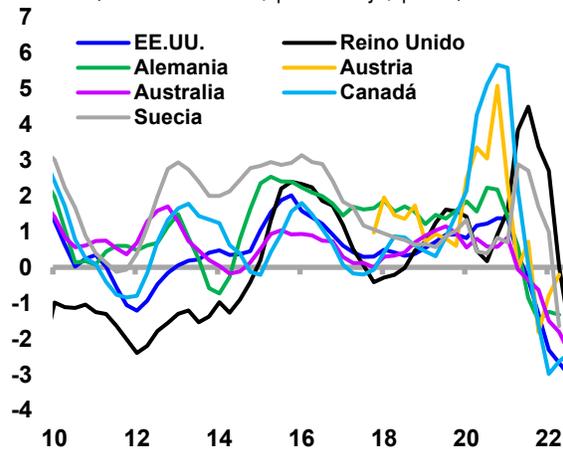


Figura 4: Salarios reales (*)
(variación anual, porcentaje, pm4t)



(*) Salarios reales contruidos como los salarios nominales deflactados por el IPC.

2.2 Factores que explican la estrechez de los mercados laborales

La elevada estrechez en el mercado laboral de economías desarrolladas en la actualidad es un tema de discusión en la literatura. Esta discusión se produce, en parte, porque el cociente entre vacantes y desempleados se ubica en niveles históricamente elevados inclusive para lo que la relación histórica con la actividad económica sugiere (Figura 5 a 8).

La literatura enumera distintas posibles explicaciones a este fenómeno, aunque la evidencia aún no es concluyente para discernir entre ellas. Los cambios sectoriales provocados por la pandemia podrían haber generado un *mismatch* entre los *skills* disponibles y los *skills* demandados por empresas. Si bien esta explicación

ganó relevancia al comienzo de la pandemia, Duval et al. (2022) ² estima este efecto sería limitado y menor al previsto en los inicios del Covid-19. De hecho, aunque con distinta intensidad, el número de vacantes ha aumentado transversalmente en los distintos sectores de Estados Unidos, sugiriendo un nivel de estrechez laboral que – con distinta intensidad – es relevante para todos los sectores.

Figura 5: PIB gap y V/U – Estados Unidos
(logaritmo natural)

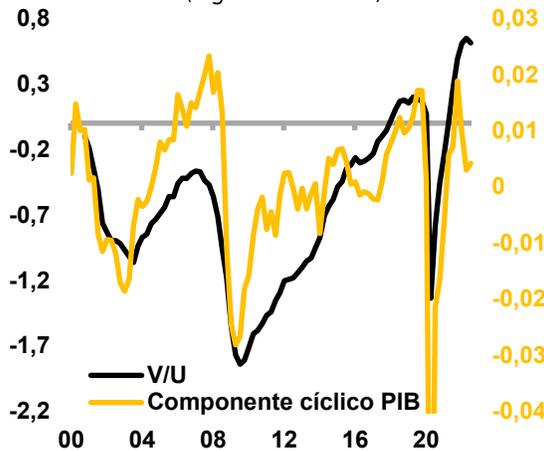


Figura 6: PIB gap y V/U – Reino Unido
(logaritmo natural)

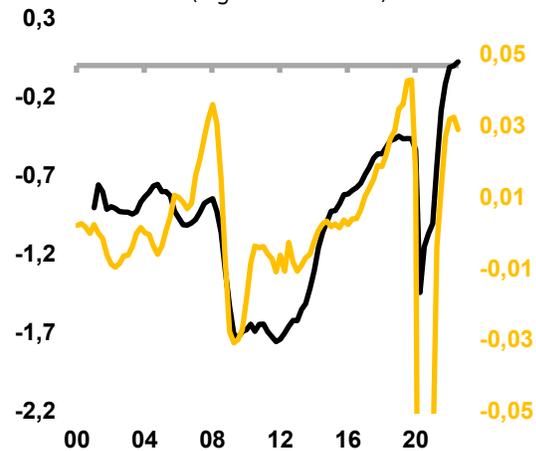


Figura 7: PIB gap y V/U – Alemania
(logaritmo natural)

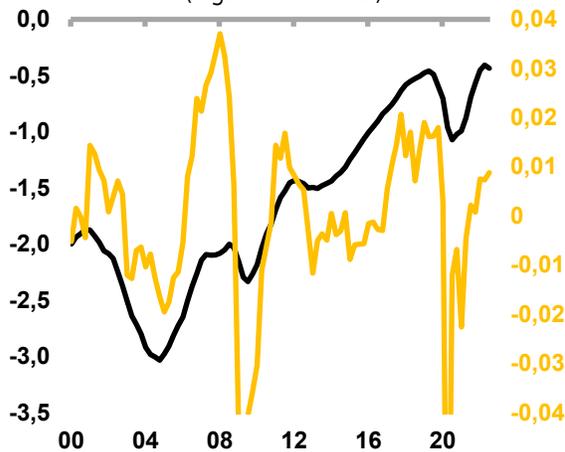
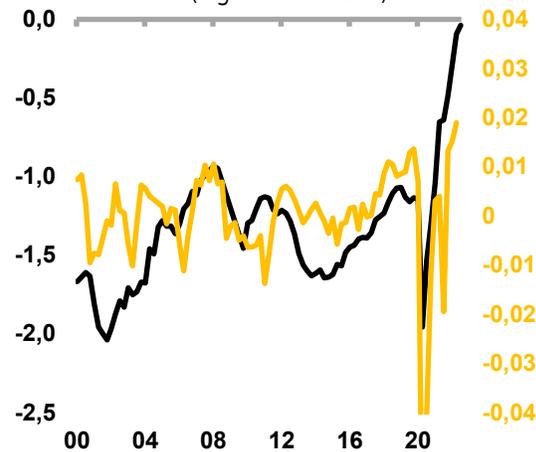


Figura 8: PIB gap y V/U – Australia
(logaritmo natural)



Nota: componente cíclico del PIB se extrajo utilizando filtro HP. Fuente: OECD, Bloomberg.

Otra de las posibles explicaciones analizadas por la literatura se relaciona con el no retorno de los trabajadores a la oferta laboral. Esto tiene que ver con los distintos motivos que alejaron a los trabajadores de la oferta laboral (miedo a infectarse, restricciones de los gobiernos, retiro anticipado, etcétera) y están previniendo que estos retornen rápidamente a esta. Lo anterior habría afectado especialmente a trabajadores poco cualificados, y dentro de este grupo, ancianos y mujeres (especialmente madres). Tras las aperturas y la adaptación de las

² Duval, R. A., Ji, Y., Li, L., Oikonomou, M., Pizzinelli, C., Shibata, I., Sozzi, A., & M. Tavares, M. (2022). *Labor Market Tightness in Advanced Economies*, *Staff Discussion Notes*, 2022.

economías a la circulación del virus, esta hipótesis ha ido perdiendo fuerza, aunque aún podría ser relevante en algunas economías.

Por último, y relacionada con los factores anteriores, es posible que la pandemia haya ocasionado un cambio en las preferencias laborales de trabajadores, quienes ahora desearían trabajar en sectores distintos a los previos, en particular; con mayor prevalencia de teletrabajo o menor contacto. Al igual que el primer fenómeno, esto generaría un desajuste entre lo que las empresas buscan y lo que los trabajadores están dispuestos a hacer. Si bien existe evidencia que sugiere un cambio en las preferencias de los trabajadores (Duval et al., 2022), existe poco respaldo de que este sea un factor relevante para explicar la aparente desconexión entre la recuperación económica post pandemia y los niveles de estrechez actuales del mercado laboral.

2.3 Evidencia empírica: estimación econométrica

En esta sección se describe la metodología utilizada para analizar la relación entre estrechez del mercado laboral, la inflación pasada y el crecimiento de los salarios nominales utilizando datos para economías desarrolladas desde el 2000 hasta la actualidad. Para lo anterior, se realizan estimaciones de datos de panel, con efecto fijo por país y errores *clusterizados* por país. La ecuación por estimar es la siguiente:

$$w_{i,t} = \alpha_i + \beta_0 w_{i,t-1} + \beta_1 (V/U)_{i,t} + \beta_2 \pi_{i,t-4} + \beta_3 [(V/U)_{i,t} * \pi_{i,t-4}] + \varepsilon_{i,t}$$

Donde *i* se refiere al país y *t* al tiempo; $w_{i,t}$ corresponde a la variación trimestral de los salarios nominales; α_i es el efecto fijo por país; $(V/U)_{i,t}$ es el cociente de vacantes por desempleados; y $\pi_{i,t-4}$ es el cuarto rezago de la variación trimestral del IPC en promedio móvil de cuatro trimestres. La interacción entre el cociente de vacantes y desempleados y la inflación pretende capturar el efecto que la mayor estrechez del mercado laboral tiene en el grado de traspaso de la mayor inflación a los salarios nominales³. Así, se analiza si la estrechez del mercado laboral tiene un efecto directo en los salarios nominales (β_1) y otro indirecto vía su impacto en el grado de traspaso de inflación a salarios nominales (β_3).

La muestra incluye a seis países seleccionados en base a la disponibilidad de datos, siendo una restricción relevante que la medida de salarios fuera "salarios por hora". De esta manera, los países incluidos son: Alemania, Australia, Austria, Canadá, Estados Unidos y Suecia, y el periodo de estimación va desde el primer trimestre de 2000 hasta el tercer trimestre de 2022⁴.

Los resultados de la estimación se muestran en la **Tabla 1**. En general, todos los coeficientes tienen el signo esperado⁵ y son robustos a la inclusión del crecimiento de la productividad (columnas 3 y 4)⁶. Al estimar el panel para el periodo previo a la pandemia (columnas 1 y 2) se observa que ni la estrechez del mercado laboral ni la inflación pasada se relacionan de manera significativa con el crecimiento salarial. No obstante, el coeficiente asociado a la interacción de estas dos variables es positivo y significativo, lo que indica que el traspaso desde la inflación a los salarios sólo es relevante para estas economías en un contexto de elevada estrechez del

³ La interpretación de este coeficiente es contraria a lo que sugiere la intuición económica en contextos de inflaciones negativas. Sin embargo, en menos del 20% de la muestra la inflación toma valores negativos. Más aún, los resultados son robustos al incluir una *dummy* que controla sólo por variaciones positivas de inflación.

⁴ Para cada país, disponibilidad de datos es distinta, por lo que panel no es balanceado.

⁵ Si bien el rezago de la variable dependiente tiene signo negativo, como la constante más los efectos fijos país tiene un valor relativamente alto, el signo negativo no indica que crecimientos positivos de los salarios son seguidos por crecimiento negativos de estos. Los resultados de esta tabla son robustos a la exclusión de la variable dependiente rezagada un periodo y también a la estimación usando la metodología Arellano-Bond.

⁶ Medida de productividad calculada por la OCDE, en variación trimestral y promedio móvil cuatro trimestres.

mercado laboral. Al incluir el periodo de pandemia y post pandemia a la estimación (columnas 3 y 4) el resultado anterior se mantiene, pero el efecto directo de la estrechez del mercado laboral en los salarios gana significancia.

De esta manera, la evidencia presentada en esta sección sugiere que la estrechez del mercado laboral podría gatillar mayores reajustes salariales y dificultar la convergencia inflacionaria en periodos de elevada inflación ya que, ante la mayor estrechez del mercado laboral, el traspaso de la mayor inflación a los salarios nominales aumenta.

Tabla 1: Variable dependiente crecimiento trimestral de los salarios nominales

	(1)	(2)	(3)	(4)
	1q.2000- 4q.2019	1q.2000- 4q.2019	1q.2000- 3q.2022	1q.2000- 3q.2022
W (t-1)	-0.37*** (0.09)	-0.37*** (0.08)	-0.40*** (0.07)	-0.40*** (0.07)
V/U	0.33 (0.35)	0.35 (0.30)	0.41** (0.12)	0.39** (0.13)
π (t-4)	-0.00 (0.07)	0.01 (0.05)	0.07 (0.12)	0.06 (0.12)
(V/U) * π (t-4)	0.46** (0.13)	0.43** (0.14)	0.26** (0.07)	0.28** (0.07)
Productividad laboral		0.11 (0.08)		0.09 (0.08)
Constante	0.74*** (0.11)	0.70*** (0.09)	0.71*** (0.08)	0.69*** (0.08)
Observaciones	285	285	345	345
R2 ajustado	0.14	0.14	0.17	0.17
Países	6	6	6	6
EF país	SI	SI	SI	SI

Errores estándar robustos en paréntesis

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

3. Comportamiento reciente del mercado Laboral en Chile

Esta sección describe las variables construidas y utilizadas para analizar el mercado laboral chileno, así como las principales conclusiones que se extraen de su comportamiento reciente.

3.1 Datos y construcción de variables

3.1.1 Flujos de empleo

Para la construcción de los flujos del mercado del trabajo y los índices salariales se utilizan datos administrativos provistos por la Superintendencia de Pensiones (SP) y que se encuentran asociados a la Administradora del Fondo de Cesantía (AFC). Estos datos registran mensualmente las cotizaciones hechas a los fondos de cesantía de los trabajadores, y sus relaciones laborales con empleadores. La ventana de tiempo que abarcan los datos usados va desde junio 2010 a julio 2022, aunque el análisis se centra en el período enero 2016 – julio 2022.

Se contabiliza cada mes a las personas ocupadas. Este grupo está constituido por aquellos trabajadores que poseen al menos una relación laboral reportada durante un mes. Si poseen relaciones laborales con más de una firma, sólo se considera a las que llevan más tiempo vinculadas. Si el tiempo de vinculación es el mismo para todas sus relaciones laborales, se preserva la relación que reporta los mayores ingresos mensuales. Si aun así no hay diferencias, se elige una de las relaciones al azar como la relación asignada.

Además de tener los totales de ocupados, se registra el número de trabajadores que cambian de empleador de un mes a otro y el número de trabajadores que se mantienen dentro de una misma relación laboral de un mes al otro.

Basados en estas mediciones, se crean las siguientes tasas mensuales de transiciones laborales:

- EE' (ocupación a ocupación con otro empleador): Esta tasa responde a la siguiente fórmula:

$$EE' = \frac{(E \rightarrow E')_{t-1,t}}{0,5 \times (E_t + E_{t-1})}$$

donde $(E \rightarrow E')_{t-1,t}$ corresponde al número de personas que se encontraban ocupadas en $t - 1$ y que pasaron a estar ocupadas con otro empleador en t .

- EE (ocupación a ocupación con mismo empleador): Esta tasa responde a la siguiente fórmula:

$$EE = \frac{(E \rightarrow E)_{t-1,t}}{0,5 \times (E_t + E_{t-1})}$$

donde $(E \rightarrow E)_{t-1,t}$ corresponde al número de personas que se encontraban ocupadas en $t - 1$ y que permanecieron ocupadas con el mismo empleador en t .

A cada una de estas series se les aplica una media móvil de 12 meses para suavizar sus cambios y removerles componentes estacionales.

3.1.2 Medida de estrechez

Como se describe en la sección 2, una de las medidas estándar de estrechez del mercado laboral es la ratio entre el número de vacantes (V_t) y el número de desempleados (U_t), $\theta_t \equiv V_t / U_t$. En Chile, no se cuenta con una estimación de V_t , sin embargo, el Banco Central de Chile publica el Índice de Avisos Laborales de Internet (IALI) que mide el nivel de avisos laborales en al menos dos de los portales de empleo en Internet más grandes en el país. Con esto no es posible medir el nivel de V_t , pero sí su variación. La serie de U_t es la publicada en el sitio de estadísticas del Banco.

Se hacen dos supuestos claves para entender la variación en la estrechez del mercado laboral. Primero, se asume que el número de vacantes en IALI es una fracción constante del universo de vacantes. Segundo, que el IALI considera avisos y no vacantes, por ende, se asume que el número de vacantes por aviso en promedio se mantiene constante. Con estos supuestos se computa:

$$d \log \theta_t = d \log IALI_t - d \log U_t$$

donde las diferencias son en 12 meses. Es decir, $d \log X_t \equiv \log X_t - \log X_{t-12}$. Alternativamente, también se puede medir la variación respecto a algún promedio histórico. En particular, se consideran variaciones respecto al promedio 2017-2018.

Con esta medida es posible identificar si el mercado laboral está más o menos estrecho respecto al mismo mes en el año anterior. Cuando $d \log \theta_t > 0$ (< 0) decimos que el mercado está más (menos) estrecho. Por

ejemplo, si se está midiendo la variación interanual y $d \log \theta_t > 0$, esto significa que en t hay más vacantes por desempleado de las que había en $t - 12$. Sin embargo, esto no implica que el mercado esté más estrecho que el mercado laboral de otro país o respecto a su propio nivel histórico.

3.1.3 Salarios de trabajadores

La información usada para la generación de los índices salariales también se recoge desde los datos administrativos asociados a la AFC. En este caso se hace uso de los ingresos laborales mensuales que se infieren de las cotizaciones que los trabajadores hacen al fondo mes a mes. Al ser la cotización un 3% del ingreso imponible mensual del trabajador, el ingreso imponible mensual se obtiene mediante la siguiente fórmula:

$$\text{Ingreso}_t = \frac{\text{Cotización}_t}{0,03}$$

donde t representa el mes en curso. Así, la medida salarial corresponderá a este ingreso laboral mensual; para evitar problemas de sesgo debido a la existencia de un tope en los ingresos imponibles, se eliminan de la muestra a los trabajadores cuyos ingresos se encuentran por encima de este valor.

Tal como en el caso de los flujos laborales, se asocia a cada trabajador con sólo una relación laboral por período. En este sentido, se aplicarán los mismos criterios usados en la sección anterior para discriminar entre las relaciones laborales de un individuo dentro de un mes. La razón por la cual no se incluyen todas las relaciones laborales de un trabajador es que se quiere asociar los cambios salariales observados al hecho de cambiar de empleador o a quedarse dentro de la misma relación. El permitir múltiples relaciones por período vuelve engorroso este análisis. Además de esta restricción, se considera sólo a los trabajadores cuya edad se encuentra entre los 25 y los 55 años a modo de no incluir cambios salariales asociados a períodos de entrada al mercado laboral desde la etapa educacional del individuo o a períodos de salida del mercado laboral asociados a la jubilación, los cuales no corresponderían a movimientos cíclicos de ingresos para trabajadores insertos establemente en la fuerza laboral. La inclusión de estos últimos podría llevar a subestimar las medidas de tendencia central de la distribución de cambios salariales por mes, ya que una persona que cuenta con dos reportes censurados consecutivos registrará un cambio salarial nulo, cuando puede ser el caso de que este haya sido de una magnitud relevante.⁷

Definimos dos grupos de análisis. El de las personas que cambian de empleo en un mes, y el de las que permanecen con el mismo empleador. En el caso de las personas que cambian de empleo, se exige que hayan permanecido al menos 12 meses en su relación laboral anterior, a fin de poder calcular una tasa de variación anual que sea comparable con la que se obtenga para los que se mantienen dentro del mismo empleo. Además, en el tránsito a un nuevo empleo, se intentan identificar quiebres que uno razonablemente pueda llamar voluntarios. Se realiza dicha identificación mediante la consideración de las siguientes causales de quiebre de relación como razones voluntarias: sin causal, acuerdo, mutuo acuerdo entre las partes y renuncia del trabajador

⁷ Es común observar en los datos que los salarios percibidos por el trabajador al comienzo y al final de una relación laboral son más bajos que los más frecuentes/usuales dentro de una misma relación laboral. Este fenómeno puede deberse a que cuando se genera una nueva relación laboral, la fecha de inicio del nuevo empleo puede ser dentro del mes, lo que causa que el último pago asociado a la relación laboral vieja y el primero asociado a la nueva sean proporcionales al tiempo trabajado durante ese período, el cual es inferior al usual. A fin de evitar este tipo de distorsiones, cuando se computa el cambio salarial de las personas que cambian de empleador en un mes t , se compara el salario percibido en la relación anterior en el mes $t - 1$ con el salario percibido en la relación nueva en $t + 1$. Si el trabajador sólo permaneció un mes en una relación laboral, se remueve a ese trabajador del análisis.

con previo aviso de al menos 30 días al empleador. Toda causal distinta a las recién mencionadas se considera como involuntaria y no entrará en el análisis.

Análogo a lo estipulado para los que cambian de empleo, se restringe la muestra de los que permanecen en una misma relación laboral a aquellos trabajadores que llevan al menos 12 meses dentro de una misma relación laboral y siguen dentro de ella al mes siguiente.

Finalmente, se calcula la tasa de crecimiento de los salarios nominales y reales. Estos últimos se computarán en base al salario nominal deflactado por el Índice de Precios al Consumidor (IPC). La fórmula de cálculo para ambas medidas es la que sigue:

$$g_{sal,t} = 100 \times \frac{(\text{Salario}_t - \text{Salario}_{t-12})}{\text{Salario}_{t-12}}$$

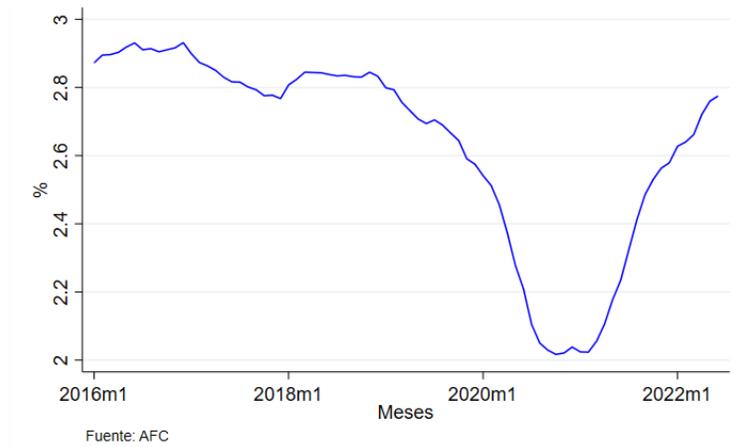
donde $g_{sal,t}$ es la tasa de crecimiento en puntos porcentuales.

3.2 Flujos laborales: evidencia 2016-2022

En esta sección se ilustra la evolución de las tasas de transición de empleo a otro empleo y de mantención del empleo desde enero de 2016 hasta junio de 2022. La Figura 9 grafica el promedio móvil de la medida EE'_t descrita en la Sección 3.1. Como se puede apreciar ahí, la tasa de cambio de empleo históricamente ha fluctuado de manera estable en torno a un 2,9%, lo que implica que, del total de gente empleada, un 2,9% cambia de empleador voluntariamente. Ya a fines de 2019 esta tasa empieza a caer sostenidamente, para luego disminuir significativamente durante el segundo trimestre de 2020, ubicándose en 2% durante los momentos más duros de la crisis. En 2021, con la reapertura de la economía, la probabilidad de transición se recupera, y de manera tan brusca como descendió en el segundo trimestre de 2020. A mediados de 2022 la tasa de cambio de empleo está prácticamente en niveles históricos, ubicándose levemente por debajo del 2,8%.

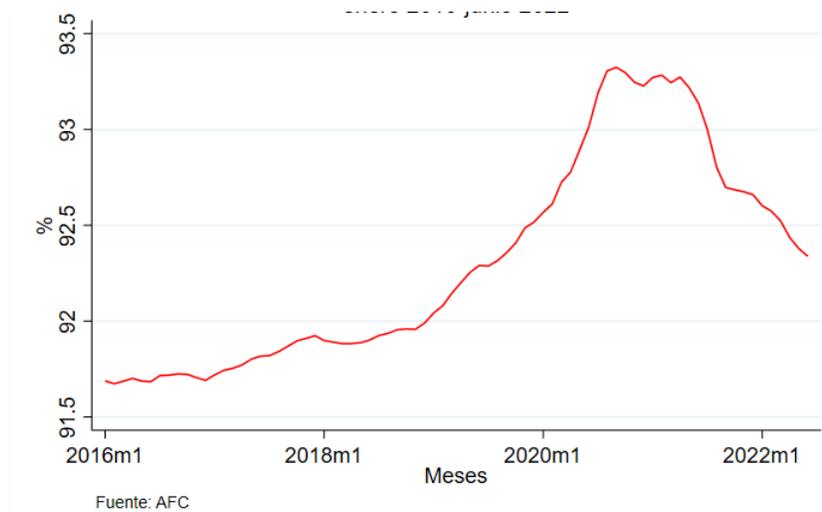
En la Figura 10, que grafica la media móvil de EE_t , se observa que poco más de un 91% de las personas empleadas se mantiene dentro de la misma relación laboral de un mes a otro. Esta tasa muestra una tenue tendencia al alza desde el comienzo del período bajo análisis, la cual se acelera desde 2019 ganando aún más velocidad con la llegada de la pandemia, llegando a ubicarse en un máximo ligeramente por debajo de 93,5%. La tasa desciende bruscamente del máximo registrado en 2021, con la reapertura de la economía. Este proceso continúa a un ritmo similar en 2022, ubicándose en valores similares a los registrados previo a la pandemia (92,5 %), pero aún por encima del promedio para los años 2016-2019 ($\approx 91,8\%$).

Figura 9: Tasa mensual de cambio de empleo, media móvil de 12 meses



Nota: En el gráfico se muestra la media móvil de 12 meses de la tasa mensual de cambio del empleo, definida en la Sección 3.1, en puntos porcentuales para el período comprendido entre enero 2016 y junio de 2022.

Figura 10: Tasa mensual de mantención del empleo, media móvil de 12 meses



Nota: En el gráfico se muestra la media móvil de 12 meses de la tasa mensual de mantención del empleo, definida en la Sección 3.1, en puntos porcentuales para el período comprendido entre enero 2016 y junio de 2022.

3.3 Nivel de estrechez del mercado laboral chileno

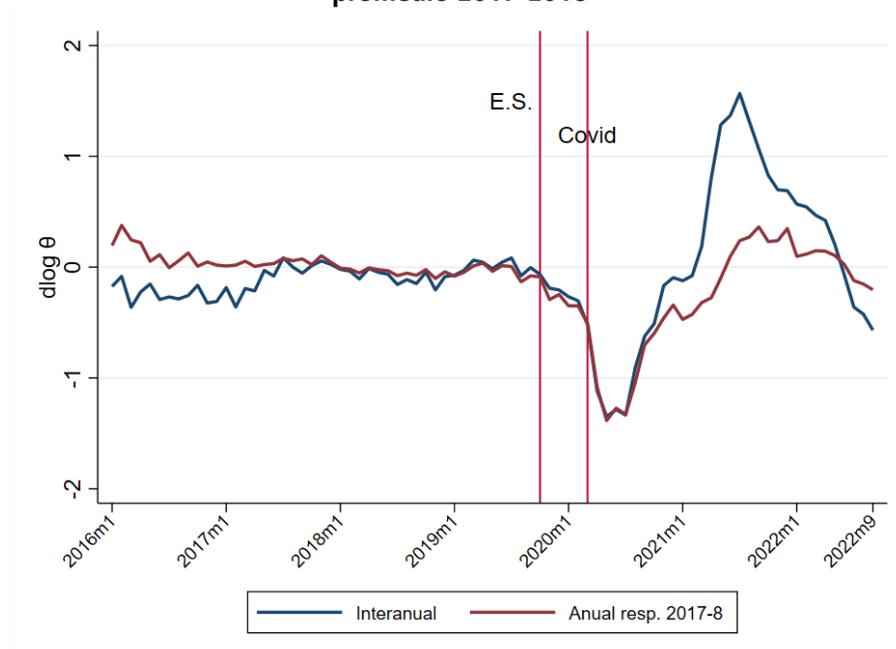
En esta sección se analiza la variación en la estrechez del mercado laboral, junto con la conexión que tiene ésta con otras medidas laborales reales en la economía. La Figura 11 muestra la variación de la estrechez del mercado laboral en Chile desde enero de 2016 a septiembre de 2022 medida a través de lo descrito en la Sección 3.1. La línea roja corresponde a la variación interanual y la línea azul a la variación respecto al mismo promedio entre 2017 y 2018.

Se puede ver que hasta el Estallido Social (ES) de octubre de 2019, las variaciones en la estrechez habían sido acotadas. Sin embargo, desde entonces, y en especial desde el inicio de la pandemia, el mercado laboral se

torna notoriamente menos estrecho durante buena parte de 2020 e inicios de 2021. Es posible apreciar que recién a mediados de 2021 se vuelve a un nivel de estrechez similar al del período pre-pandemia (línea roja), lo que se debe en gran parte a la fuerte recuperación en 2021 respecto a 2020 (línea azul). Finalmente, se observa cómo desde el tercer trimestre de 2022, el mercado laboral chileno ha ido aumentando sus holguras respecto a igual mes en 2021 y a su promedio histórico.

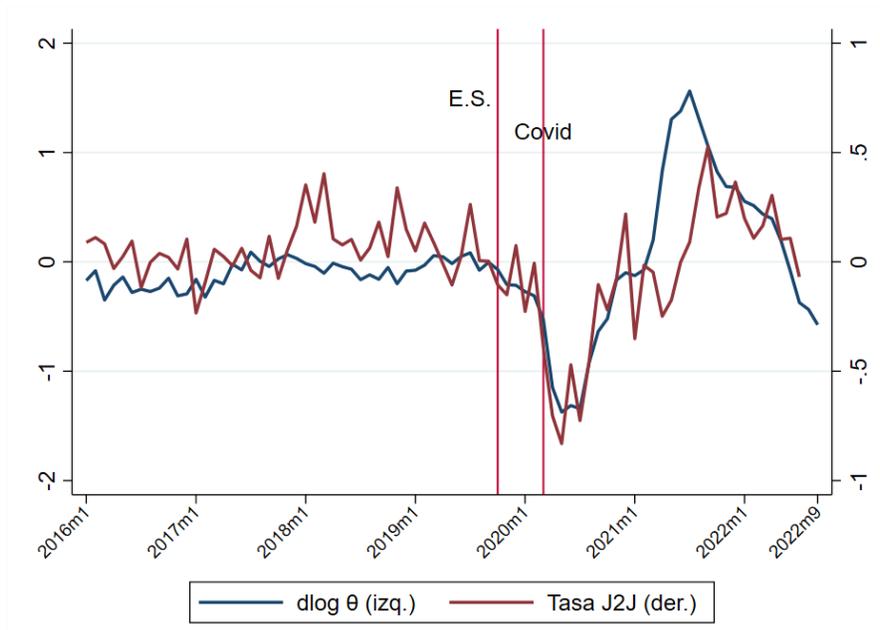
Los flujos en el mercado laboral deberían tener un correlato con la estrechez en el mismo. Para analizar ello, se toma la diferencia interanual de la medida descrita en la Sección 3.1 y se compara con la variación interanual de la medida de estrechez del mercado laboral. La Figura 12 grafica ambas series, donde se observa un alto nivel de correlación entre ambas medidas. En particular, el componente cíclico de la tasa de transición de empleo a otro empleo con la medida de variación de estrechez tiene una correlación significativa de 0,60 para toda la muestra, siendo ésta 0,36 previo a la pandemia y 0,76 desde entonces.

Figura 11: Variación de la estrechez del mercado laboral, variación interanual y respecto a promedio 2017-2018



Nota: En el gráfico se muestran las variaciones de las medidas de estrechez laboral según lo descrito en la Sección 3.1. La línea azul es la variación interanual y la línea roja la variación respecto al mismo mes promedio de 2017-2018

Figura 12: Variación de la estrechez del mercado laboral y tasa J2J



Nota: La línea azul corresponde a la variación interanual de la medida de estrechez del mercado laboral según lo descrito en la Sección 3.1. La línea roja corresponde a la diferencial interanual de la tasa de transición de empleo a empleo según lo descrito en la Sección 3.1.

3.4. Salarios

En esta sección se caracteriza la evolución de la tasa de crecimiento de los salarios nominales y reales para las personas que cambian de empleo y las que permanecen en el mismo puesto de trabajo durante el período enero 2016 - julio 2022.

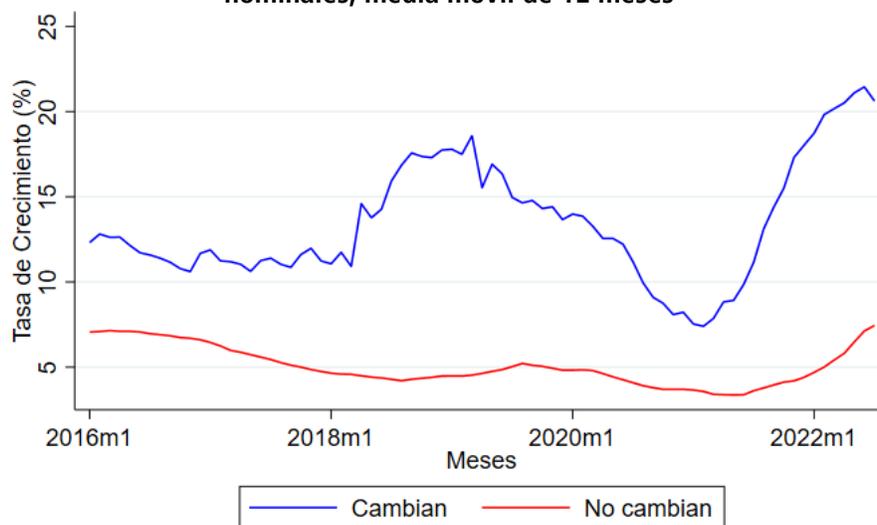
Como se puede ver en la Figura 13, existen importantes diferencias en la evolución de la tasa de crecimiento para aquellos que se cambian de empleo con respecto a los que lo conservan. En primer lugar, la tasa de crecimiento es consistentemente más alta, en aproximadamente 7 puntos porcentuales, para los que se cambian de empleo respecto a los que permanecen dentro de la misma relación laboral. Segundo, la volatilidad de las tasas de crecimiento también tiende a ser más elevada para los que se cambian que para los que permanecen. Tercero, existen episodios donde la brecha en tasas de crecimiento tiende a acrecentarse y otros en los que parece estrecharse.

En los períodos 2018-2019 y segundo semestre 2021- primer semestre 2022 la brecha en el comportamiento de los salarios entre los que cambian de trabajo y los que permanecen tiende a acrecentarse, mientras que en el año 2016 y 2020-primer semestre 2021 la brecha tiende a estrecharse. Dado el estado de la economía en cada uno de los períodos mencionados, es posible hipotetizar que la brecha parece acrecentarse en períodos de expansión y a reducirse en períodos de contracción. Una interpretación que usualmente se otorga para este tipo de fenómeno es que los salarios de las personas que se cambian de trabajo son un mejor reflejo de un mercado laboral de precios "flexibles", por lo que el crecimiento del salario de este grupo tiende a ser más reactivo al cambio en las condiciones económicas que el salario de las personas que se quedan en el mismo empleo, las cuales pueden estar bajo condiciones contractuales que estipulan que la renegociación salarial aún no debe

tener lugar. Notablemente, a julio de 2022, la tasa de crecimiento de los salarios nominales se encuentra aún muy por encima del promedio histórico tanto para los que se cambian de empleo (20% vs. $\approx 15\%$) como para los que permanecen en la misma relación (8% vs. $\approx 6\%$).

Cuando se observa los salarios reales se pueden apreciar más diferencias entre el comportamiento de la tasa de crecimiento salarial de los dos grupos. En primer lugar, la tasa de crecimiento de los que se quedan en el mismo puesto de trabajo es sumamente estable y ronda el 3% anual para el período 2016-2018. En segundo lugar, la tasa de crecimiento para los que se cambian, tal como en el caso de los salarios nominales, es sustantivamente mayor (10%) y más volátil que la de los que se quedan en el mismo empleo. Tercero, la tasa de crecimiento de los salarios reales para los que preservan su empleo muestra un deterioro secular desde la segunda mitad de 2019, que se vuelve algo menos agudo desde la segunda mitad de 2020, pero que entra decididamente en terreno negativo a partir del cuarto trimestre de 2021, para no mostrar signos de recuperación. Cuarto, la evolución de la tasa de crecimiento de los que se cambian sigue de manera más estrecha la posición del ciclo, ubicándose en valores bajo la tendencia cuando golpea la pandemia, pero en valores superiores a la tendencia cuando la economía se recupera. Sin embargo, existe un proceso de reversión a la tendencia que se observa desde finales de 2021, causando que la tasa de crecimiento vuelva a niveles promedio históricos para julio de 2022.

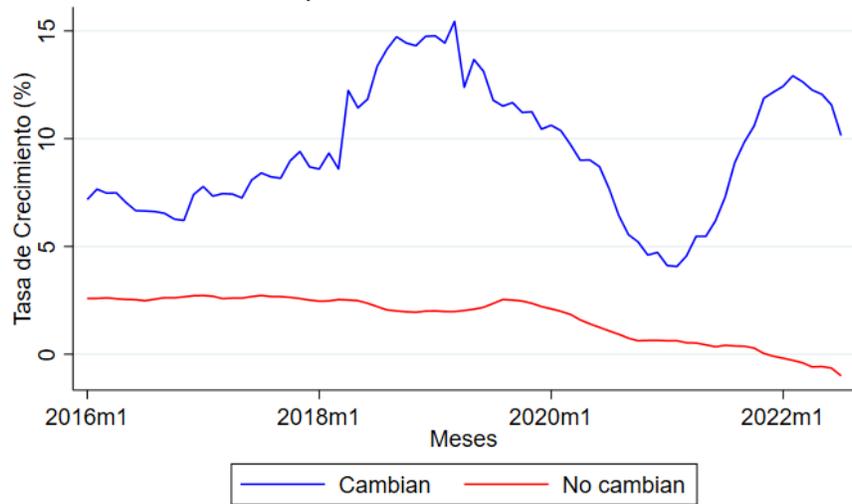
Figura 13: Variación de la mediana de la distribución del crecimiento anual de los salarios nominales, media móvil de 12 meses



Fuente: AFC

Nota: En el gráfico se muestra la media móvil de 12 meses de la mediana de la distribución mensual de las variaciones interanuales del crecimiento de los ingresos laborales nominales mensuales, las cuales se construyen en base a la metodología expuesta en la Sección 3.1. Se consideran dos grupos: los que cambian de empleo (línea azul) y los que permanecen en el mismo empleo (línea roja). El período en cuestión corresponde a enero 2016 hasta julio de 2022.

Figura 14: Variación de la mediana de la distribución del crecimiento anual de los salarios reales, media móvil de 12 meses



Fuente: AFC

Nota: En el gráfico se muestra la media móvil de 12 meses de la mediana de la distribución mensual de las variaciones interanuales del crecimiento de los ingresos laborales reales mensuales, las cuales se construyen en base a la metodología expuesta en la Sección 3.1. Se consideran dos grupos: los que cambian de empleo (línea azul) y los que permanecen en el mismo empleo (línea roja). El período en cuestión corresponde al que va desde enero 2016 a julio de 2022.

4. Indexación de salarios a precios en Chile

Con el objetivo de analizar la indexación de los salarios a la inflación pasada en los últimos años en esta sección se estima el efecto marginal de la inflación en la tasa de crecimiento de los salarios nominales y se compara este efecto en distintos periodos. Si la indexación fuera completa, el coeficiente estimado debería ser estadísticamente no menor a uno, y sugeriría una más lenta convergencia inflacionaria.

4.1 Datos y Estadística Descriptiva

Para el análisis presentado en esta sección, se usan los datos de la Sociedad Administradora de Fondos de Cesantía de Chile (AFC), que contiene datos de ingresos laborales en frecuencia mensual del universo de empleos formales con alrededor de 3 meses de rezago.⁸ Estos datos permiten realizar estimaciones de panel que relacionan el cambio de salarios nominales con la inflación, controlando por efectos fijos a nivel trabajador-firma. La variable de tasa de crecimiento anual de los salarios nominales se define de la siguiente manera:

$$y_{i,f,t} = \log(w_{i,f,dic,t}) - \log(w_{i,f,dic,t-1})$$

Se toman en cuenta solo las observaciones correspondientes a diciembre de cada año. La idea es que cualquier cambio de salarios debido a indexación por inflación durante el año debe estar reflejado en el crecimiento del

⁸ Los ingresos reportados en AFC tienen un valor máximo que corresponde al tope imponible, que en 2022 es de 81,6 UF.

salario en diciembre.^{9,10} Es importante recalcar que la tasa de crecimiento solo es calculada si entre esos dos periodos el trabajador se encuentra en la misma firma a modo de evitar los cambios de nivel en el salario por saltar de una firma a otra.

Tabla 2: Crecimientos anuales promedio por año: Salarios nominales

Año	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
Todos los trabajadores								
Media	0.086	0.079	0.073	0.074	0.062	0.058	0.107	0.148
Trabajadores que están todos los años en la misma firma								
Media	0.100	0.082	0.059	0.061	0.050	0.039	0.090	0.118

Las Tablas 2 y 3 muestran la evolución del promedio de las tasas de crecimiento de los salarios nominales y reales en el periodo 2015-2022, respectivamente. Se puede observar que el promedio de la tasa de crecimiento de los salarios reales ha experimentado una caída significativa en el periodo 2019-2022, con una caída más marcada para las personas que no cambiaron de trabajo. Tal como se mencionó anteriormente, este promedio solo considera a las personas que se mantuvieron en la misma firma al menos 12 meses.

Tabla 3: Crecimientos anuales promedio por año: Salarios reales

Año	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
Todos los trabajadores								
Media	0.042	0.053	0.051	0.048	0.032	0.028	0.035	0.032
SD	0.362	0.373	0.373	0.377	0.393	0.399	0.407	0.405
Trabajadores que están todos los años en la misma firma								
Media	0.056	0.055	0.036	0.036	0.020	0.009	0.018	0.002
SD	0.284	0.268	0.253	0.268	0.298	0.299	0.290	0.312

La Tabla 4 muestra que el porcentaje de personas que experimentaron una caída en la tasa de crecimiento de los salarios pasó de alrededor de 35% en el periodo pre-COVID a 50% en el 2022. En el Anexo se observan los histogramas con la distribución de la tasa de crecimiento real de los salarios en distintos años. Se puede distinguir cómo la masa se ha ido distribuyendo hacia la izquierda.

Tabla 4: Porcentaje de tasas de crecimiento negativas por año

Año	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
Todos los trabajadores								
%	37 %	33 %	36 %	35 %	42 %	42 %	51 %	50 %
Trabajadores que están todos los años en la misma firma								
%	35 %	31 %	35 %	34 %	43 %	44 %	53 %	56 %

⁹ En la Sección 4.2 se explica el fundamento detrás de esta especificación.

¹⁰ Para el año 2022 se toman en cuenta las tasas de crecimiento de mayo, que es el último mes con observaciones en la base de datos.

4.2 Modelo Económico

Entre otras cosas, la caída en la tasa de crecimiento de los salarios reales puede venir explicada por: (i) una caída en la tasa de crecimiento de los salarios nominales por razones ajenas a la indexación (como por ejemplo una caída en la productividad agregada), (ii) una menor indexación de los salarios nominales a la inflación en los últimos años o (iii) una combinación de (i) y (ii). Con la idea de separar estos efectos, se plantea un modelo de regresión para estudiar cambios temporales en la tasa de crecimiento promedio de los salarios nominales y cambios en el efecto marginal de inflación a la tasa de crecimiento de los salarios nominales.

Un primer paso en este análisis es encontrar la tasa de inflación que las firmas utilizan para indexar a sus trabajadores. En principio, el mes y la tasa de inflación que usan las firmas para indexar los salarios puede variar entre firmas y son datos que no se conocen. En general, las firmas ajustan por inflación en promedio una vez al año, pero cada firma realiza este ajuste en un momento diferente del año y considerando diferentes inflaciones. Para determinar la inflación con la que las firmas ajustan "en promedio", se lleva a cabo una metodología de "model selection" donde el modelo estadístico considera un conjunto de inflaciones anuales de cada mes en el año (incluyendo también inflaciones futuras) y selecciona la inflación anual que tiene mayor correlación con la tasa de crecimiento de los salarios nominales en diciembre.¹¹ El mes elegido por el modelo estadístico para este ejercicio es julio del año corriente.

Una vez hemos encontrado la inflación más probable con la cual las firmas ajustan los salarios, se estima el siguiente modelo de regresión:

$$y_{i,f,t} = \beta_0 \alpha_{i,f} + dummy + \beta_1 inflation_{julio,t} + \beta_2 inflation_{julio,t} dummy + \varepsilon_{i,f,t}$$

Donde la variable $y_{i,f,t}$ está definida como en la ecuación descrita en la sección anterior, $inflation_{julio,t}$ representa la inflación anual en julio del año t y $\alpha_{i,f}$ es un efecto fijo por trabajador-empresa. La inclusión de este efecto fijo controla por heterogeneidad individual en la tasa de crecimiento de los salarios de cada par firma-trabajador. Es importante destacar que la idea del ejercicio es explorar si los cambios temporales en la media condicional de los salarios nominales se deben a un menor poder de negociación de los trabajadores en la indexación por inflación dentro de una firma, controlando por/neto de los cambios en los salarios que se dan por cambios de una firma a otra. La definición de nuestra variable dependiente considera a un mismo individuo que cambia de firma como dos individuos distintos en la regresión. Esta forma de definir a la variable dependiente elimina el salto de nivel en los salarios nominales que un trabajador puede obtener al cambiar de firma. Por otro lado, la inclusión del efecto fijo firma-trabajador, controla por el cambio en la tendencia salarial que experimentan los trabajadores al cambiar de empresa.

Según lo observado en las Tablas 2, 3 y 4 existen comportamientos diferentes de las tasas de crecimiento de los salarios a través de los años. Para poder diferenciar los cambios a la respuesta a la inflación en distintos periodos se incluyen dummies al modelo empírico. Primero se propone un modelo con una dummy que distingue la muestra entre los periodos 2015-2018 y 2019-2022 (dummy1). Los resultados se encuentran en la Tabla 5. La columna (1) de la Tabla 5 muestra los resultados de una especificación del modelo donde solo se considera un cambio temporal en el intercepto del modelo. Esta dummy captura un cambio en la media incondicional de los salarios nominales para el periodo 2019-2022, que se podría por, entre otras razones, cambios en la productividad agregada, cambios en la demanda y otros shocks agregados. En esta especificación se deja constante el efecto marginal de la inflación para toda la muestra. La columna (2) muestra los resultados para una especificación del modelo con cambios temporales en los dos parámetros relevantes. El principal mensaje de este ejercicio es que hay un cambio significativo tanto en la media del crecimiento de los salarios nominales

¹¹ Se considera el cambio anual del salario a diciembre, ya que este estadístico contiene todos los ajustes que se pueden haber hecho durante el año.

como en la respuesta a la inflación. En la columna (2) del Modelo 1 se observa que hay una reducción en un 40% de la tasa de crecimiento promedio de los salarios nominales para el periodo 2019-2022, y una reducción de la indexación en un 42% para dicho periodo.

Dado estos resultados se hace relevante poder analizar mejor los cambios que ocurren dentro del periodo 2019-2022. Para eso se definen dos dummies más, una para los años 2019-2020 (dummy2) y otra para los años 2021-2022 (dummy3). La variable dummy2 estaría capturando la época de crisis social y Covid, mientras que la variable dummy3 estaría capturando el periodo de alta inflación.

Tabla 5: Modelo 1

VARIABLES	(1) $y_{i,f,t}$	(2) $y_{i,f,t}$
<i>inflación_{julio,t}</i>	0.9672224*** (0.00457)	1.476942*** (0.10344)
dummy1	-0.0422309*** (0.00020)	-0.0225822*** (0.00042)
dummy1* <i>inflación_{julio,t}</i>		-0.6249877*** (0.0114798)
Constant	0.0720409*** (0.00020)	0.0566374*** (0.00035)
F.E.	✓	✓
Observations	22,078,038	22,078,038

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Los resultados se encuentran en la Tabla 6. Las especificaciones consideradas siguen la misma lógica que la tabla anterior, donde la columna (1) muestra los resultados de una especificación que solo considera los cambios en la media incondicional de los salarios nominales, ahora separados para los periodos 2019-2020 y 2021-2022. Se distingue en ambos periodos una baja en la media de la tasa de crecimiento. La columna (2) es una especificación que solo incluye la interacción de los periodos con inflación. Los resultados sugieren que si se deja constante el intercepto del modelo para todo el periodo, el modelo necesita ajustar hacia abajo el efecto marginal de la inflación para reconciliar los datos de salarios e inflación. Bajo este modelo la indexación es cercana a cero (el efecto marginal es ligeramente negativo) en el periodo 2019-2020. La indexación se recupera en el periodo post-COVID del 2021-2022 pero aún con una baja respecto al periodo 2015-2018.

La columna (3) junta las dos especificaciones anteriores, considerando los cambios que se dan en la media del crecimiento de los salarios nominales a lo largo de los periodos y los cambios en la indexación de los salarios. En este caso, se decide permitir solo cambios temporales en el parámetro que controla la indexación en la regresión para el periodo post-COVID. Esto último se debe a que no hubo variación significativa en la inflación durante los periodos 2019 y 2020, por lo que no existe suficiente variabilidad en el regresor para separar el efecto de la media (el intercepto) del efecto de indexación. Para el periodo post-COVID, la inflación varió significativamente entre el 2021 y 2022, lo que nos permite estimar el efecto marginal de cambios en la tasa de inflación a cambios en el promedio de la tasa de crecimiento de los salarios nominales dentro de ese periodo por encima de un posible cambio en el intercepto para el periodo 2021-2022. De esta manera, la especificación de la columna (3) considera cambios en el intercepto en ambos periodos 2019-2020 y 2021-2022 pero solo cambios en el efecto marginal de la inflación para el periodo 2021-2022.

Los resultados de este último modelo muestran que en el periodo 2019-2020 hay una caída en la media incondicional de la tasa de crecimiento de los salarios nominales de un 66%, mientras que en el periodo 2021-2022 la media vuelve a subir, pero no alcanza los valores anteriores a la crisis social. Por último, se observa una baja importante en la indexación de los salarios de un 50% para el periodo 2021-2022.

Es importante destacar que la idea del ejercicio es evaluar si en estos periodos particulares ha existido un cambio significativo en la media de los salarios nominales y en la correlación de la inflación y el crecimiento de los salarios nominales. Sin embargo, los resultados de este análisis descriptivo usando microdatos solo corresponde a estos periodos particulares y no deben leerse como un cambio estructural permanente en los parámetros del modelo para el crecimiento de los salarios nominales.

Tabla 6: Modelo 2

VARIABLES	(1) $y_{i,f,t}$	(2) $y_{i,f,t}$	(3) $y_{i,f,t}$
<i>inflación_{julio,t}</i>	0.9964719*** (0.00670)	1.498302*** (0.00907)	1.389954*** (0.01030)
dummy2	-0.0417171*** (0.00023)		-0.0391379*** (0.000234)
dummy3	-0.043606*** (0.00031)		-0.0138184*** (0.00067)
dummy2* <i>inflación_{julio,t}</i>		-1.653962*** (0.00943)	
dummy3* <i>inflación_{julio,t}</i>		-0.9615421*** (0.00638)	-0.690746*** (0.01355)
Constant	0.0711836*** (0.00024)	0.0556947*** (0.00029)	0.059085*** (0.01355)
F.E.	✓	✓	✓
Observations	22,078,038	22,078,038	22,078,038

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

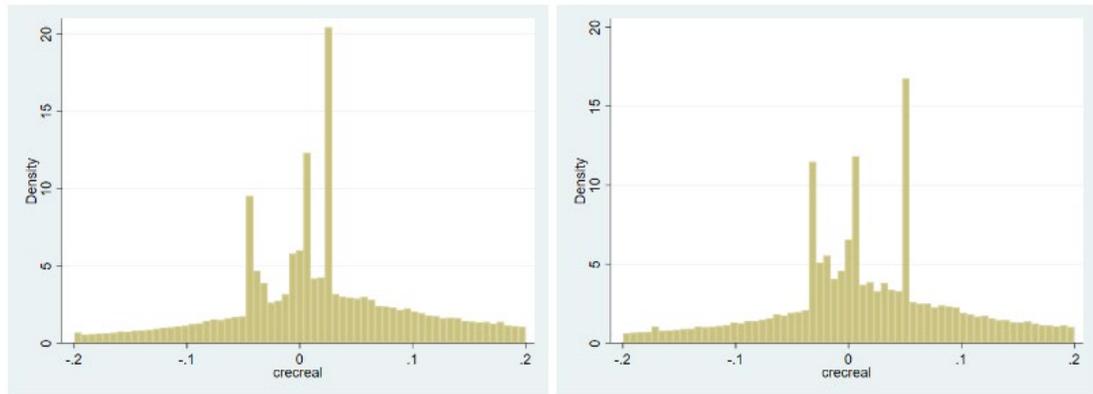
5. Conclusiones

El mercado laboral doméstico aparece con menores niveles de estrechez que las contrapartes analizadas en este trabajo. En línea con un mercado de trabajo menos estrecho, la indexación de los salarios nominales a la inflación pasada cayó post pandemia. Este sería uno de los factores asociados a un menor dinamismo de los salarios reales, que es necesario para desacelerar la demanda agregada y restaurar el equilibrio macroeconómico.

Sin embargo, el dinamismo de los salarios de aquellos que cambian de empleo a empleo, junto con que la proporción de trabajadores que se mantienen en su puesto de trabajo y los que cambian de empleo a empleo son similares a los niveles prepandemia sugieren cautela y la necesidad de un continuo monitoreo del mercado laboral para determinar sus implicancias para la convergencia inflacionaria.

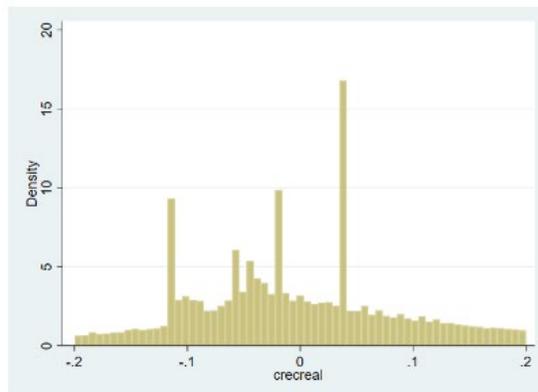
6. Anexo

Figura 15: Histograma del crecimiento real de los salarios



(a) Año 2015

(b) Año 2020



(c) Año 2022

Minuta citada en el Recuadro II.1:

PIB Tendencial y Potencial

Sofía Bauducco, Gabriela Contreras, Luigi Durand, Jorge Fornero, Juan Guerra-Salas, Josefa Guerrero y Manuel Taboada¹

Esta minuta documenta la actualización de las estimaciones de dos parámetros estructurales de la economía chilena. El primer capítulo contiene los detalles de la actualización del crecimiento del PIB tendencial, mientras el segundo capítulo presenta los resultados del PIB potencial.

El crecimiento tendencial se refiere a la capacidad de crecimiento de largo plazo de la economía. Este concepto se diferencia del PIB potencial, pues el segundo se refiere al nivel del PIB coherente con una inflación estable y, por lo tanto, es el adecuado para medir la brecha de actividad asociada a las presiones inflacionarias en el corto plazo. Dado que el PIB tendencial se relaciona con la capacidad de crecimiento de mediano plazo de la economía, en el largo plazo ambas medidas convergen al mismo número. Sin embargo, en el corto plazo, elementos transitorios que alteran la capacidad productiva, como shocks temporales a la capacidad productiva y limitaciones al uso de factores, pueden generar diferencias entre ambas mediciones. De ahí la importancia de analizarlos por separado.²

Capítulo 1. Crecimiento Tendencial

Esta minuta documenta la actualización de la estimación de crecimiento tendencial, que se refiere a la capacidad de crecimiento de largo plazo de la economía.

1. Metodología y Resumen de Resultados

Como en actualizaciones previas, el presente análisis sigue la metodología descrita en el documento “Crecimiento tendencial: proyección de mediano plazo y análisis de sus determinantes”, publicado por el Banco Central de Chile en septiembre de 2017 (Banco Central de Chile, 2017). La estimación de crecimiento tendencial utiliza un enfoque de función de producción Cobb-Douglas para el PIB no minero (Y), que se determina por tres factores de producción: trabajo (L), stock de capital físico (K) y productividad total de factores (PTF):

$$Y = PTF * L^{\alpha} * K^{(1-\alpha)},$$

donde α representa la razón entre los ingresos de los trabajadores y el PIB.³ El factor trabajo, a su vez, tiene tres componentes: horas trabajadas, fuerza laboral y capital humano. El crecimiento tendencial del PIB no minero se obtiene al proyectar la evolución de los factores que lo determinan. Siguiendo la función de producción, la tasa de crecimiento del PIB no minero puede ser descompuesta de la siguiente manera:

$$\Delta Y = \Delta PTF + \alpha \Delta L + (1 - \alpha) \Delta K,$$

¹ Se agradecen comentarios y sugerencias de Markus Kirchner, Enrique Orellana, Matías Solorza y de participantes en Comité de Modelos. Se agradece a Jennifer Peña y Benjamín Vásquez por suministrar datos de visitas de estaciones de servicios.

² Para más detalles, ver capítulo 1 en Banco Central de Chile (2017).

³ Siguiendo los resultados presentados en Banco Central de Chile (2017), $\alpha=0,5$.

donde el símbolo Δ representa la tasa de crecimiento de la variable a la que se asocia. Al igual que en ejercicios anteriores, la proyección de crecimiento tendencial del PIB total a diez años se obtiene al combinar la proyección de crecimiento tendencial del PIB no minero con una proyección externa de PIB minero.

En el escenario central, el crecimiento tendencial del PIB no minero estimado para los próximos diez años (2023-2032) es de 2,2%. Para el más largo plazo, periodo 2023-2052, el crecimiento promedio es 1,4%. Escenarios de sensibilidad sugieren que el crecimiento tendencial del PIB no minero se ubicaría en un rango de 2-2,5% en el decenio 2023-2032. La estimación central de 2,2% es 0,7pp menor que la obtenida en junio de 2021 para el decenio 2021-2030 (2,9%). En esa oportunidad, el crecimiento proyectado de la PTF se redujo desde valores cercanos a 1% a 0,35%, debido a la consolidación de una tendencia decreciente. Esta revisión presionó a la baja el crecimiento tendencial del PIB no minero, aunque se compensó parcialmente por el supuesto de recuperación de las variables laborales, que quedaron inusualmente deprimidas en 2020 debido a la pandemia. En la estimación actual, se constata que buena parte de esta recuperación ocurrió en 2021 y 2022, por lo que su contribución al crecimiento es menor desde 2023.

2. Proyección de crecimiento tendencial del PIB no minero

La proyección de crecimiento tendencial del PIB no minero se obtiene proyectando el crecimiento de cada uno de sus factores: la PTF, el factor trabajo y el factor capital.

a. Productividad Total de Factores (PTF)

Al igual que en la estimación previa (Aguirre *et al.*, 2021), el crecimiento de la PTF se estima en 0,35% por año. Como se explicó en esa oportunidad, este bajo crecimiento se sustenta en la consolidación de una tendencia decreciente de este factor, que se aprecia al analizar datos agregados y microdatos de Chile, así como evidencia internacional sobre la evolución de la PTF.

b. Factor Trabajo

Para el factor trabajo, es necesario contar con proyecciones para sus tres componentes: horas trabajadas, fuerza laboral, y un índice de capital humano.

La fuerza laboral, a su vez, está determinada por la población en edad de trabajar (PET) y la tasa de participación. Como es usual, la proyección de la PET se obtiene de las proyecciones demográficas del INE, que consideran el sustancial flujo inmigratorio que Chile ha recibido en los últimos años.⁴ Al igual que en la estimación previa, se emplean las proyecciones demográficas publicadas en diciembre de 2018.⁵

El índice de capital humano, a su vez, está determinado por la evolución de los niveles educacionales de las cohortes jóvenes, y por el premio salarial promedio histórico asociado a los distintos niveles educacionales.⁶

⁴ La estimación de 2019 (Aldunate *et al.*, 2019) ilustra la sensibilidad de la proyección de crecimiento tendencial a variaciones en la población en edad de trabajar como consecuencia de supuestos alternativos sobre inmigración.

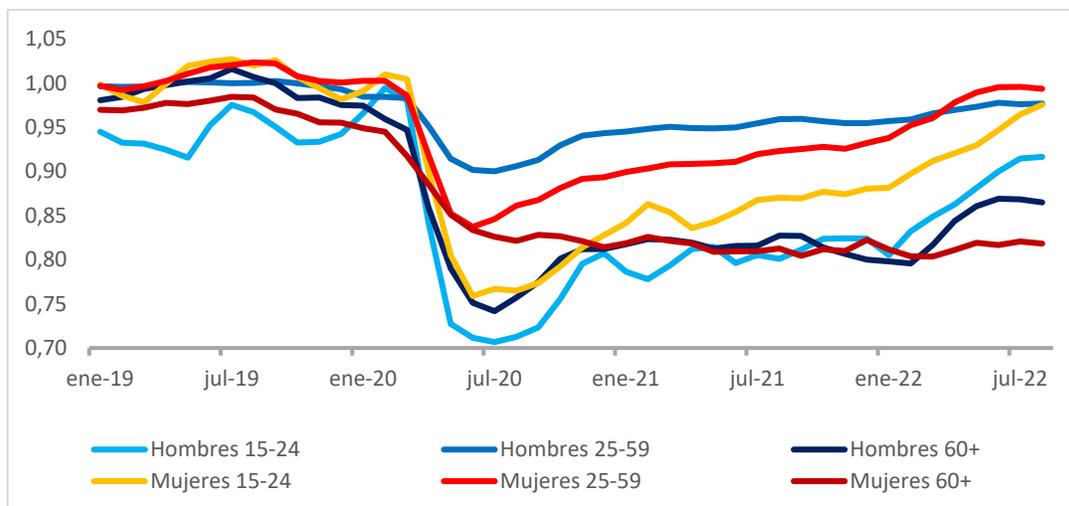
⁵ En 2022, el INE actualizó los datos efectivos de inmigración hasta diciembre de 2021, aunque las proyecciones de flujos migratorios no han sufrido modificaciones.

⁶ Específicamente, el índice de capital humano Q se calcula de la siguiente manera: $Q = \sum_{i=1}^7 \left(\frac{w_i}{w_1} \right) \cdot \left(\frac{L_i}{L} \right)$, donde el índice i se refiere al nivel educacional, $\left(\frac{L_i}{L} \right)$ es el porcentaje de empleados en el nivel i , y $\left(\frac{w_i}{w_1} \right)$ es el premio salarial promedio que los individuos con nivel educacional i reciben por sobre los individuos con el menor nivel de educación. Los premios salariales se obtienen de la encuesta CASEN y reflejan el promedio 1990-2017. Esta formulación supone que los premios salariales históricos se mantienen constantes en la proyección.

La proyección sigue la metodología de estimaciones previas al suponer que variables como horas trabajadas, tasas de participación y niveles educacionales convergen gradualmente a niveles de la OCDE. Las horas trabajadas y niveles educacionales convergen en 2060, mientras que las tasas de participación de los distintos grupos etarios convergen en 2055.⁷

El análisis considera datos efectivos hasta 2021 para la mayoría de las variables. Sin embargo, los datos parciales de las tasas de participación en lo que va de 2022 sugieren una recuperación importante respecto a 2021. La figura 1 muestra la evolución mensual de la tasa de participación de distintos grupos, normalizada a 1 en el periodo 2017-2019, desde enero de 2019 hasta agosto de 2022. Se aprecia la fuerte caída en el año 2020 producto de la pandemia, así como una recuperación heterogénea, que para varios grupos se acelera en el año 2022. Para incorporar esta información en el análisis, las tasas de participación de 2022 se imputan usando los valores de la NENE del trimestre móvil abril-mayo-junio.

Figura 1: Tasas de Participación Históricas (2017-2019=1)



Nota: Tasas de participación laboral normalizadas a 1 en el periodo enero 2017-diciembre 2019. El último dato se refiere al trimestre móvil junio-julio-agosto.

Fuente: Nueva Encuesta Nacional de Empleo, INE.

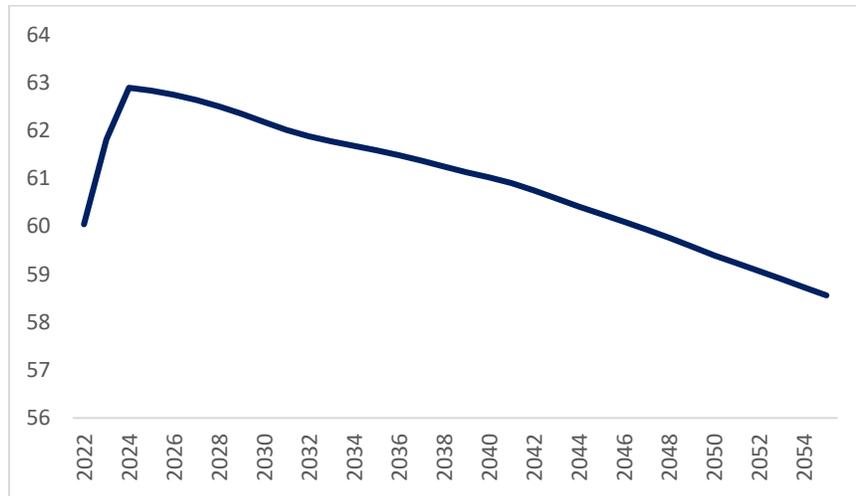
La proyección de las tasas de participación supone que todos los grupos recuperan su nivel prepandemia (2017-2019) hacia 2024. Esta trayectoria es coherente con el supuesto de que la pandemia no genera cicatrices permanentes sobre la fuerza laboral. En adelante, los grupos de entre 25 y 59 años convergen a la OCDE.⁸ Aunque las tasas de participación de la mayoría de los grupos etarios convergen a niveles más altos, la PET va envejeciendo en la proyección. El envejecimiento, sumado al hecho de que los grupos de mayor edad tienen tasas de participación más bajas, resulta en una tasa de participación agregada que es principalmente descendente en la proyección, como se observa en la figura 2. La tasa de participación agregada aumenta en los años 2023 y 2024 debido al supuesto de recuperación de la pandemia. En lo posterior, el envejecimiento

⁷ Las proyecciones de población del INE llegan hasta 2050, por lo que se extrapolan para los siguientes cinco años, hasta 2055. Las tasas de participación convergen a niveles de la OCDE en 2055 para que ambos componentes de la fuerza laboral empleen supuestos consistentes.

⁸ La tasa de participación de los menores de 24 y mayores de 60 años no converge a niveles OCDE en 2055, sino a su nivel de 2016, lo que la deja esencialmente plana. Esto se debe a que estos grupos muestran tasas de participación mayores a los esperados para la OCDE en 2055.

de la población hace que una fracción cada vez mayor registre la menor participación de los grupos de edad más avanzada, presionando a la baja a la tasa de participación agregada.

Figura 2: Evolución de la Tasa de Participación Agregada

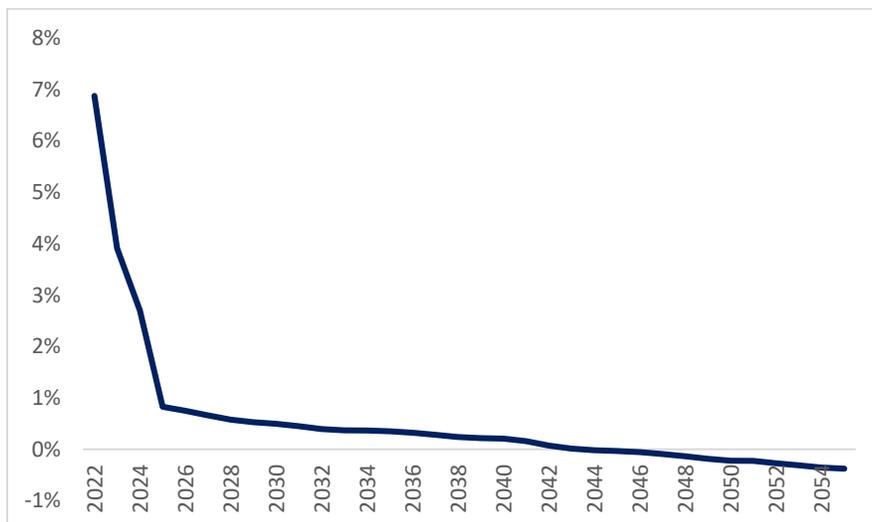


Nota: Tasa de participación agregada en la proyección de crecimiento del factor trabajo. Su evolución responde a la trayectoria de la tasa de participación de cada grupo etario (por sexo), así como al envejecimiento de la población.

Fuente: Banco Central de Chile.

Con todo, la evolución esperada de la PET y de las tasas de participación de los distintos grupos etarios resultan en una trayectoria decreciente para la tasa de crecimiento de la fuerza laboral, que se muestra en la figura 3.

Figura 3: Evolución del Crecimiento de la Fuerza Laboral

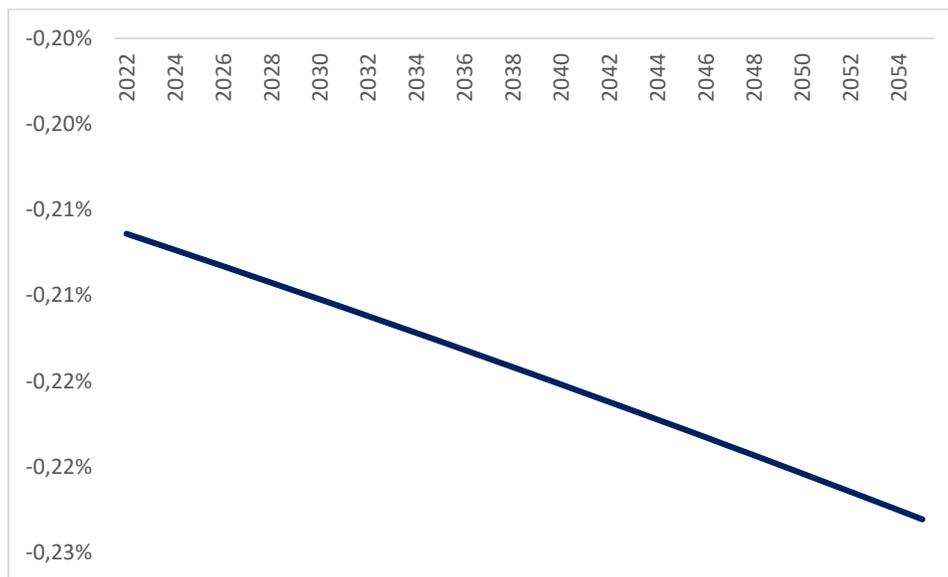


Nota: Proyección de la tasa de crecimiento de la fuerza laboral. Su evolución responde a la trayectoria esperada de la población en edad de trabajar (PET) y de las tasas de participación de distintos grupos etarios (por sexo).

Fuente: Banco Central de Chile.

El nivel de horas trabajadas al que la economía chilena converge en 2060 es menor que el actual, por lo que este componente del factor trabajo muestra un crecimiento negativo a lo largo de la proyección, como muestra la figura 4.

Figura 4: Evolución del Crecimiento de las Horas Trabajadas



Nota: Proyección de la tasa de crecimiento de las horas trabajadas, que convergen a niveles de la OCDE en 2060.

Fuente: Banco Central de Chile.

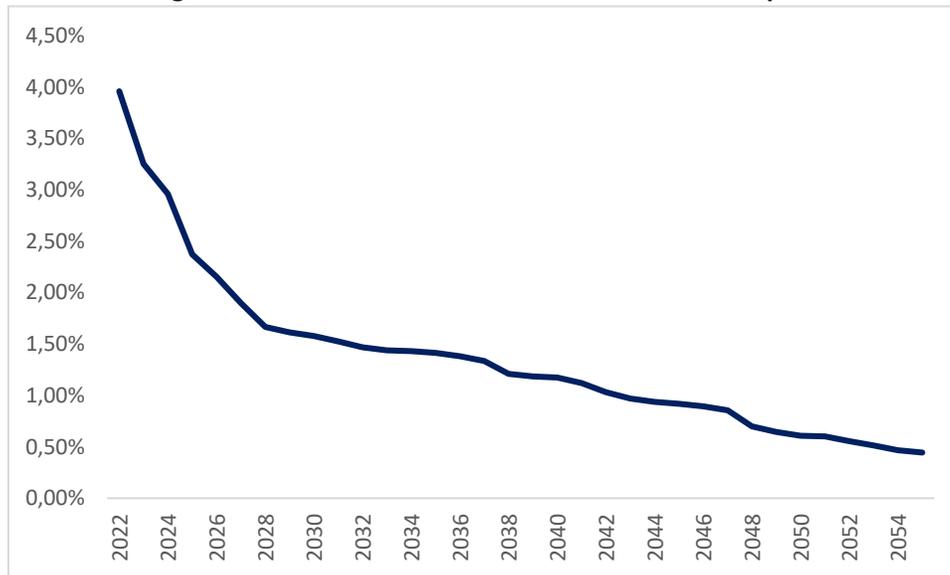
c. Factor Capital

Siguiendo la metodología usual, el crecimiento del stock de capital en los primeros años es coherente con las proyecciones de inversión del IPoM, hasta 2024.⁹ En adelante, se supone que el stock de capital crece a la misma tasa que el PIB no minero, lo que es consistente con una senda de crecimiento balanceado.¹⁰ La figura 5 muestra la evolución de la tasa de crecimiento del stock de capital.

⁹ Además de la proyección de inversión se necesita un supuesto sobre la tasa de depreciación. Se emplea una tasa de depreciación de 4,98%, que corresponde al promedio ente 2010 y 2020.

¹⁰ En los años 2025 y 2026 se hace un ajuste gradual al supuesto de crecimiento balanceado. En 2025, el crecimiento del stock de capital es 2/3 del crecimiento de 2024 más 1/3 del que habría sido su crecimiento balanceado en 2025. En 2026 se hace el mismo ajuste, aunque los ponderadores se invierten: 1/3 y 2/3. Desde 2027, el crecimiento del stock de capital es igual al del PIB no minero.

Figura 5: Evolución del Crecimiento del Stock de Capital



Nota: Proyección de la tasa de crecimiento del stock de capital no minero. Hasta 2024 es consistente con las proyecciones de inversión de este IPoM. En adelante, converge a la tasa de crecimiento del PIB no minero, lo que es coherente con una senda de crecimiento balanceado.

Fuente: Banco Central de Chile.

d. Proyección Base y Sensibilidad

En conjunto, la proyección de crecimiento de los factores de producción resulta en la proyección para el PIB no minero. La tabla 1 muestra que en los próximos diez años (2023-2032) el PIB no minero crece a una tasa de 2,2% promedio por año. La PTF contribuye con 0,35pp al crecimiento del PIB no minero. El factor trabajo lo hace con 0,7pp, sustancialmente menos que los 1,4pp estimados en 2021 para el decenio 2021-2030. Como se mencionó previamente, esto se debe a que parte importante de la recuperación de las horas trabajadas y las tasas de participación ocurrió en 2021 y 2022, por lo que ya no contribuye al crecimiento a partir de 2023. El stock de capital contribuye con 1,2pp al crecimiento del PIB no minero, muy similar a los 1,1pp del ejercicio anterior.

Tabla 1: Crecimiento del PIB No Minero y Contribución de los Factores de Producción

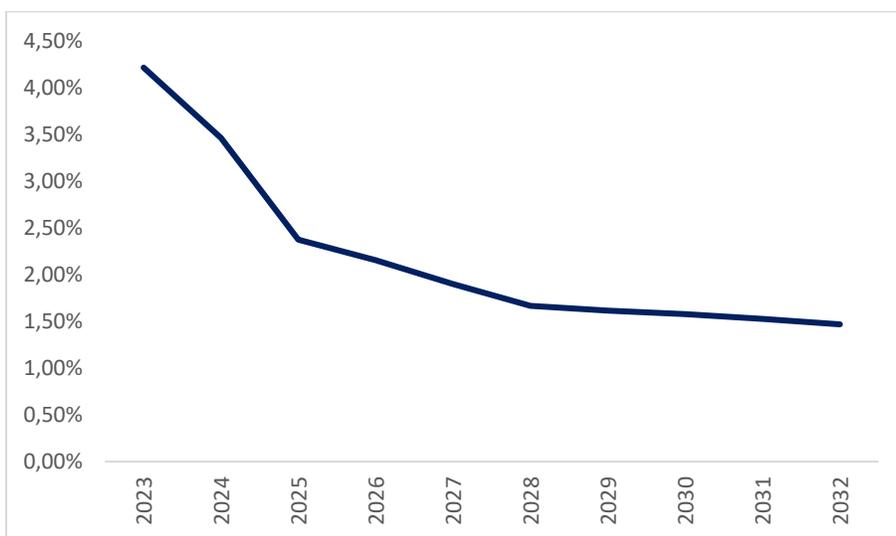
	PIB no minero	Capital	Trabajo	PTF
2023-2032	2,2%	1,2%	0,7%	0,35%

Nota: Proyección de crecimiento tendencial del PIB no minero y contribución de sus tres factores.

Fuente: Banco Central de Chile.

La **figura 6** muestra que el crecimiento tendencial del PIB no minero sigue una trayectoria descendente en el decenio 2023-2032. La trayectoria descendente se debe a tres factores. Primero, en los próximos dos años, el impulso al crecimiento tendencial que dará la recuperación faltante de la participación laboral de los grupos rezagados será menor que en 2021 y 2022.¹¹ Segundo, el crecimiento del stock de capital se supone decreciente en el tiempo. Tercero, las horas trabajadas van reduciéndose para converger a los promedios de la OCDE, lo que implica una contribución descendente del factor trabajo al crecimiento tendencial. Finalmente, la proyección sigue considerando un bajo crecimiento de la PTF, que se sustenta en la consolidación de una tendencia decreciente de este factor.¹²

Figura 6: Trayectoria de Crecimiento Tendencial del PIB No Minero



Nota: Trayectoria del PIB no minero en la estimación central de crecimiento tendencial.

Fuente: Banco Central de Chile.

Para ilustrar la sensibilidad de la estimación central a distintos supuestos, se presentan dos escenarios alternativos que difieren, principalmente, por la evolución de las variables laborales.

Escenario optimista: Este escenario contempla una convergencia más favorable de las variables laborales a niveles de la OCDE. Así, las horas caen más lentamente que en el escenario central, cerrando solo la mitad de la brecha con la OCDE en 2060. Las tasas de participación y los niveles educacionales, por otro lado, aumentan más rápidamente, convergiendo a niveles de la OCDE en 2038.

Escenario pesimista: Este escenario considera que la pandemia generó cicatrices altamente persistentes en el mercado laboral, de modo que la participación laboral de los grupos rezagados (menores de 25 y mayores de 60 años) recupera su nivel prepandemia muy lentamente, hacia 2055.¹³

¹¹ Gran parte de la recuperación de la participación laboral tras el shock de la pandemia ya se hizo efectiva, por lo que su impulso al crecimiento tendencial de los próximos años es menor. La presente estimación supone que la participación laboral de los grupos etarios que aún se encuentran rezagados—menores de 25 y mayores de 60 años—se recuperará totalmente hacia finales de 2024. Esto explica la diferencia entre esta estimación y la anterior, cuando se estimó un crecimiento tendencial del PIB no minero de 2,9% para el periodo 2021-2030.

¹² Ver Aguirre et al. (2021) y Recuadro V.1 del IPoM de Junio 2021.

¹³ Además, en el escenario pesimista las horas convergen a niveles OCDE ligeramente más rápido que en el escenario central; en 2055 en lugar de 2060. Un último ingrediente del escenario pesimista es que el crecimiento del stock de capital se ajusta inmediatamente a la senda de crecimiento balanceado (crecimiento del PIB no minero) desde 2025, y no de manera gradual como en el escenario central, en el que el ajuste a la senda de crecimiento balanceado se completa en 2027.

La tabla 2 muestra que, en el decenio 2023-2032, los escenarios optimista y pesimista sugieren un rango de 2-2,5% para el crecimiento del PIB no minero. En los próximos 30 años, periodo 2023-2052, el crecimiento tendencial es de 1,4% en el escenario central, lo que refleja las fuerzas antes descritas que generan una trayectoria descendente de crecimiento. Los escenarios optimista y pesimista sugieren un rango de 1,2-1,6% para el horizonte de 30 años.

Tabla 2: Crecimiento del PIB No Minero en Distintos Escenarios

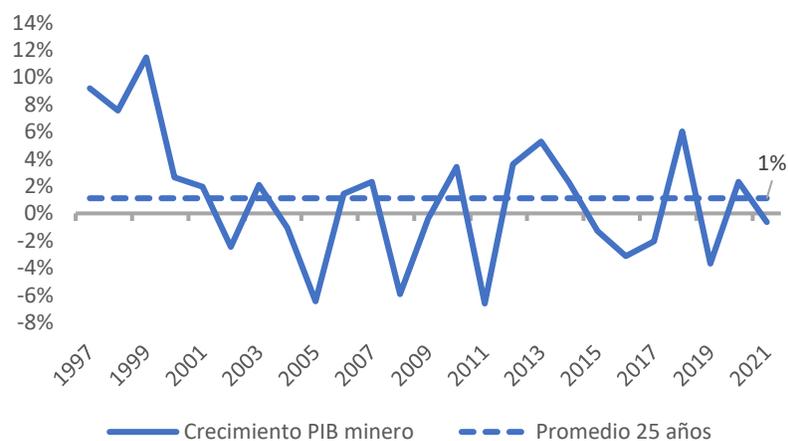
	Pesimista	Base	Optimista
2023-2032	2,0%	2,2%	2,5%
2023-2052	1,2%	1,4%	1,6%

Fuente: Banco Central de Chile.

3. PIB minero y PIB total

Como en ejercicios previos, la proyección de crecimiento tendencial del PIB no minero para los próximos diez años se combina con un supuesto sobre el crecimiento del sector minero para obtener el crecimiento tendencial del PIB total. Se estima que el sector minero crecerá a una tasa de 1,5% por año en el decenio 2023-2032. Este valor es menor que el empleado en las últimas actualizaciones de crecimiento tendencial (2%). Esta revisión considera los bajos registros de crecimiento del sector en los últimos años, que alcanza un promedio de 1% en el periodo 1997-2021, como muestra la figura 7, así como la evolución esperada por Cochilco de la producción de cobre y otros minerales como el litio. En diciembre de 2020, Cochilco (2020) proyectaba que la producción de cobre en el periodo 2020-2031 crecería a una tasa de 1,7% por año, mientras en diciembre de 2021, Cochilco (2021) proyectaba que la producción de litio tendría un crecimiento alto en el periodo 2022-2025. Considerando todos estos elementos, una estimación de crecimiento del sector minero de 1,5% para los próximos diez años parece adecuada.

Figura 7: Crecimiento Histórico del PIB Minero



Nota: Crecimiento anual del PIB del sector minero.

Fuente: Banco Central de Chile.

La tabla 3 muestra que, para el decenio 2023-2032, la combinación del crecimiento del PIB no minero de 2,2% con el crecimiento del PIB minero de 1,5% resulta en un crecimiento tendencial del PIB total de 2,1%.¹⁴

Tabla 3: Crecimiento del PIB Minero y del PIB Total

	PIB no minero	PIB minero	PIB total
2023-2032	2,2%	1,5%	2,1%

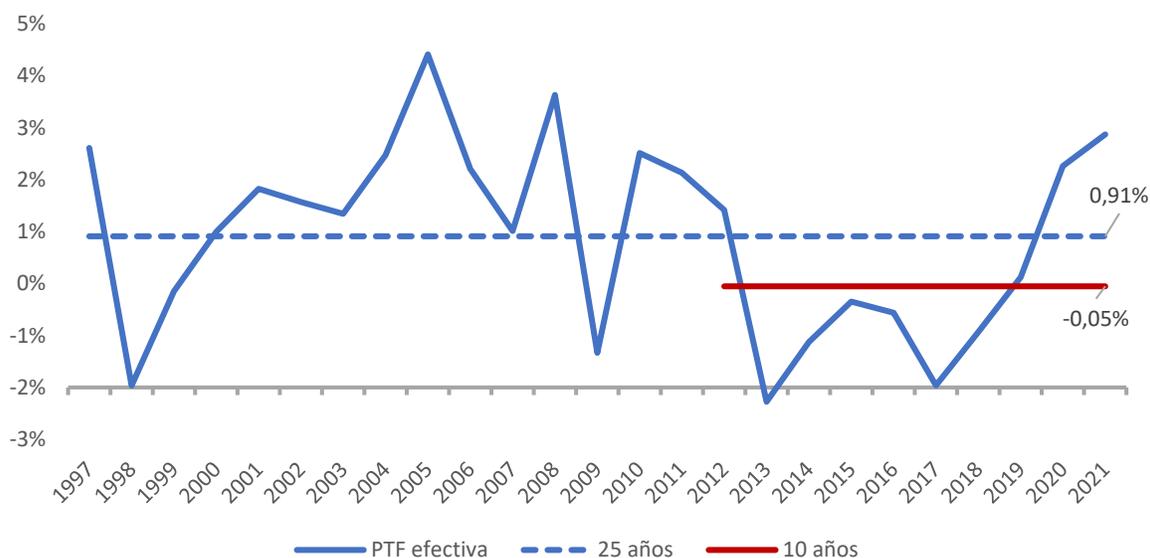
Fuente: Banco Central de Chile.

4. Estimación del crecimiento histórico de la productividad total de factores (PTF)

Para concluir el análisis del crecimiento tendencial, se actualiza el crecimiento histórico de la PTF. A la luz de la función de producción Cobb-Douglas, es posible leer los datos históricos de PIB no minero, horas totales trabajadas en el sector no minero (ajustadas por el índice de capital humano) y stock de capital no minero, ajustado por su intensidad de uso, para obtener, de manera residual, el crecimiento de la PTF.¹⁵

La figura 8 muestra el crecimiento histórico de la PTF. En el año 2021 (último valor de la serie), la PTF habría crecido a una tasa de 2,9%, un registro elevado si se considera el promedio de los últimos diez años, que alcanza -0,05%. El alto crecimiento de 2021 se explica por un crecimiento del valor agregado sustancialmente mayor al del factor trabajo, lo que refleja que el empleo se recuperó de la pandemia del Covid-19 más lentamente que el PIB. Sin embargo, el año 2021 es atípico, al igual que el año 2020, por lo que no se considera que este alto crecimiento de la PTF refleje un cambio en la tendencia de bajo crecimiento que viene mostrando en la última década.

Figura 8: Crecimiento Histórico de la PTF



¹⁴ Al igual que en estimaciones anteriores, se considera que el sector minero representa 12% del PIB total.

¹⁵ El stock de capital se ajusta por intensidad de uso empleando datos de uso de energía eléctrica.

5. Conclusión

La actualización del crecimiento tendencial sugiere que el PIB no minero crecerá a una tasa de 2,2% por año en los próximos diez años (2023-2032). Análisis de sensibilidad sugieren que esta estimación central se ubica en un rango de 2-2,5%. Para los próximos 30 años (2023-2052), se estima un crecimiento del PIB no minero de 1,4% por año.

El sector minero crecería a una tasa de 1,5% por año en el próximo decenio, por lo que el crecimiento tendencial del PIB total sería de 2,1% en el periodo 2023-2032.

Estas estimaciones de crecimiento tendencial son más bajas que las publicadas en junio de 2021 para el decenio 2021-2030, principalmente debido a que gran parte de la recuperación de las variables laborales, que en 2020 fueron afectadas fuertemente por la pandemia, ocurrió en 2021 y 2022, por lo que deja de aportar al crecimiento a partir de 2023. Así, la actual estimación revela más limpiamente el efecto del bajo crecimiento de la PTF, que en la estimación de junio de 2021 se redujo a 0,35% por año, valor que sigue utilizándose en la presente estimación.

Capítulo 2. Actualización Metodología de Estimación del PIB Potencial

1. Introducción

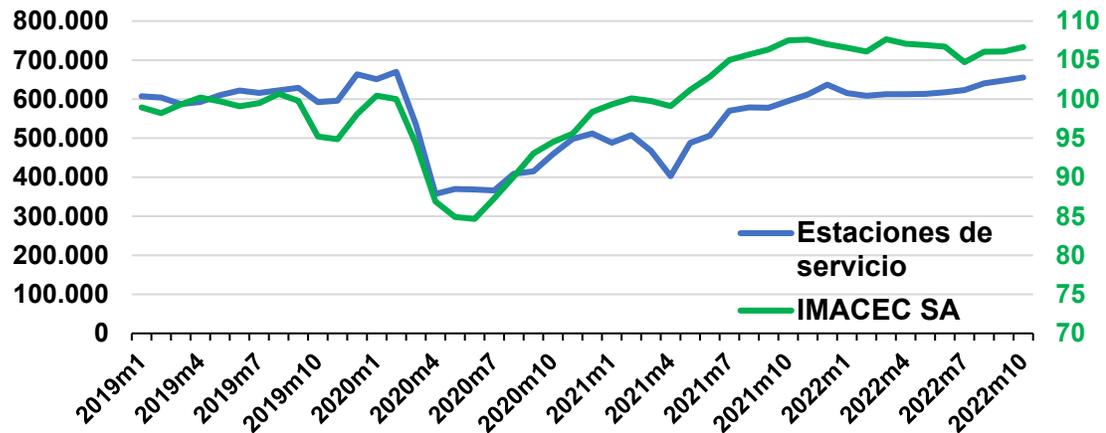
El PIB potencial mide la capacidad de crecimiento de la economía en plazos más cortos, donde no se alcanza una plena utilización y/o reasignación de los recursos productivos.

La pandemia COVID-19 ha presentado desafíos sustanciales tanto a hacedores de política como a macroeconomistas. En perspectiva histórica, el shock significó importantes cambios en las condiciones económicas y requirió de considerable adaptación de hogares y firmas ([Recuadro III.1](#), IPoM Marzo 2021). Ante la intensificación de los contagios, las autoridades anunciaron una serie de políticas sanitarias, el plan fronteras protegidas, el plan de vacunación, el plan paso a paso con restricciones a la movilidad y aforos, así como una batería de políticas macroeconómicas expansivas que ayudaron a mitigar los efectos en la economía.¹⁶

La Figura 1 ilustra la evolución temporal del número promedio de visitas mensuales a estaciones de servicios desde enero de 2019, y la compara con registros desestacionalizados de IMACEC excluyendo minería. La figura muestra que, en una primera fase de la pandemia, tanto la actividad como la movilidad presentan alta correlación. Los datos de visitas mensuales muestran una caída significativa en abril de 2020; sin embargo, los datos diarios revelan una reducción del 64% entre el 13 y el 22 de marzo, lo que pone de manifiesto el abrupto y severo ajuste en las actividades económicas. El avance del plan de vacunación y la adaptación de firmas y hogares, e.g. consolidación de trabajo híbrido, explicó que la actividad se recuperara más rápido y sobrepasara los niveles prepandemia, mientras que la movilidad se recuperó más gradualmente.

¹⁶ El plan [Paso a Paso](#) ha sido flexible y dinámico en el tiempo adaptándose a la situación epidemiológica. Desde octubre 2022, el país se encuentra en fase de apertura con mínimas restricciones.

Figura 1: Visitas a Estaciones de Servicios e IMACEC No Minero



Nota: Promedio móvil de visitas a estaciones de servicios a partir de microdatos administrativos diarios (eje izq.) y IMACEC (2020.m2=100). Fuentes: Banco Central de Chile y SII.

El objetivo de la minuta es explicar cómo, en el contexto de la estimación del PIB potencial, se modificaron los filtros estadísticos para tomar en cuenta el impacto de *shocks* grandes y persistentes sobre la dinámica del PIB potencial (en este sentido, la metodología no intenta controlar por cambios estructurales permanentes).¹⁷

Los resultados principales se resumen a continuación. Al considerar la metodología revisada, la actualización de los datos hasta 2022.T3 e incorporar un nuevo crecimiento de PIB no minero tendencial, los resultados entregan un crecimiento potencial estimado este año de 2,4%. A partir 2022.T4 el crecimiento del PIB potencial va gradualmente alcanzando velocidades trimestrales anualizadas en 2023 en torno a 2,5%. Esta proyección de crecimiento potencial es guiada por la actualización del crecimiento tendencial que se explicó más arriba.¹⁸

Por su parte, la brecha de actividad medida como la diferencia porcentual entre el nivel de PIB no minero a costo de factores observado y su nivel potencial se revisa marginalmente desde el IPoM de Septiembre.¹⁹ En efecto, la brecha de actividad se estima más elevada en el T3 (2,9 vs. 2,2% en septiembre), dando cuenta de los mayores niveles de demanda respecto a lo anticipado en septiembre.

¹⁷ El concepto de PIB potencial se refiere al nivel del PIB coherente con una inflación estable y, por lo tanto, es el adecuado para medir la brecha de actividad asociada a las presiones inflacionarias en el corto plazo. Dado que el PIB tendencial se relaciona con la capacidad de crecimiento de mediano plazo de la economía, en el largo plazo ambas medidas convergen al mismo número. Sin embargo, en el corto plazo, elementos transitorios que alteran la capacidad productiva, como *shocks* temporales a la productividad y limitaciones al uso de factores, pueden generar diferencias entre ambas mediciones. De ahí la importancia de analizarlos por separado (para más detalles, ver capítulo 1, en Banco Central de Chile, 2017).

¹⁸ Como se explicó en el capítulo 1, el crecimiento tendencial del PIB no minero en el decenio 2023-2032 es 2,2% por año. Sin embargo, debido a la trayectoria descendente del crecimiento del PIB tendencial en el próximo decenio, a efectos del cálculo del PIB potencial y las proyecciones de mediano plazo de este IPoM, se decidió utilizar el crecimiento promedio del PIB tendencial del periodo 2024-2027, que corresponde a 2,5%. Este horizonte temporal es el adecuado para alimentar las proyecciones de mediano plazo, dado que horizontes más largos corresponden a una economía cuyos factores productivos se proyectan significativamente diferentes a los relevantes para el horizonte de proyección de mediano plazo. Excluir el año 2023, por otro lado, evita considerar un año de alto crecimiento tendencial por la recuperación de la participación laboral en curso.

¹⁹ En concreto, la brecha trimestral se mide usando la siguiente fórmula $100 \times \log\left(\frac{PIB_t}{PIB_t^*}\right)$, donde PIB_t^* denota nivel potencial.

La estructura de la minuta se organiza de la siguiente manera. La sección 2 resume brevemente la metodología previa de estimación del PIB potencial. La sección 3 presenta la metodología usada en el IPoM de junio 2022 incluyendo los resultados principales. La sección 4 presenta ejercicios de sensibilidad. Finalmente, en la última sección se presentan las conclusiones de esta minuta.

2. Antecedentes y metodología previa

Esta sección resume antecedentes recientes sobre cambios metodológicos. En el IPoM de junio 2019 se revisaron las proyecciones del PIB tendencial y potencial. El PIB tendencial actualizó la fuerza laboral incluyendo la migración (disponibilidad de datos y proyecciones oficiales de [INE](#)) y también por la actualización de otros insumos productivos.²⁰

Posteriormente, en el IPoM de junio 2021 en el [recuadro](#) V.1, (Tabla V.5) se revisó el PIB tendencial y se menciona en el resumen del IPoM:

[...] Para el período 2021-2023 se estima un crecimiento potencial en torno a 2,1% (alrededor de 1,7% en marzo). Esto refleja la mayor capacidad de adaptación de la economía y las menores cicatrices que estaría dejando la pandemia, lo que reduce la persistencia de sus efectos negativos sobre la productividad y la disponibilidad de factores. Con todo, hacia el mediano plazo, el PIB potencial convergería a cifras comparables con las del tendencial.

Detalles adicionales del procedimiento de cálculo se encuentran en la [minuta](#) publicada junto con el IPoM de junio 2021. En resumen, el procedimiento de estimación del nivel de PIB potencial se extendió hasta 2019.T3, a continuación, se ocupó la inferencia del filtro entre 2019.T4 a 2021.T1, y proyección desde 2021.T2 en adelante. Además, la estimación incluyó un supuesto y/o juicio de adaptación en 2021.T3.²¹ Finalmente, se sensibilizó la proyección con tasas de convergencia de escenarios optimista y pesimista de crecimiento de PIB tendencial.

En los IPoMs de junio, septiembre y diciembre de 2021 no hubo cambios de PIB potencial. En el IPoM de marzo 2022 se utilizó el PIB no minero con compilación de referencia base 2018, y se ajustó el nivel del PIB potencial de manera de asegurar cierta invariabilidad histórica de la brecha, manteniendo inalteradas las velocidades de PIB potencial.²²

Nótese que los ejercicios anteriores de estimación del PIB potencial consideran una muestra de datos para el periodo de metas de inflación, hasta 2019.T3. Al no incluir información más reciente, se evita inestabilidad paramétrica en la estimación de los parámetros dada la ocurrencia de shocks grandes e inusuales como la pandemia. La siguiente sección presenta una innovación metodológica que permite incluir toda la información disponible.

3. Nueva metodología

Esta sección desarrolla una nueva metodología que logra mayor robustez ante shocks grandes e inusuales tales como el COVID-19.

²⁰ El crecimiento del PIB tendencial es un ancla en proyección del crecimiento del PIB potencial en la metodología filtro multivariado (FMV-X).

²¹ El juicio de experto fue guiado por inferencia del modelo estructural XMAS y otros antecedentes tales como el avance de vacunación en Chile y el mundo, recuperación de datos de movilidad, entre otros.

²² En marzo, ante la indisponibilidad de datos anteriores a 2013, se utilizó un empalme interno lo que se subsanó en junio 2022 al contar con datos oficiales desde 1996 publicados en abril.

3.1. Datos

Es de interés central el PIB no minero a costo de factores, variable que observan los filtros. También se actualizó la muestra hasta 2022.T3 para todas las variables empleadas en los filtros, incluyendo la información de encuestas de expectativas de crecimiento e inflación de largo plazo (*Consensus Economics*).

3.2. Metodologías

Entre las metodologías previas utilizadas se encuentran filtros estadísticos multivariado extendido (FMV-X) y Trivariado (TRIVAR). En esta aplicación, nuevamente extendemos el FMV-X para incorporar shocks “exógenos” de oferta motivados en los desarrollos de la pandemia y “system priors”.²³ Los resultados del modelo TRIVAR extendido se muestran en el anexo.

En primer lugar, los shocks de oferta reflejan un esfuerzo en la literatura económica que apunta a determinar y cuantificar los factores que influenciaron las dinámicas observadas durante la pandemia. Por ejemplo, Baqaee y Farhi (2022) analizan el impacto de shocks de oferta y demanda agregados en un modelo de equilibrio general con estructura de producción desagregada y multisectorial. Bajo distintos supuestos de complementariedad y sustitución de bienes intermedios en la producción y ajustes de preferencias de bienes finales demandados, la calibración permite cuantificar el rol relativo de *shocks* de oferta y demanda en el contexto de la pandemia. El análisis de los efectos agregados tiene en cuenta canales de ajuste que amplifican/amortiguan los efectos sectoriales dependiendo del origen del shock. Guerrieri *et al.* (2020), por su parte demuestran analíticamente como shocks de oferta sectoriales pueden determinar reducciones de la demanda agregada, si existen complementariedades relevantes entre los productos y servicios afectados. Finalmente, Cesa-Bianchi y Ferrero (2021) también exploran esta hipótesis encontrando apoyo empírico.

En nuestro caso, seguimos Lenza y Primiceri (2020) que estiman *shocks* de oferta usando vectores autoregresivos estructurales bayesianos (SVAR bayesiano).²⁴ Esta metodología se caracteriza por la introducción de “scale factors”, que permiten una amplificación transitoria de la varianza de los *shocks* durante los trimestres en los que el COVID-19 impactó en la economía con mayor fuerza. Más detalles sobre la estimación se brindan en el anexo de esta minuta.

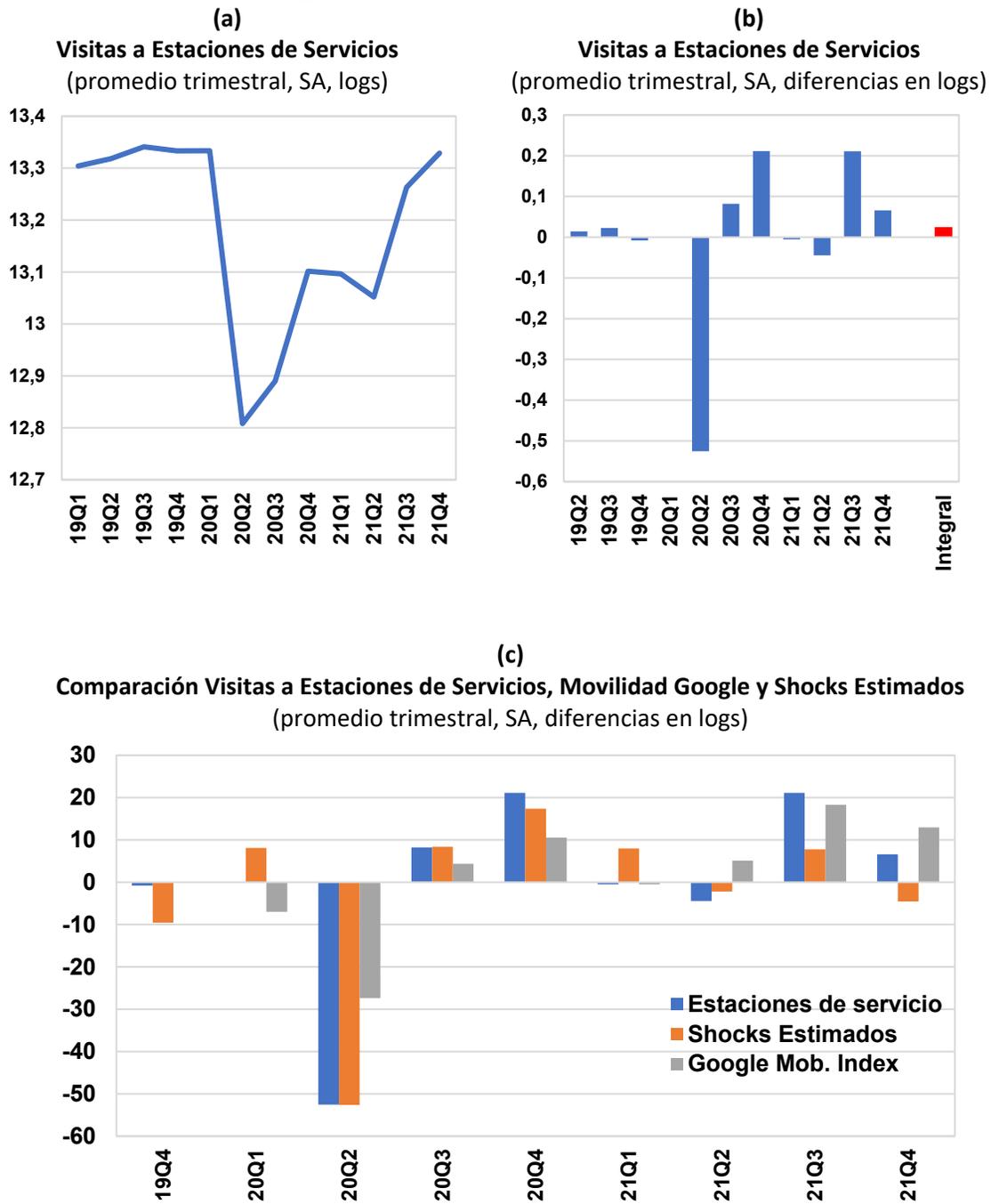
La Figura 3 presenta los *shocks* de oferta estimados. La evidencia entrega resultados consistentes con una menor actividad puntual coincidente con las protestas en 2019.T4 y, posteriormente, con las restricciones de movilidad de 2020-21. Además, se verifica satisfactoriamente que los shocks de oferta estimados son comparables con la evolución temporal de: (i) visitas a estaciones de servicios (promedio trimestral); y (ii) datos de movilidad registrados por Google Mobility Index. Aunque existen algunas diferencias durante el trimestre del estallido social, las tres fuentes muestran una profunda caída en 2020.T2 seguida por un aumento gradual consistente con las fases de apertura.²⁵

²³ La estrategia de incluir una variable exógena para controlar eventos extremos en la estimación no es novedosa. Sin embargo, para estimaciones de variables inobservables si lo es, en el contexto de la estimación de la tasa de interés neutral ver por ejemplo, Holston, Laubach y Williams (2020).

²⁴ Ver también Islamaj, Ulrich Ruch y Vashakmadze (2021) para una aplicación de la misma metodología en el contexto de economías asiáticas.

²⁵ Por ejemplo, ambas series muestran un punto máximo en 2020.T4, con la relajación de las medidas, seguido por una reducción en 2021.T2 con la reintroducción de restricciones.

Figura 3: Análisis de Movilidad desde 2019



Nota: Los paneles (a) y (b) muestran el nivel y la variación trimestral de visitas a las estaciones de servicios: $100 \times \log\left(\frac{\text{indice}}{\text{indice}_{-1}}\right)$, por ejemplo, 0 significa mantención de nivel del trimestre anterior. El panel (c) compara los shocks de oferta estimados con las variaciones trimestrales de visitas a estaciones de servicios y el Google Mobility index (Work Mobility Index). Los shocks estimados se *normalizan* en 2020.T2 tal que sean iguales a la caída observada en las visitas a estaciones de servicio. Primera observación de Google Mobility Index 2020.T2. Fuentes: Banco Central de Chile, Google, SII.

El filtro multivariado (FMV-X) es modificado a través de dos ajustes. Primero, se agrega el término $\phi_2 ExoS_t$ en la ecuación que describe la evolución del crecimiento trimestral del PIB potencial:

$$G_t = (1 - \theta) \times (G_{t-1} + \phi_2 ExoS_t) + \theta G_t^{SS} + \sigma_y \epsilon_t^G \quad (1)$$

donde $G_t, ExoS_t, G_t^{SS}$ representan el crecimiento trimestral de PIB potencial, los *shocks* exógenos de oferta y el crecimiento trimestral de PIB tendencial, y θ, ϕ_2, σ_y denotan parámetros a estimar. El esto del modelo se mantiene sin cambios (Anexo A3.).²⁶

Segundo, en la fase de estimación, se introduce una capa adicional de juicio informado en la definición de los *priors* del modelo. En particular, siguiendo Andrieu y Benes (2013), se incluyen “system priors” para cautelar que las propiedades y predicciones cíclicas más relevantes del modelo FMV-X sean preservadas, ante cambios muy importantes en los datos de actividad marginales (COVID-19). Para operacionalizar el procedimiento, en primer lugar, se define como propiedad deseable una cierta invariabilidad de las funciones de impulso y respuesta (FIRs) y la descomposición de la varianza de la estimación del FMV-X utilizando datos hasta el periodo pre-estallido social.²⁷ En segundo lugar, se informan los “system priors” con estas propiedades en la estimación que ocupa la muestra completa de datos (más detalles en Anexo). Técnicamente, en el cálculo de la función de verosimilitud la metodología bayesiana considera y supone menos probables desvíos significativos de “system priors” y, por lo tanto, grandes desvíos tienden a ponderar poco en el valor de la función de verosimilitud.

El uso de *shocks* de oferta y “system priors” permite mayor estabilidad de estimación de los parámetros al usar toda la muestra. Por ejemplo, considerando la ecuación (1) y usando la muestra completa, la metodología propuesta entrega una estimación de θ en torno a 0.12 similar a la obtenida con la muestra pre-pandemia. En contraste, sin el cambio metodológico el parámetro estimado cambia mucho.²⁸

3.3. Resultados

Los resultados principales se ilustran en el gráfico de la Figura 5. Respecto a la estimación anterior, el PIB potencial reestimado entrega niveles algo mayores en varios de los trimestres pasados, mientras que mantiene niveles similares en los trimestres del año en curso. Estas diferencias se explican por la metodología de estimación. En primer lugar, la estimación actual infiere una caída transitoria en 2020.T4, reevaluación esperable dada la extensión de la muestra. En segundo lugar, entrega una caída en el potencial en periodo de la pandemia, con una caída más pronunciada en 2020.T2 y, en adelante suaviza la recuperación coherente con la fase de apertura que tuvo lugar en el segundo semestre del 2021, con una recuperación fuerte con velocidades trimestrales de 1,0% en 2021T3 que se moderan a 0,7% en T4 (comparado con 1,1% y 1,2% en la estimación anterior). Los niveles de PIB potencial a principios de 2022 moderan sus velocidades en los tres trimestres del año, dejando en consecuencia una variación interanual promedio en torno a 2,4% para este año, menores que las contempladas previamente.

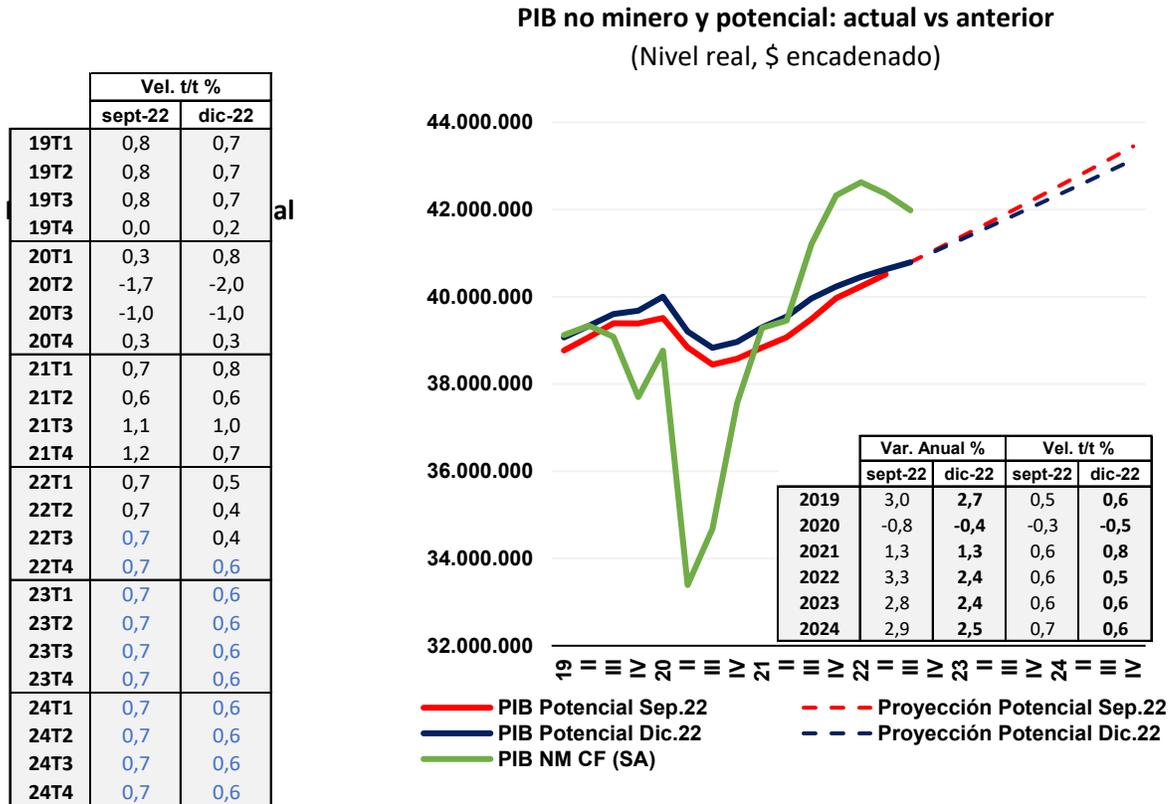
²⁶ En el caso del filtro TRIVAR, la ecuación extendida se escribe $G_t = G_{t-1} + \phi ExoS_t + \epsilon_t^G$, lo que supone que el crecimiento potencial sigue un proceso estocástico integrado de orden uno o paseo aleatorio.

²⁷ Por ejemplo, se incluyen *priors* sobre la función de impulso respuesta de la tasa de crecimiento del PIB potencial ante un shock a la tasa de crecimiento del PIB potencial y se analizan las dinámicas para diferentes submuestras.

²⁸ El modelo sin shocks exógenos y con muestra completa interpreta la fuerte caída en el PIB no minero seguida por una rápida recuperación como una dinámica generada principalmente por shocks de demanda, lo que produce una serie de potencial suavizada y un coeficiente θ en torno a 0.18.

La proyección del crecimiento de PIB potencial converge a la tasa de expansión del PIB tendencial (2,5% en el periodo 2024-2027).²⁹ La estimación de la brecha de capacidad se ubica en torno a 2,9% en 2022.T3, que se compara con la proyección de 2,2% del IPoM de septiembre 2022. La principal fuente de revisión en el trimestre se explica por un dinamismo de demanda mayor que lo anticipado en el IPoM anterior.

Figura 5: PIB No Minero Efectivo y Potencial



Nota: Proyección se denota en color azul.
Fuente: Banco Central de Chile.

3.4. Caída de actividad en 2020.T2 por irrupción de COVID-19: Comparación con literatura

Esta sección compara los resultados presentados en la sección anterior con una selección de artículos de la literatura que analizan el rol relativo de *shocks* de oferta y de demanda en la dinámica del PIB durante el periodo de la pandemia (Tabla 1).

Los resultados de la Figura 5 presentan una caída inédita de la velocidad trimestral del PIB no minero en 2020T2, la que alcanza -13,9%. El FMV-X estima una caída en el crecimiento del PIB potencial (t/t) de -2,0%, lo que sugiere que los *shocks* de oferta contribuyeron a explicar una menor parte del ajuste en la actividad observada en 2020.T2. Lo anterior es equivalente a decir que la mayor proporción de la caída en actividad en ese trimestre se explica por una abrupta caída en demanda.

²⁹ La metodología FMV-X contiene una ecuación de ley de movimiento de velocidades trimestrales del PIB potencial que converge a una velocidad anualizada de 2,5% en el horizonte de proyección.

Otros trabajos de la literatura basada en modelos estructurales recientes también presentan este tipo de descomposiciones. Brevemente, la literatura encuentra mayores contribuciones negativas de *shocks* de oferta, pero cuantitativamente los efectos dependen de la modelación detallada (restricciones de ajuste en mercados, elasticidades de sustitución, complementariedad en consumo/producción y la estructura productiva). Por ejemplo, Baqaee y Fahri (2022) estudian los efectos del *shock* de COVID-19 calibrado de manera tal que genere una reducción del empleo en línea con lo que se observó entre febrero y marzo de 2020 en los EE.UU. Es relevante para explicar estos efectos el grado de interconexión entre los sectores productores de bienes intermedios y ajustes de demanda de bienes finales. La simulación del modelo con *shocks* de oferta y demanda es capaz de generar una caída total de 8,1% en el PIB real que se compara con un ejercicio contrafactual caracterizado únicamente por *shocks* de oferta que pueden explicar una caída de sólo 5,7% del PIB, mientras que, si se activan únicamente *shocks* de demanda, la simulación es capaz de explicar una caída de 5,1% del PIB.³⁰ Estas estimaciones se comparan con una caída trimestral del PIB efectivo de 8,9%.

En otro trabajo, Ulrich Ruch y Taskin (2022) utilizan un SVAR con datos de 14 países ponderados por sus capitalizaciones del mercado accionario y verifican que, en términos de variación trimestral, 2/3 (1/3) de la reducción de crecimiento entre 2019.T4 y 2020.T1 fue generada por *shocks* de demanda (oferta), y aproximadamente 1/2 de la reducción en 2020.T2 fue generada por *shocks* de oferta.

La importancia de los *shocks* de oferta es también enfatizada en Bekaert, Engstrom y Ermolov (2020) a través de un análisis empírico en el cual la identificación de los *shocks* se obtiene a través de los momentos estadísticos de los datos (2do, 3ro, 4to momentos incondicionales), usando también datos de encuestas. Uno de los resultados principales es que la caída trimestral de PIB real de aproximadamente -8,6% en 2020.T2 se descompone por contribuciones de *shocks* de demanda de -3,7% y de oferta de 4,9%.

³⁰ Notar que en Baqaee y Fahri (2022) la caída del GDP en el escenario con ambos shocks no corresponde a lo que se obtiene sumando el impacto individual de los dos shocks; la intuición es que reducción de demanda en sectores económicos ya caracterizados por fuerte limitaciones de oferta, no generan un impacto tan grande como en un contrafactual caracterizado por únicamente shocks de demanda.

Tabla 1: Comparación de los Resultados

Referencia	Metodología / detalles	Impacto de los shocks de oferta/demanda	Países analizados
BCCh FMV-X	Filtro Multivariado extendido con shocks exógenos y system priors.	En 2020.T2 el nivel de PIB NM CF cae trimestral 13,9%, se descompone por una caída de PIB potencial de 2,0 y -11,9% por mayor brecha (demanda).	Chile
Baqae y Fahri (2022)	Modelo Estructural caracterizado por producción con múltiples factores y encadenamientos input/output. El modelo es calibrado de manera de generar una reducción de empleo en línea con lo que se observa en los datos entre 20.M2 y 20.M3.	Simulación explica una caída total t/t de 8,1% en el PIB real, se cuantifica que shocks los de oferta determinan una caída de 5,7% del PIB, mientras los shocks de demanda determinan una caída de 5,1% del PIB. En los datos efectivos el PIB cae -8,9%.	EE. UU.
Ulrich Ruch y Taskin (2022)	Metodología empírica, SVAR con restricciones de signos.	Variación trimestral, 2/3 (1/3) de la reducción de crecimiento entre 19.T4 y 20.T1 fue generada por shocks de demanda (oferta) mientras 1/2 de la reducción de crecimiento en 20.T2 fue generada por shocks de oferta.	Global, 14 países
Bekaert, Engstrom y Ermolov (2020)	Empírica, con datos de encuestas; los shocks son cuantificados a través de revisiones de proyecciones. La identificación de los shocks se obtiene a través de los momentos estadísticos de los datos.	La caída de PIB real (-8.6% anualizada) en 20.T2 se explica por 2/3 por shocks de oferta y 1/3 por shocks de demanda.	EE. UU.

4. Análisis de sensibilidad

Esta sección presenta un análisis de sensibilidad y un rango construido a partir de especificaciones y modelaciones alternativas. Se consideran los siguientes modelos: FMV-X original, FMV-X con *shocks* de oferta y system priors, modelo TRIVAR con *shocks* de oferta estimados, y modelo HP.³¹

La Figuras 6.a y 6.b resumen los resultados, incluyendo también la serie generada a través del filtro HP, como referencia. Intuitivamente, los modelos que no incorporan *shocks* de oferta, como el popular filtro HP, no permiten capturar efectivamente la caída del PIB potencial por razones intuitivas: es un filtro estadístico. El corredor permite posicionar de manera transparente el resultado principal del FMV-X dentro de rangos de referencia. En el Anexo se presentan la figuras de PIB potencial y brecha mostrando cada modelo.

³¹ En el caso del FMV-X se consideran dos alternativas: en la primera, los shocks de ofertas son estimados a través de un BVAR y en la segunda se utiliza el índice de movilidad de Google utilizando solamente los datos de movilidad laboral (“Work Mobility”), que se pueden interpretar como shocks de oferta (ver Espitia et al., 2021).

Figura 6a: PIB Potencial No Minero (parte superior)
(variación trimestral, %)

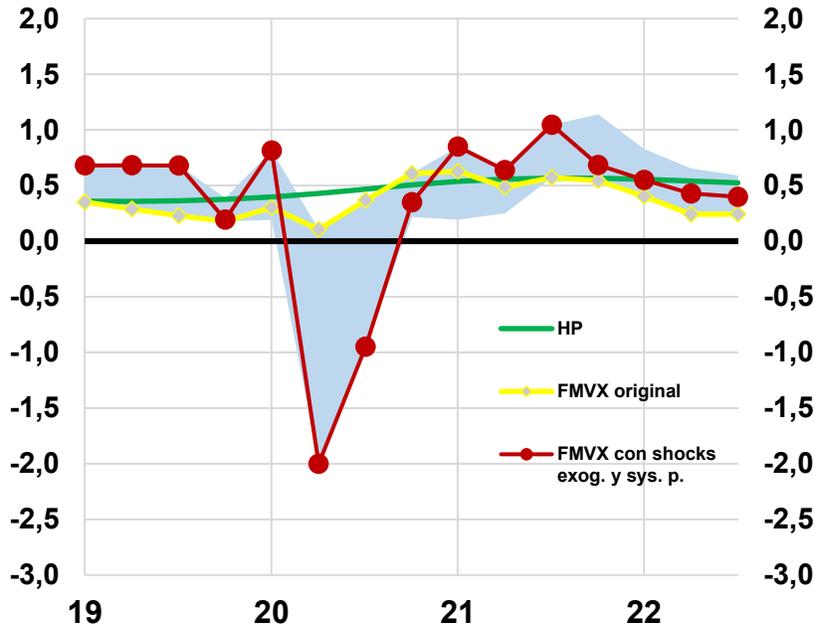
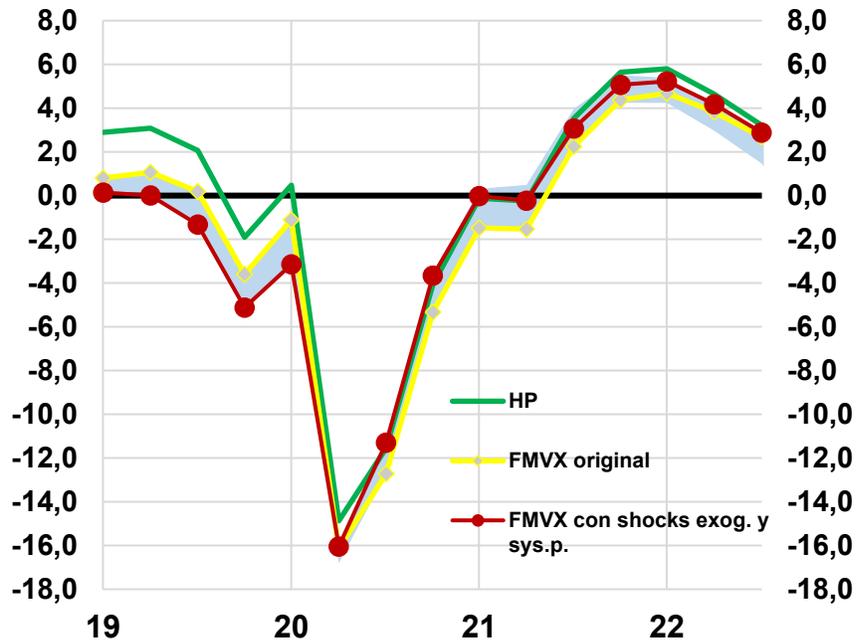


Figura 6b: Brecha
(%)



Nota: Las Figuras muestran el PIB potencial y la brecha, calculada con modelo FMV-X con shocks de oferta estimados y system priors, FMV-X estándar y filtro HP; además, se presentan rangos construidos con máximos y mínimos de los siguientes modelos: FMV-X con shocks de oferta estimados y system priors, FMV-X con shocks Google Mobility Index y system priors, FMV-X tradicional, y TRIVAR con shocks de oferta. Fuente: Banco Central de Chile.

5. Conclusiones

Esta minuta extiende la metodología de filtros de PIB potencial incorporando *shocks* exógenos de oferta y otras innovaciones. La estimación adapta las metodologías utilizadas en la estimación anterior para robustecerlas ante la inestabilidad en los parámetros generada por los impactos de la pandemia (cuarentenas, caída en movilidad, etc.) en las actividades económicas y para formalizar el juicio de expertos a través de la implementación de system priors para filtrar las predicciones del modelo.

Los resultados se alinean con los juicios previos sobre evolución de la actividad durante la pandemia (adaptación y apertura). Además, estos resultados son coherentes con los encontrados en la literatura existente.

Bibliografía

- Aldunate, Rosario, Francisco Bullano, Mario Canales, Gabriela Contreras, Andrés Fernández, Jorge Fornero, Mariana García, Benjamín García, Jennifer Peña, Matías Tapia y Roberto Zúñiga (2019), "Estimación de Parámetros Estructurales de la Economía Chilena". Minuta citada en el Informe de Política Monetaria de Junio de 2019. Banco Central de Chile.
- Aguirre, Álvaro, Rosario Aldunate, Agustín Arias, Javiera Azócar, Mario Canales, David Coble, Gabriela Contreras, Andrés Fernández, Jorge Fornero, Ignacio Gallardo, Benjamín García, Camila Gómez, Juan Guerra-Salas, Daniel Guzmán, Federico Huneeus, Bernabé López-Martín, Matías Solorza y Manuel Taboada (2021), "Estimación de Parámetros Estructurales de la Economía Chilena". Minuta citada en el Informe de Política Monetaria de Junio de 2021. Banco Central de Chile.
- Andrle, Michal, and Jaromir Benes (2013). *System priors: Formulating priors about DSGE models' properties*. International Monetary Fund.
- Banco Central de Chile (2017), "Crecimiento Tendencial: Proyección de Mediano Plazo y Análisis de sus Determinantes".
- Baqae, David, and Emmanuel Farhi (2022). "Supply and demand in disaggregated Keynesian economies with an application to the covid-19 crisis." *American Economic Review* 112, no. 5: 1397-1436.
- Barrero A. y E. Albagli (2015) Tasa de Desempleo y Cambios Demográficos en Chile, Minuta anexa IPoM Marzo 2015. Mimeo. BCCh.
- Blagrove, Patrick, Roberto Garcia-Saltos, Douglas Laxton, and Fan Zhang (2015). A simple multivariate filter for estimating potential output. International Monetary Fund.
- Bekaert, Geert, Eric Engstrom, and Andrey Ermolov (2020). "Aggregate demand and aggregate supply effects of covid-19: A real-time analysis." *Available at SSRN 3611399*.
- Cesa-Bianchi, Ambrogio, and Andrea Ferrero (2021). "The transmission of Keynesian supply shocks".
- Cochilco (2020), "Proyección de la Producción de Cobre en Chile 2020-2031".
- Cochilco (2021), "El Mercado de Litio: Desarrollo Reciente y Proyecciones al 2030".
- Espitia, Alvaro, Aaditya Mattoo, Nadia Rocha, Michele Ruta, and Deborah Winkler. "Pandemic trade: COVID-19, remote work and global value chains." *The World Economy* 45, no. 2 (2022): 561-589.
- Guerrieri, Veronica, Guido Lorenzoni, Ludwig Straub, and Iván Werning (2022). "Macroeconomic implications of COVID-19: Can negative supply shocks cause demand shortages?" *American Economic Review* 112, no. 5: 1437-74.
- Holston, Kathryn, Thomas Laubach y John C. Williams (2020). "Adapting the Laubach and Williams and Holston, Laubach, and Williams Models to the COVID-19 Pandemic." *Federal Reserve Bank of New York*. <https://www.newyorkfed.org/research/policy/firstar>.
- Islamaj, Ergys, Franz Ulrich Ruch, and Eka Vashakmadze. "Demand and Supply Dynamics in East Asia During the COVID-19 Recession." (2021).
- Lenza, Michele, and Giorgio E. Primiceri (2020). *How to Estimate a VAR after March 2020*. No. w27771. National Bureau of Economic Research.

Lubik, Thomas, and Frank Schorfheide (2005). "A Bayesian look at new open economy macroeconomics." *NBER macroeconomics annual* 20: 313-366.

Ruch, Franz Ulrich, and Temel Taskin (2022). "Demand and Supply Shocks." Policy Research Working Paper 9922, World Bank Group.

Uhlig, Harald (2005). "What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedure." *Journal of Monetary Economics* 52, no. 2: 381-419.

Anexo

A.1 Detalles Metodológicos

a. Introducción de Shocks Exógenos

Los filtros multivariado y trivariado son extendidos con la observación de shocks exógenos de oferta estimados a través de un VAR Bayesiano. Lenza y Primiceri (2020) proponen estimar un VAR ajustando temporalmente al alza la varianza de los shocks para acomodar la mayor volatilidad de los datos producto de la ocurrencia de eventos macroeconómicos de magnitud muy grande. Por ejemplo, los efectos de shocks en la actividad causado por el estallido social de octubre 2019 y las restricciones de movimiento aplicadas en distintos grados durante 2020-2021.

Los datos incluyen las siguientes variables: la tasa de crecimiento trimestral del PIB, la tasa de inflación, la tasa de política monetaria, y la depreciación del TCR. Además, se imponen restricciones de signos a la Uhlig (2005) para distinguir shocks de demanda y de oferta. La matriz siguiente resume las restricciones elegidas:

$$\begin{bmatrix} \backslash & \epsilon_S & \epsilon_D & \epsilon_{MP} & \epsilon_{\Delta TCR} \\ G & + & + & - & i \\ \pi & - & + & - & + \\ i & - & + & + & + \\ \Delta TCR & + & - & i & + \end{bmatrix}$$

Donde G , denota la tasa de crecimiento del PIB, π la tasa de inflación, i la tasa de interés de política monetaria y ΔTCR el tipo de cambio, y ϵ_j representan los shocks estructurales.

Se asume que el *shock positivo de oferta* determina un aumento contemporáneo de la actividad económica, una reducción de la inflación, de la tasa de política monetaria (asumiendo un régimen de metas de inflación) y una depreciación de la tasa de cambio (para favorecer el ajuste del exceso de oferta de producto domésticos).³²

Se asume un *shock positivo de demanda* determina un aumento contemporáneo de la actividad económica y de la tasa de inflación, un aumento de la tasa de política monetaria y una apreciación de la tasa de cambio (la cual se manifiesta por un exceso de demanda de productos internos).

Los shocks de oferta así estimados, especialmente durante la pandemia del COVID-19, son coherentes con mediciones más directas de los efectos de las restricciones como, por ejemplo, el número promedio de visitas a estaciones de servicios, lo que da apoyo a la metodología elegida (ver Figura 1 en el texto principal).

³² La depreciación de TCR a seguido de shocks de oferta es un resultado estándar en modelos Neo-Keynesiano de economía abierta (ver por ejemplo, Lubik y Schorfheide, 2005).

b. Introducción de System Priors

En el FMV-X se introducen también priors sobre las propiedades del modelo (Andrle y Benes, 2013) conocidas como system priors que complementan las priors estándar sobre los parámetros. En este ejercicio se postulan system priors sobre las FIRs y la descomposición de la varianza de los shocks.³³ En ambos los casos, las priors son informadas considerando los resultados de un modelo FMV-X estimado con datos disponibles a la fecha de la revisión del IPoM junio 2019, esto es datos hasta 2019.T2. Las mencionadas propiedades del modelo guían la especificación de system priors. Estas priors influyen en la estimación del modelo cuando se extiende la muestra hasta 2022.T3. Consecuentemente, las predicciones y propiedades del FMV-X resultan más comparables con las dinámicas históricas al tiempo que incorpora la información de las fluctuaciones de la actividad económica agregada provocadas por la pandemia COVID-19.

En primer lugar, los priors sobre las FIRs cautelan que las dinámicas temporales no se vean exageradamente afectadas por la pandemia. En segundo lugar, para la descomposición de la varianza se consignan priors sobre las proporciones relativas de varianza explicadas por los distintos shocks. Mas formalmente, las system priors modifican la función de verosimilitud como sigue:

$$p(\Xi|Y, Z, M) = L(Y|\Xi, M) \times p_s(Z|\Xi, M) \times p_m(\Xi|M),$$

donde Y denota los datos, Z denota las propiedades del modelo M , $L(Y|.)$ representa la función de verosimilitud que resulta de haber observado la muestra de datos Y , $p_s(Z|.)$ denota la densidad system prior (por ejemplo, sobre las propiedades “Z” de las FIRs) y $p_m(\Xi|M)$ el prior marginal “estándar” sobre el vector de parámetros Ξ .

A.2 Detalles Resultados de PIB Potencial y Brecha

En este Anexo se presentan el PIB potencial y brecha presentados en el texto principal (FMV-X con shocks exógenos y system priors) juntos con los resultados asociados con el FMV-X original, FMV-X con solo shocks de oferta, TRIVAR con shocks de oferta, y filtro HP. El corredor es construido como min-max de los modelos, excluyendo el filtro HP. Las Figuras A.1.a y A.1.b presentan los resultados.

³³ La metodología system priors otorga flexibilidad al investigador para proponer modelos que entregan predicciones que guardan coherencia con la teoría económica. Ejemplos de otras system priors potencialmente interesantes incluyen priors sobre la descomposición espectral del modelo y medidas de “coherencia” a partir de medidas de cross-spectrum de los datos.

Figura A.1.a: PIB Potencial No Minero (parte superior)
(variación trimestral, %)

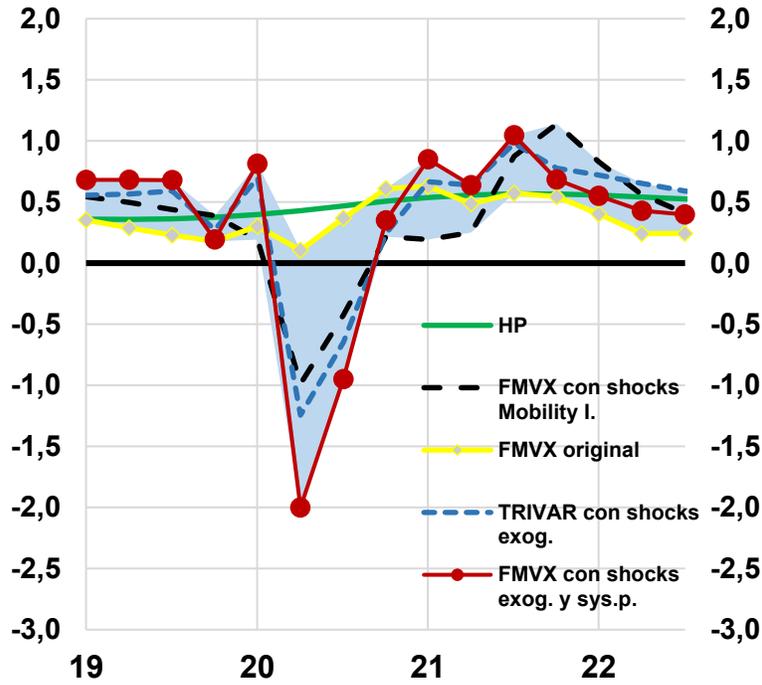
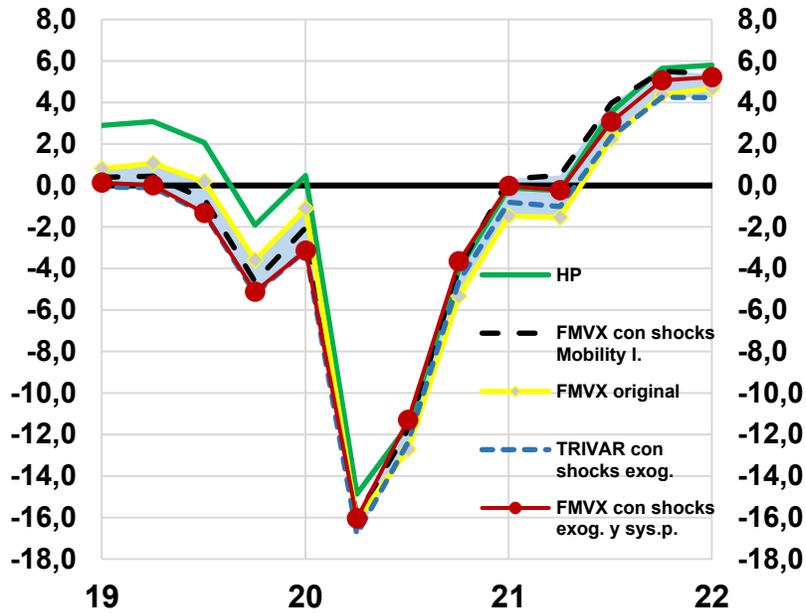


Figura A.1.b: Brecha
(%)



Nota: Las Figuras muestran el PIB potencial y la brecha, calculada con modelo FMV-X con shocks de oferta estimados y system priors, FMV-X estándar, FMV-X con shocks Google Mobility Index y system priors, filtro TRIVAR con shocks de oferta, y filtro HP; además, se presentan rangos construidos con máximos y mínimos de los siguientes modelos: FMV-X con shocks de oferta estimados y system priors, FMV-X con shocks Google Mobility Index y system priors, FMV-X tradicional, y TRIVAR con shocks de oferta. Fuente: Banco Central de Chile.

A.3 Detalles sobre el Filtro Multivariado Extendido Original

El Filtro Multivariado Extendido (FMV-X) 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_t^{ss}). 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_t) como el desvío de la tasa observada (U_t) respecto a la tasa NAIRU (\bar{U}_t) (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 proyecciones de mediano y largo plazo. Estos ajustes permiten reducir el sesgo de final de la muestra de la estimación. Entre las principales mejoras de respecto al FMV se encuentra una mejor estimación de la velocidad de ajuste del potencial (parámetro θ) y mejor predicción incondicional respecto a su antecesor.

Minuta citada en el Recuadro II.2:

Estimaciones de la tasa de interés real natural

Agustín Arias, Guillermo Carlomagno, Valentina Cortés, Nicolás Eterovic, Jorge Fornero, Markus Kirchner, Carlos Molina y Matías Muñoz (Diciembre, 2022)

1. INTRODUCCIÓN

Esta minuta describe los análisis realizados en la estimación de la tasa de interés de política monetaria neutral (TPMN) para Chile. Se presenta una actualización de las estimaciones siguiendo las metodologías empleadas en la minuta del IPoM de Junio 2021¹. La revisión previa usó datos hasta el primer trimestre de 2020. Esta actualización extiende la muestra hasta el tercer trimestre de 2022 y añade nuevas metodologías en línea con la práctica de otros bancos centrales. Lo anterior permite una estimación más robusta de la TPMN, en un contexto donde la economía ha experimentado múltiples *shocks*, algunos inusuales como la pandemia del Covid-19.

La reestimación de la TPMN sugiere un alza respecto a lo estimado en el IPoM de junio 2021, ubicando a la TPMN real en torno a 0,75%, que constituye un incremento de 25 puntos base (pb) respecto a la estimación previa. Así, la TPMN nominal se ubica en 3,75%, luego de adicionar la meta de inflación de 3% del Banco Central de Chile (BCCh). Excluyendo las estimaciones extremas, se obtiene un rango para la TPMN real entre aproximadamente 0,5 y 1%, o entre 3,5 y 4% para la TPMN nominal. La revisión es coherente con la reciente reversión de las tasas neutrales en otras economías.

El resto del capítulo se estructura de la siguiente manera: la sección 2 brinda un marco conceptual en donde se define qué es la tasa de interés neutral. La sección 3 explica el contexto económico y financiero en el cual se enmarcan las nuevas estimaciones, en conjunto con una revisión de literatura sobre los métodos de estimación de la tasa de interés neutral. En la sección 4 se describen en detalle los modelos empíricos utilizados y los resultados obtenidos. Finalmente, la sección 5 resume las principales conclusiones de esta actualización.

2. MARCO CONCEPTUAL

La tasa natural, o neutral, de interés es una tasa real asociada 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 tasa de interés no es observable y, por lo tanto, debe ser inferida a partir de variables y relaciones que sí son observables.

¹ [Minutas Citadas en Recuadros IPoM Junio 2021.](#)

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).

Bajo esta definición, la tasa natural de interés sería aquella bajo la cual hay estabilidad de precios y donde se igualan las decisiones de ahorro e inversión en una economía. Otro concepto de tasa de interés real neutral (TIRN)² utilizado para el análisis macroeconómico suele basarse en la redefinición dada por Woodford (2003), que define la TIRN como la tasa de retorno real de equilibrio —que depende de fundamentales económicos como la productividad y preferencias, entre otros— en un contexto de precios completamente flexibles.

Extendiendo estos conceptos a un enfoque tendencial, y entendiendo que la tasa de política monetaria de los bancos centrales debiese ser coherente con la tasa natural de la economía³, el BCCh define la tasa de política monetaria neutral (TPMN) como aquella tasa de corto plazo coherente con un PIB en su nivel de equilibrio de largo plazo —tendencial— y una inflación que se ubica en la meta de 3%, una vez que los efectos de los shocks transitorios en la economía se han disipado.⁴ Por esta razón, la TPMN es inherentemente una tasa de política asociada a un equilibrio de estado estacionario, a la que se espera que la TPM efectiva converja gradualmente, en ausencia de perturbaciones adicionales que alejen la economía de su nivel tendencial. De ahí que la TPMN referida es la que se entiende como una tasa neutral tendencial.

La tasa neutral es un parámetro importante para la calibración de los modelos de proyección, toda vez que marca el nivel hacia donde la tasa de política monetaria converge en el largo plazo.

Cabe destacar que la TPMN es una tasa libre de premios por riesgo y por plazo. Por ende, en la medida en que estos componentes puedan fluctuar en el tiempo, cambios en la TPMN no irán necesariamente aparejados con movimientos equivalentes en las tasas de mercado ni en sus expectativas. Es posible que la TPMN exhiba una tendencia decreciente al mismo tiempo que tasas de activos riesgosos se mantengan constantes o incluso aumenten.

² En este capítulo se utilizará indistintamente la abreviación TIRN y TPMN real para referirse a la tasa de política monetaria neutral real.

³ Orphanides y Williams (2002) postulan que para que un banco central tenga éxito en la estabilización de precios debe alinear su tasa de política con la tasa natural de la economía.

⁴ En cada momento en el tiempo conviven en una economía un sinfín de tasas de interés; la TIRN hace referencia, de forma genérica, a dicho conjunto. Mientras que la TPMN corresponde al nivel de la tasa de interés natural - TIRN más nivel de inflación esperado - del activo que usa el Banco Central para fijar la TPM.

3. CONTEXTO Y LITERATURA RELACIONADA

Desde la última revisión de la TPMN realizada en el IPoM de junio 2021, la economía ha enfrentado múltiples *shocks* macroeconómicos. En particular, se desplegaron importantes paquetes de estímulo para lidiar con las consecuencias económicas generadas por la pandemia COVID-19 y se retiraron ahorros previsionales por un monto acumulado en torno al 33% del PIB durante 2021. Adicionalmente, desde 2021 se ha observado un importante aumento en los costos externos explicado por mayores precios de materias primas y alimentos debido a la disrupción en las cadenas globales de suministros y, ya en 2022, por la guerra entre Rusia y Ucrania. Lo anterior ha generado presiones inflacionarias que han llevado a mayores tasas de política monetaria a nivel global y local, observándose un deterioro en las condiciones financieras de largo plazo e incremento del riesgo.

En este contexto, el BCCh ha considerado apropiado revisar un conjunto de modelos empleados en la estimación de la TPMN. En concreto, se estiman 5 tipos de modelos que buscan inferir el nivel de la tasa neutral a partir de distintos enfoques complementarios: (i) modelos que estiman ciclos y tendencias estocásticas a partir de series de inflación y tasas de interés cortas y largas; (ii) modelo en base a precios de activos financieros que corrigen por premios por plazo; (iii) modelo semi-estructural basado en la ecuación de Euler y la curva de Phillips; (iv) estimaciones recursivas de Reglas de Taylor; y (v) otras metodologías: paridad de tasas, modelos de consumo y de tendencia estocástica común.

Dentro de las metodologías descritas destaca el trabajo de Laubach y Williams (2003) (LW), que ha sido ampliamente utilizado por otros bancos centrales en la estimación de la TPM. Este modelo se basa en ecuaciones reducidas tipo IS y curva de Phillips, donde la TIRN es determinada por la tendencia del crecimiento y otras variables. Posteriormente, Holston, Laubach y Williams (2017) (HLW) realizan modificaciones a LW y lo aplican en la estimación de la TPMN en Canadá, la Eurozona y el Reino Unido, además de EE.UU. Esta minuta muestra una aplicación de HLW a Chile.⁵

Actualmente existen diversas versiones del modelo LW, una de ellas es la extensión del modelo considerando una economía abierta. Dentro de estas versiones se tienen los trabajos de Berger y Kempa (2014), Danielsson et al. (2016), Ceballos, Fornero y Gatty (2017), Carrillo et al. (2018) y Wynne y Zhang (2018), que se basan en ecuaciones tipo IS y Philips añadiendo distintas variables y/o relaciones de comportamiento que buscan capturar la interacción entre las economías domésticas y el resto del mundo.

⁵ Los autores extienden la metodología en 2020 para controlar por la abrupta caída en actividad en 20.T1 debido a las medidas sanitarias a raíz del COVID-19 tomadas por la administración de Estados Unidos. [Nota adaptación metodológica.](#)

Estos modelos tienen tanto beneficios como problemas. Por una parte, tienen el beneficio de ser simples —en base a relaciones económicas básicas— y al mismo tiempo, utilizan datos ampliamente disponibles para los países. Por otra parte, dichos modelos suelen tener asociado problemas con muestras pequeñas de datos (estimadores imprecisos), lo que es particularmente problemático para países en desarrollo. 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.

Por otro lado, Del Negro et al. (2017) (DN17) propone identificar la TIRN con la tendencia de la tasa real de interés, construida a partir de la diferencia entre las tendencias de la tasa de interés nominal e inflación, en línea con la ecuación de Fisher. Para esto, descompone distintas series de inflación y tasas de interés en sus respectivos ciclos y tendencias, lo que logra expresando las series observadas como la suma de una tendencia estocástica (a partir de caminos aleatorios) y un VAR, que captura las dinámicas cíclicas. La especificación base de DN17 considera, por un lado, las tasas nominales de bonos del tesoro estadounidense de corto (3 meses) y largo plazo (20 años) y las expectativas de tasa de corto plazo, las cuales se asume comparten una tendencia común y, por otro lado, la tasa de inflación y las expectativas inflacionarias, que también se asume comparten una tendencia común. Extensiones de esta especificación que incluyen más series de datos —crecimiento del consumo y retornos de bonos corporativos, por mencionar algunos— arrojan resultados similares.

Este modelo de ciclo–tendencia comparte atributos con las extensiones de LW, con la diferencia que usa distintos datos y relaciones además de presentar menor imprecisión en la estimación de los parámetros. Esto último se debe en parte a que las relaciones de las ecuaciones son más informativas (no hay curvas planas) y en parte a que se estiman a través de métodos Bayesianos en los cuales la precisión, además de depender de los datos, depende de la *prior* impuesta.

En las siguientes dos secciones, se explicará en detalle las metodologías utilizadas junto a los principales resultados obtenidos en esta actualización.

4. MODELOS EMPÍRICOS

Esta sección describe las metodologías utilizadas y sus principales resultados. La primera de ellas mide la tasa esperada de un bono a 10 años una vez pasados 5 años, corrigiendo por premio por plazo. El segundo modelo corresponde a la aplicación de HLW a Chile. El tercer método estima la tasa neutral mediante Reglas de Taylor mientras que la cuarta y quinta son aplicaciones de DN17. Estas metodologías ya fueron revisadas durante la estimación de la TPMN neutral en la minuta asociada al IPoM de junio 2021. Finalmente, el último apartado revisa otras metodologías

complementarias. Las estimaciones consideran datos hasta el tercer trimestre de 2022, por lo que se incluye el periodo de la pandemia COVID-19 y la ocurrencia de múltiples *shocks*.

4.1. MODELO EN BASE A PRECIOS DE ACTIVOS FINANCIEROS

Esta metodología estima la TIRN de manera directa a partir de tasas forward derivadas de precios de activos financieros. Siguiendo a Ceballos et al. (2017), la TIRN se define como la tasa forward 5 en 5 (tasa promedio en 10 años una vez transcurridos 5 años). Conceptualmente, esta tasa apunta a un plazo más largo, toda vez que refleja la tasa que prevalece una vez que se han disipado los *shocks* cíclicos y la actividad e inflación convergen a sus tendencias.

La literatura empírica proporciona evidencia que los premios por plazo (en nivel y variabilidad) contribuyen a explicar la evolución de las tasas de interés largas. Ceballos et al. (2017) analizan el caso chileno y encuentran que efectivamente las tasas largas contienen premios por plazo, por lo que movimientos de dichas tasas no necesariamente representan fluctuaciones en la trayectoria esperada para la TPM.

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

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

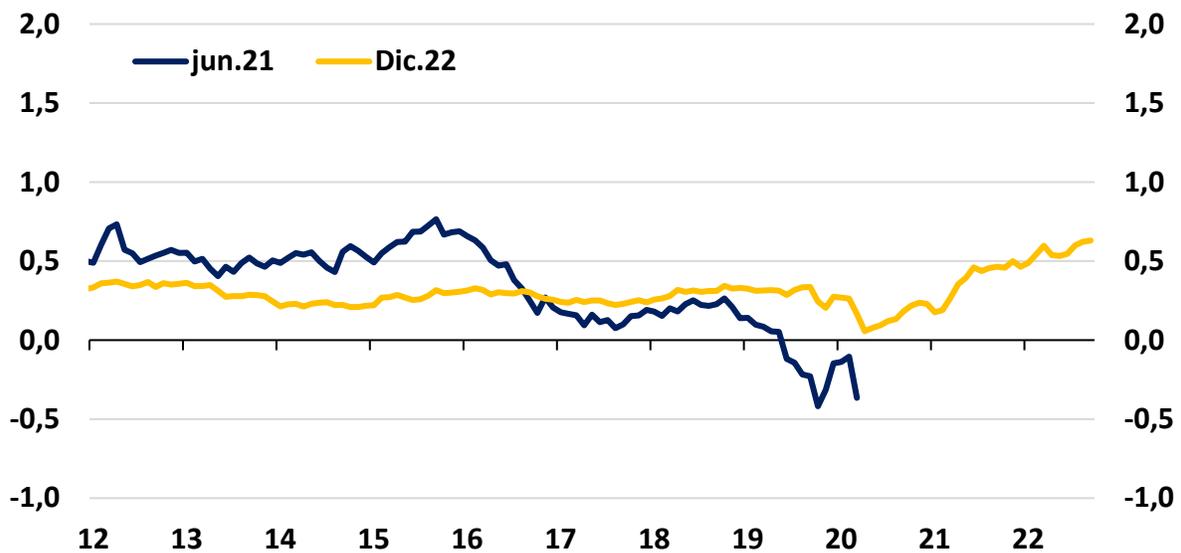
donde $i_t(n)$ representa la tasa swap nominal a plazo de madurez n que puede ser descompuesta en dos partes: (i) el promedio de tasas cortas esperadas (tasas de riesgo neutral), denotadas por trn_t , el cual está asociado a la trayectoria esperada de la TPM; y (ii) los premios por plazo denotados por $pp_t(n)$. 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 la trayectoria esperada de tasas cortas.

Siguiendo a Ceballos et al. (2016, 2017), ambos componentes pueden ser identificados mediante la estimación de modelos *affine* (Adrian et al., 2013), que permiten predecir el componente de tasas cortas esperadas según una relación afín determinada por un conjunto de factores observados. Éstos corresponden a los tres primeros componentes principales de la estructura de tasas de interés y dos variables macroeconómicas: el crecimiento anual del IMACEC no minero e inflación sin volátiles.

En gráfico 1 se muestran los resultados de la estimación de la TIRN a partir de bonos. Se observa que respecto a la estimación de junio 2021, la TIRN libre de premios por plazo ha aumentado aproximadamente 80 pb, ubicándose en torno a 0,6% promedio en el tercer trimestre de 2022. Esta revisión se da en un contexto de incremento en toda la estructura de tasas de interés. En particular, las tasas cortas comenzaron a subir sostenidamente hacia fines de 2021 en respuesta a la mayor

contractividad de la política monetaria a nivel local y global. En Chile, la TPM subió alrededor de 1000 pb entre junio 2021 y septiembre 2022. Por otro lado, las tasas largas exhibieron aumentos importantes, en parte debido a mayores premios por plazo en un contexto de alta incertidumbre local y externa, y en parte por un alza en la trayectoria esperada de tasas cortas en vista de una inflación elevada y persistente.

Gráfico 1: Tasa de interés neutral real de largo plazo a partir de activos financieros (ACM) (porcentaje)



Nota: Estimación realizada en minuta de junio 2021 considera datos hasta 2020T1 mientras que estimación actual considera datos hasta 2022T3. Fuente: Cálculos propios en base a Banco Central de Chile.

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

Como se mencionó, Holston, Laubach y Williams (2017) (HLW) extienden el trabajo de Laubach y Williams (2003) (LW) y lo aplican a cuatro economías desarrolladas. En esta metodología la TIRN es una variable inobservable que se estima a través de un conjunto de relaciones macroeconómicas complementadas con *shocks* que siguen procesos estocásticos estándar. El modelo consta de: (i) una curva IS, (ii) una curva de Phillips, y (iii) tres ecuaciones que definen las variables inobservables de producto potencial, brecha producto y tasas de interés neutral.

Respecto de la tasa neutral, LW asumen una relación directa entre r_t^* y el crecimiento potencial g_t , más un factor estocástico no observado con media cero y varianza constante:

$$r_t^* = \frac{1}{\sigma} g_t + z_t. \quad (2)$$

Este factor estocástico captura la influencia de otros factores no observados tales como cambios en la tasa de descuento o aversión al riesgo de los hogares. La relación (2) se basa en la ecuación de Euler derivada de un modelo clásico de crecimiento como el de Ramsey (1928). Posteriormente, HLW flexibilizan dicha relación al suponer $\sigma = 1$ en (2) y permiten que z_t se distribuya siguiendo un proceso estocástico integrado de forma tal que se descarta la restricción de media cero para z_t .

Al modelo se añade una curva IS para explicar la dinámica de la brecha producto, \tilde{y} :

$$\tilde{y}_t = a_{y1}\tilde{y}_{t-1} + a_{y2}\tilde{y}_{t-2} - \frac{a_r}{2}(r_{t-1} - r_{t-1}^* + r_{t-2} - r_{t-2}^*) + \epsilon_{\tilde{y},t}, \quad (3)$$

donde r_t es la tasa real ex-ante vigente en t y $\epsilon_{\tilde{y},t}$ es un proceso *iid* con media cero y varianza constante.

Adicionalmente, se incorpora una curva de Phillips para modelar la dinámica de la inflación, π_t :

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

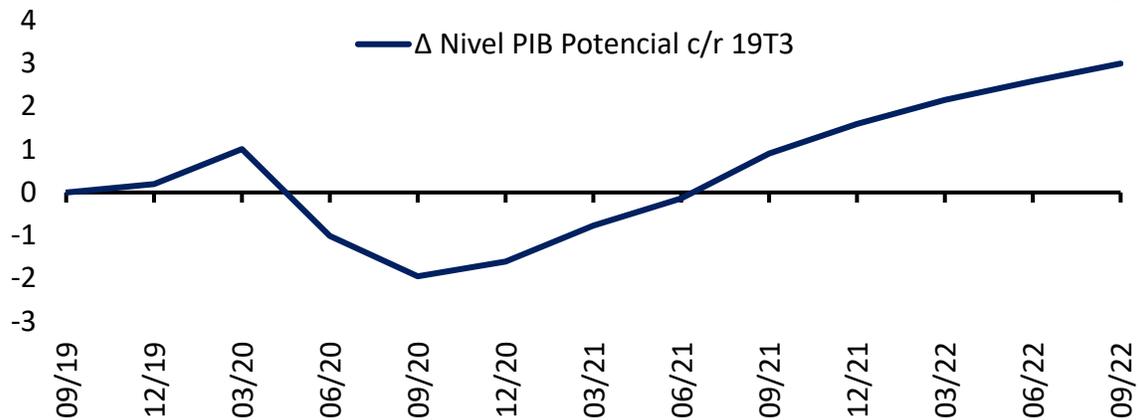
donde π_{t-1} es la inflación rezagada un trimestre y $\pi_{t-2,4}$ es el promedio de la inflación rezagada 2 y 4 trimestres. Por otro lado, se define el crecimiento del nivel del PIB potencial, y^* :

$$y_t^* = y_{t-1}^* + g_{t-1} + \epsilon_{y^*,t}. \quad (5)$$

Es importante mencionar que este modelo combina variables integradas y estacionarias, lo cual exige una muestra de datos suficientemente extensa para poder identificar correctamente los parámetros. Para ello, se emplean datos trimestrales de TPM, PIB no minero e inflación sin volátiles desde marzo 1986 a septiembre 2022. Finalmente, siguiendo a los autores se realiza un ajuste del modelo para tomar en cuenta el *shock* económico generado por el COVID-19.⁶

Gráfico 2: PIB potencial utilizado en estimación HLW
(porcentaje)

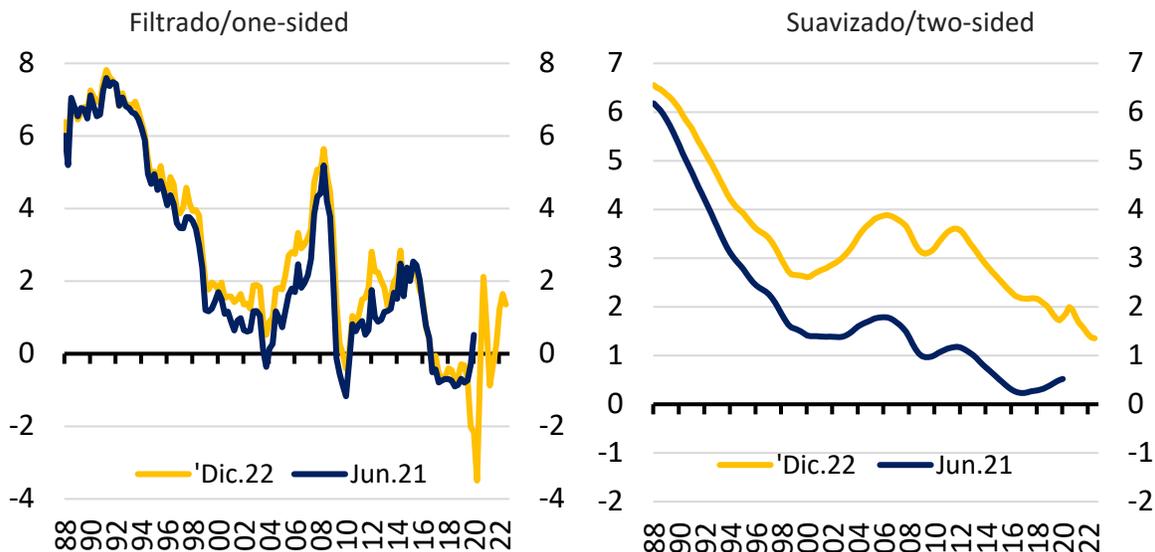
⁶ Una leve modificación respecto a lo propuesto por los autores es que ellos consideran, como variable de ajuste, el [Índice de Restricciones](#) desarrollado por la Universidad de Oxford mientras que en esta minuta se considera la diferencia porcentual en el nivel del PIB potencial estimado en cada trimestre respecto al nivel de 2019T3, previo al evento del 18 de octubre que afectó el nivel de actividad en el último trimestre de 2022.



Nota: La estimación actual considera la estimación del PIB potencial del IPoM de Diciembre 2022 mientras que el ejercicio del IPoM de Junio 2021 considera el PIB potencial estimado en aquel entonces. Fuente: Cálculos propios en base a Banco Central de Chile.

Los resultados de la estimación de HLW para Chile se muestran en el gráfico 2. En el panel izquierdo del gráfico 3 se presenta la estimación de la TIRN *one-sided* obtenida mediante el filtro de Kalman. Se observa un incremento en la tasa real neutral en torno a 90 pb por sobre lo reportado en la minuta previa. El panel de la derecha muestra la versión suavizada *two-sided* de la tasa neutral, que exhibe una tendencia decreciente desde fines de los años ochenta. Ambas estimaciones arrojan un nivel puntual de 1,4% para la TIRN en el tercer trimestre de 2022.

Gráfico 3: Estimación de la TIRN siguiendo HLW (porcentaje)



Nota: estimación minuta de junio 2021 incluye muestra hasta 20T1 mientras que estimación actual considera datos hasta 22T3. Fuente: cálculos propios. Banco Central de Chile y códigos provisto por los autores.

4.3. REGLA DE TAYLOR⁷

Las Reglas de Taylor (1993) relacionan la tasa de política monetaria (TPM) con las desviaciones de la inflación y actividad respecto sus niveles de mediano o largo plazo. En base a esta definición se procede a estimar la siguiente expresión con el objetivo de cuantificar la tasa de interés neutral nominal de largo plazo:

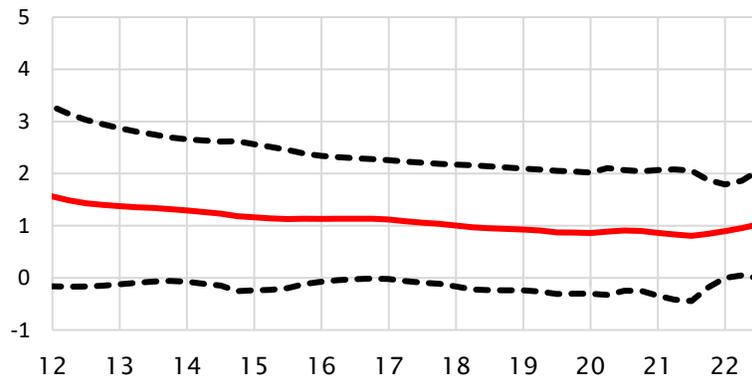
$$i_t = \lambda + \rho i_{t-1} + (1 - \rho)[\alpha(y_t - y_t^*) + \beta(\pi_t - \bar{\pi})] + \varepsilon_t, \quad (6)$$

donde i_t corresponde a la tasa de interés de política monetaria (TPM), ρ corresponde al grado de inercia con que el Banco Central ajusta la TPM, $(\pi_t - \bar{\pi})$ denota la brecha de inflación definida como la diferencia entre la inflación y meta de inflación de 3%, $(y_t - y_t^*)$ corresponde a la brecha producto. En el caso de la brecha producto se considera el PIB no minero mientras que la brecha de inflación considera la inflación sin componentes volátiles, de acuerdo con Carlomagno et al. (2021). La tasa de interés nominal de largo plazo viene dada por:

$$i^* = \frac{\lambda}{1 - \rho}, \quad (7)$$

Finalmente, se emplea la ecuación de Fisher para calcular la TPMN real: $r^* = i^* - \bar{\pi}$. El gráfico 4 muestra los resultados de estimar los coeficientes de la Regla de Taylor y deducir la media incondicional del modelo. En concreto, se tiene una TPMN real en torno al 1,0%, lo cual resulta 70 pb por sobre la estimación de junio 2021.

Gráfico 4: Estimación de la TIRN según Regla de Taylor (porcentaje)



Nota: líneas punteadas indican intervalos de confianza al 68% y línea sólida roja indica tasa de interés neutral real estimada. Fuente: Cálculos propios en base a Banco Central de Chile.

⁷ Esta sección está basada en Ceballos et al. (2017).

4.4. MODELOS DE TENDENCIAS ESTOCÁSTICAS EN BASE A RETORNOS DE BONOS, INFLACIÓN Y EXPECTATIVAS

La primera parte de esta sección reproduce la metodología propuesta por DN17, para luego describir las especificaciones concretas consideradas para las estimaciones de la TPMN de Chile.

Como se señaló anteriormente, DN17 identifica la TPMN con la tendencia estocástica de la tasa real, e infiere esta última a partir de la diferencia entre las tendencias estocásticas de las tasas nominales y de la inflación, asumiendo que la ecuación de Fisher se cumple en tendencias:

$$\bar{r}_t = \bar{R}_t - \bar{\pi}_t, \quad (8)$$

donde las barras denotan la tendencia de una variable y \bar{r}_t , \bar{R}_t y $\bar{\pi}_t$ denotan la tasa real, la tasa nominal y la inflación respectivamente. Las tendencias son luego extraídas mediante un BVAR que descompone distintas series de tasas e inflación en tendencia y ciclo. Más concretamente, el modelo está dado por la siguiente ecuación de medida:

$$y_t = \Lambda \bar{y}_t + \tilde{y}_t, \quad (9)$$

donde y_t es un vector $nx1$ de observables, \bar{y}_t es un vector $qx1$ de tendencias, con $q \leq n$, $\Lambda(\lambda)$ es una matriz nxq de ponderadores, que es restringida y depende del vector de parámetros libres λ e \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 variables inobservables que se asume siguen un camino aleatorio y un VAR, respectivamente:

$$\bar{y}_t = \bar{y}_{t-1} + e_t, \quad (10)$$

$$\Phi(L)\tilde{y}_t = \varepsilon_t, \quad (11)$$

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

$$\begin{bmatrix} e_t \\ \varepsilon_t \end{bmatrix} \sim N \left(\begin{bmatrix} 0_q \\ 0_n \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \Sigma_e & 0 \\ 0 & \Sigma_\varepsilon \end{bmatrix} \right), \quad (12)$$

donde Σ son matrices definidas positivas y N denota la distribución normal multivariada. Se asumen que las condiciones iniciales \bar{y}_0 e $\tilde{y}_{0:-p+1} = (\tilde{y}'_0, \dots, \tilde{y}'_{-p+1})'$, se distribuyen como sigue:

$$\begin{aligned} \bar{y}_0 &\sim N(\underline{y}_0, \underline{V}_0), \\ \tilde{y}_{0:-p+1} &\sim N(0, V(\Phi, \Sigma_\varepsilon)) \end{aligned} \quad (13)$$

con $V(\Phi, \Sigma_\varepsilon)$ siendo la varianza incondicional de $\tilde{y}_{0:-p+1}$ implicada por (4.4.4). Este modelo es un modelo multivariado de descomposición independiente entre tendencia y ciclo, dada la ortogonalidad entre los shocks que afectan a cada componente. Este es un modelo de estado-espacio lineal y normal que se estima eficientemente mediante un muestreo de Gibbs. Al igual que DN17, las *priors* asumidas para la aplicación a Chile son:

$$\begin{aligned} p(\varphi|\Sigma_\varepsilon) &\sim N(\text{vec}(\Phi), \Sigma_\varepsilon \otimes \Omega)I(\varphi), \\ p(\Sigma_\varepsilon) &= IW(\kappa_\varepsilon, (\kappa_\varepsilon + n)\underline{\Sigma}_\varepsilon) \\ p(\Sigma_e) &= IW(\kappa_e, (\kappa_e + q + 1)\underline{\Sigma}_e) \end{aligned} \tag{14}$$

donde $\varphi = \text{vec}(\Phi)$, $IW(\kappa, (\kappa + m + 1)\underline{\Sigma})$ es la distribución de *Wishart inversa* con moda $\underline{\Sigma}$ y grados de libertad κ . $I(\varphi)$ es una función indicadora que toma el valor 0 cuando el VAR se vuelve explosivo. Las variables incluidas en cada versión y toda la especificación cuantitativa se determinan siguiendo a DN17 y la economía chilena en particular cuando así sea necesario. A continuación, se mostrarán las dos versiones principales consideradas de este modelo.

a) MODELO BASE: CON BCP-10

La primera versión que consideramos es una especificación simple que solo incluye datos sobre la tasa nominal de corto plazo (TPM), su expectativa, la tasa nominal de largo plazo (BCP-10) y sobre la inflación (IPC) y su expectativa.⁸ Se utiliza información sobre la tasa de corto y largo plazo porque se está interesado en la tendencia común a todas las maduresces, y porque la tasa a largo plazo continúa proveyendo información sobre la tendencia, incluso cuando la tasa corta se encuentra limitada por la cota inferior efectiva (*effective lower bound, ELB*). Las series de expectativas, que se construyen a partir de series a distintos plazos, ayudan a identificar las tendencias, más aún cuando no se dispone de series largas. Cada variable observada se descompone entonces en su componente tendencial y cíclico (estacionario), imponiendo tendencias comunes a distintas series. Tenemos entonces que:

$$\pi_t = \bar{\pi}_t + \tilde{\pi}_t, \tag{15}$$

$$R_t = \bar{R}_t + \tilde{R}_t, \tag{16}$$

$$\pi_t^e = \bar{\pi}_t + \tilde{\pi}_t^e, \tag{17}$$

$$R_t^e = \bar{R}_t + \tilde{R}_t^e, \tag{18}$$

$$R_t^L = \bar{R}_t + \overline{p}p_t + \tilde{R}_t^L, \tag{19}$$

⁸ Esta versión corresponde al modelo Base en DN17.

donde la barra denota el componente tendencial y la tilde el estacionario. La tendencia de la tasa larga se descompone, a su vez, en la tendencia del retorno nominal, \bar{R}_t , común a las tres series de tasas y un componente propio que captura la tendencia del premio por plazo. Nótese que no se asume un componente tendencial de riesgo, ya que se asume que la TPM y el BCP-10 revisten un riesgo similar.

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

$$\bar{r}_t = \bar{R}_t - \bar{\pi}_t, \tag{20}$$

donde \bar{r}_t es la tasa real tendencial. Esta ecuación es la que permite obtener la TPMN a partir de las tendencias del retorno nominal de la economía y la tendencia de la inflación.⁹ El supuesto base en este modelo es que se puede conocer el comportamiento de la TPMN a través de la tasa real tendencial realizada porque se asume que su diferencia es estacionaria.

Este modelo entonces se compone de las ecuaciones (15)-(19), reemplazando (20) en (16), (18) y (19). Para la estimación de los modelos se usa la muestra 2002.T1-2022.T3. La razón detrás de esto es que el período con meta constante de inflación comienza en 2001.T3 y se toma el final de 2001 para calibrar 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 EEE¹⁰. La tasa larga es la de los papeles BCP-10.

Las variables descritas por las ecuaciones (8)-(13) son: $y = \{\pi, \pi^e, R, R^e, R^L\}$, $\bar{y} = \{\bar{\pi}, \bar{r}, \bar{p}\bar{p}\}$ y $\tilde{y} = \{\tilde{\pi}, \tilde{\pi}^e, \tilde{R}, \tilde{R}^e, \tilde{R}^L\}$. Las *priors* utilizadas se escogieron siguiendo a DN17. Los estados iniciales se distribuyen siguiendo una 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 estacionarios¹¹. La matriz V_0 es una identidad. La distribución de las varianzas de las innovaciones, especificada en (14), tiene parámetros $\kappa_e = 100$ y Σ_e una matriz diagonal con valores igual a $1/400$ ¹², $\kappa_\varepsilon = n + 2$ y la diagonal

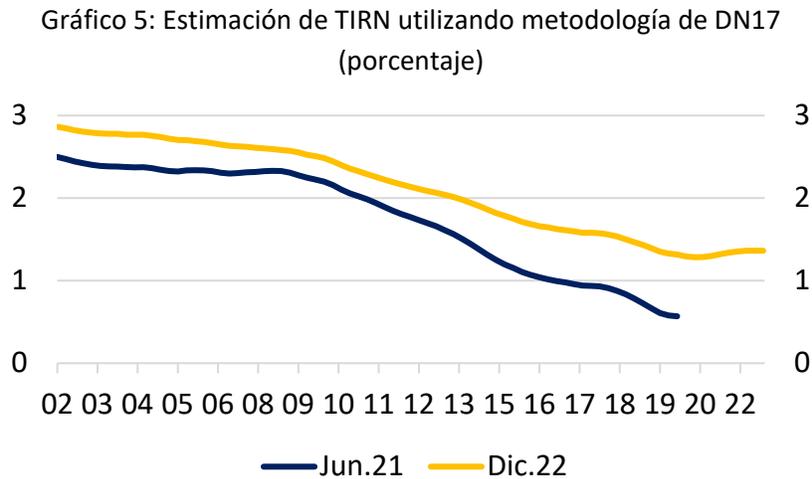
⁹ El modelo que finalmente se estima utiliza la ecuación de Fisher para reemplazar \bar{R}_t por $\bar{r}_t + \bar{\pi}_t$ en (16), (18) y (19).

¹⁰ 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 corresponden al mes en curso, del mes siguiente, los dos siguientes, en 11 meses y en 23 meses.

¹¹ Estos valores son 2.7, 4.1 y 1.7 para la inflación, tasa real y premio por plazo tendencial respectivamente. El último valor se puso siguiendo la literatura por no tener observaciones disponibles para Chile.

¹² Esto es para limitar la variación de la tendencia y a diferencia de DN17 se asume una varianza de $1/400$, incluida la inflación porque se espera que, en el caso de Chile, la tendencia de la inflación sea relativamente estable desde 2001. Esta *prior* implica que la desviación estándar de un cambio esperado en la tendencia es de 1% en 100 años.

de Σ_{ε} refleja las varianzas aproximadas de las variables entre 1999.T1 y 2001.T4 o se sigue la literatura¹³.



Nota: Estimación actual considera datos hasta 22.T3 y estimación del IPoM de junio 2021 incluye muestra hasta 20.T1. El gráfico 5 muestra la estimación obtenida de la TIRN y su comparación con la estimación presentada en junio 2021. La tabla 1, por su parte, descompone los cambios estimados para la TIRN en distintos subperiodos y reporta los intervalos de 68% y 95% asociados a dichos cambios y al nivel final. La estimación arroja un nivel inicial medio de 2,9 puntos porcentuales y un valor final, tercer trimestre de 2022, de 1,36 puntos porcentuales. Esa caída se hace relativamente más pronunciada poco después de la crisis financiera, al igual que lo encontrado para otras economías; con la normalización de tasas de política monetaria la tendencia deja de caer para luego comenzar a aumentar. El grado de incertidumbre medido por los intervalos de la distribución posterior no es menor, de todas formas, cabe destacar que la caída es pronunciada y significativa, lo mismo que la reciente corrección al alza.

¹³ Estas varianzas son 2, 1, 1, 0.5, 1 para inflación, inflación esperada, tasa corta, tasa corta esperada y tasa larga, respectivamente. Para la inflación, el valor de la varianza es 0.8 y se aproximó a 2. Para la expectativa, se puso la mitad de lo que se encuentra en los datos dado que antes del 2001.T3 no había meta inflacionaria estable, lo mismo para la varianza de la TPM. Para las otras dos variables se sigue a la literatura.

Tabla 1: Estimación de TIRN utilizando metodología de DN17 (porcentaje)

Tendencia	2002Q1-2022Q3	2002Q1-2020Q1	2020Q1-2022Q3	Valor Final
$\Delta \bar{r}_t$	-1.46**	-1.51**	-0.04	1.36
valor inicial final	2.86 1.36	2.86 1.32	1.32 1.36	-
68%	[-1.98,-0.90]	[-2.02,-0.95]	[-0.13,-0.21]	[0.66,2.37]
95%	(-2.44,-0.34)	(-2.45,-0.41)	(-0.30,0.38)	(0.18,3.49)

Nota: Δ 's pueden ser distintos de la diferencia entre valor final e inicial dado que los Δ 's se obtienen de la distribución de la diferencia, lo que es diferente de la diferencia de las medias. Paréntesis cuadrados denotan intervalo de probabilidad de 68% y redondos de 95%. (**) denotan significancia cuando el intervalo de 95% de probabilidad no contiene el 0.

b) MODELO CON PREFERENCIAS POR ACTIVOS SEGUROS Y LÍQUIDOS

Una hipótesis influyente en la literatura sobre tasas naturales decrecientes es la de premios por seguridad y liquidez en títulos de deuda pública, lo que Krishnamurthy y Vissing-Joergensen (2012) llamaron *convenience yields* (CY). Esta hipótesis sostiene que es el aumento de la demanda por activos seguros y líquidos en los últimos años lo que empuja hacia abajo las tasas naturales. Esto está en línea con la literatura que encuentra una significativa fracción del spread entre retornos corporativos y libres de riesgo no explicada por riesgo de default.

El modelo de este apartado expande el anterior siguiendo la estrategia propuesta por Krishnamurthy y Vissing-Jorgensen y adoptada por DN17 para estimar la TPMN conjuntamente con CY. El punto de partida es la ecuación de Euler para invertir en un activo líquido y libre de riesgo:

$$1 = E_t \left[\frac{1 + R_t}{1 + \pi_{t+1}} (1 + CY_{t+1}) M_{t+1} \right], \quad (21)$$

donde R_t denota el retorno de dicho activo, π_{t+1} denota la inflación y M_{t+1} es el factor de descuento estocástico – la tasa marginal de sustitución entre consumo en dos periodos sucesivos. Esta ecuación es estándar excepto por el término de *convenience yield*, CY_{t+1} . Este último captura, precisamente, el valor asignado por los inversores a los activos seguros y líquidos relativo al valor de activos con el mismo retorno pecuniario pero que no poseen los mismos atributos de liquidez y seguridad. Luego, esto permite que un aumento de CY_{t+1} reduzca el retorno demandado por los inversores, R_t , dado el factor de descuento estocástico y la inflación.

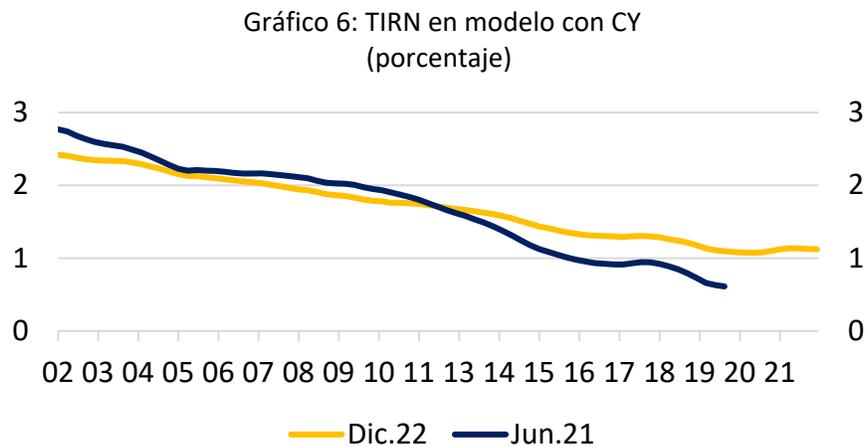
Suponiendo que la covarianza entre CY_{t+1} y M_{t+1} es nula, podemos log-linearizar la ecuación de Euler y escribir:

$$\bar{r}_t = \bar{m}_t - \bar{c}y_t, \quad (22)$$

donde $c y_{t+1} = \log(1 + CY_t)$ y $m_{t+1} = -\log(M_t)$. Para separar $\bar{c}y_t$ de \bar{m}_t es necesario considerar un activo que tenga menos *convenience yield*. Krishnamurthy y Vissing-Jorgensen (2012) proponen bonos corporativos Baa para Estados Unidos. En nuestra aplicación utilizamos bonos corporativos BBB 10.¹⁴ Agregando, entonces, la ecuación anterior, (22), y, adicionalmente, una ecuación para la tasa de retornos corporativos

$$R_t^R = \bar{m}_t + \bar{\pi}_t + \bar{p}p_t + \tilde{R}_t^R, \quad (23)$$

podemos identificar el *convenience yield*. Esto asume implícitamente que, en el largo plazo, tanto la TPM como el BCP 10 poseen los mismos atributos de liquidez y seguridad. El gráfico 6 y la tabla 2 muestran los resultados para este modelo.



Nota: estimación del IPoM de Junio 2021 incluye muestra hasta 20.T1 y estimación actual (IPoM de diciembre 2022) considera datos hasta 22.T3.

Similar a lo obtenido con el modelo base, se estima un valor medio para 2022T3 de la TIRN de 1,12 y una caída a lo largo de toda la muestra de 1,28 puntos porcentuales. De acuerdo con este modelo una de las principales razones detrás de la caída de la TIRN es el aumento de la preferencia por activos líquidos y seguros. Se estima que dichas preferencias explican, aproximadamente, la mitad de la caída total. No obstante, también se desprende de este modelo la estabilización de dicha preferencia por activos líquidos y seguros, a la vez que se corrige la tendencia estimada de toda la muestra hacia abajo, a partir, precisamente, de la extensión de la muestra.

¹⁴ Más concretamente utilizamos Corp BBB 10 de Risk America en UFs, por lo que en nuestra ecuación de este bono no aparece la tendencia de la inflación. Para mantener cierta simetría en este modelo se reemplaza la serie BCP-10 por la serie BCU-10, aunque se estima también el modelo con BCP 10 y no se encuentra diferencias significativas.

Tabla 2: TIRN en modelo con CY
(porcentaje)

<i>Tendencia</i>	<i>2002Q1-2022Q3</i>	<i>2002Q1-2020Q1</i>	<i>2020Q1-2022Q3</i>	<i>Valor Final</i>
$\Delta \bar{r}_t$	-1.28**	-1.21**	0.03	1.12
<i>valor inicial final</i>	2.41 1.12	2.41 1.09	1.09 1.12	-
68%	[-1.71,-0.66]	[-1.71,-0.70]	[-0.14,0.19]	[0.35,2.25]
95%	(-2.21,-0.13)	(-2.20,-0.19)	(-0.30,0.36)	(-0.23,3.54)
$\Delta \bar{m}_t$	-0.62	-0.64	0.02	4.13
<i>valor inicial final</i>	4.80 4.13	4.80 4.12	4.12 4.13	-
68%	[-0.99,-0.26]	[-0.99,-0.29]	[-0.10,0.13]	[3.34,5.19]
95%	(-1.35,0.11)	(-1.33,0.06)	(-0.22,0.25)	(2.69,6.38)
$\Delta \bar{c}_t$	0.55**	0.57**	-0.01	2.99
<i>valor inicial final</i>	2.43 2.99	2.43 3.00	3.00 2.99	-
68%	[0.21,0.91]	[0.23,0.91]	[-0.13,0.11]	[2.30,3.65]
95%	(-0.14,1.27)	(-0.09,1.24)	(-0.25,0.22)	(1.56,4.29)

Nota: Δ 's pueden ser distintos de la diferencia entre valor final e inicial dado que los Δ 's se obtienen de la distribución de la diferencia, lo que es diferente de la diferencia de las medias. Paréntesis cuadrados denotan intervalo de probabilidad de 68% y redondos de 95%. (**) denotan significancia cuando el intervalo de 95% de probabilidad no contiene el 0.

4.5. OTRAS METODOLOGÍAS COMPLEMENTARIAS

En forma complementaria a las metodologías descritas en secciones anteriores, se estiman algunos modelos adicionales: paridad de tasas, modelos de consumo, modelos de tendencia estocástica común y Regla de Taylor con expectativas. Las primeras 3 metodologías adicionales son descritas con más detalle en Fuentes y Gredig (2008).

4.5.1. PARIDAD DE TASAS DE INTERÉS EN UNA ECONOMÍA ABIERTA

En una economía abierta, las tasas de interés son arbitradas, de forma que se debe cumplir la siguiente condición de paridad:

$$r_{n,t} = r_t^* + \rho_t + \Delta E_t(e_{t+1}) - \Delta p_{t+1} + \Delta p_{t+1}^* . \quad (24)$$

El cumplimiento de esta relación determina que la tasa neutral real, $r_{n,t}$, se aproxima con r_t^* que denota la tasa de interés neutral real externa, ρ_t denota la prima por cobertura de riesgo, e.g., cambiario, entre otros y $\Delta E_t(e_{t+1}) - \Delta p_{t+1} + \Delta p_{t+1}^*$ es la expectativa de depreciación del tipo de cambio real.

Para los efectos de la medición, la tasa de interés neutral real externa se supone igual a la tasa larga reportada en los DOTS del [FOMC](#), la prima por riesgo se aproxima con el promedio del tercer trimestre del CDS a 7 años y la depreciación esperada considera la convergencia del nivel de TCR del 2022.T3 a un nivel de equilibrio de largo plazo en un lapso de 10 años.

4.5.2. MODELO BASADO EN EL CONSUMO

Se basa en un modelo de consumo con hábitos en economía cerrada (Campbell y Cochrane, 1999) cuya condición de primer orden entrega la siguiente expresión para la tasa de interés real:

$$r_{n,t} = -\ln\beta + Yg - \frac{1}{2} (1 - \theta) , \quad (25)$$

Donde β es el factor de descuento intertemporal, Y es el coeficiente de aversión al riesgo, θ mide la persistencia del hábito del consumidor y g es la tasa de crecimiento del consumo per cápita, la cual, considerando una economía cerrada y situación de equilibrio de largo plazo, asumimos igual al crecimiento del PIB tendencial per cápita. En esta minuta generamos una grilla de valores para β y Y , asumimos un crecimiento tendencial de 2,5% y un parámetro de persistencia de 0,945, en línea con Fuentes y Gredig (2008). La tasa de interés real neutral estimada corresponde a la mediana de los resultados obtenidos con esta grilla.

5. MODELO DE TENDENCIA ESTOCÁSTICA COMÚN

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

$$r_t = r_t^* + \pi_t^e + \epsilon_{1,t} , \quad (26)$$

$$R_t = r_t^* + \alpha_t + \pi_t^e + \epsilon_{2,t}, \quad (27)$$

Donde $\epsilon_{1,t}$ y $\epsilon_{2,t}$ son procesos *iid* con media cero y varianza constante, π_t^e es la inflación esperada a dos años, tomada de encuestas de agentes de la economía y r_t^* es la tasa de interés real neutral. Las tasas observadas r_t y R_t son BCP cero cupón a 2 y 10 años descargadas de RiskAmerica, respectivamente. La elección de tasas de dos años y expectativas de inflación más largas en lugar de plazos más cortos se debe a que aún persisten efectos de políticas macroeconómicas expansivas diseñadas para mitigar la caída en la actividad económica generada por la pandemia.

Por otro lado, se asume la tasa de interés real neutral sigue un paseo aleatorio y el premio por plazo se comporta como un proceso autorregresivo de orden 1:

$$r_t^* = r_{t-1}^* + \epsilon_{1,t}, \quad (28)$$

$$\alpha_t = \lambda_0 + \lambda_1 \alpha_{t-1} + \epsilon_{2,t}, \quad (29)$$

Para inferir la tasa de interés real neutral se usa el filtro de Kalman.

6. REGLAS DE TAYLOR BASADAS EN EXPECTATIVAS

Utilizando estimaciones de la Encuesta de Expectativas Económicas de actividad económica e inflación, procedimos a estimar reglas de Taylor (RT) adicionales con el objetivo de cuantificar la tasa de interés neutral nominal de largo plazo, tomando en cuenta efectos anticipados por el mercado (expectativas). Las especificaciones de las RT estimadas son las siguientes:

$$RT_1: TPM_t = \beta_{1,t} + \beta_{2,t}(\pi_{t,EEE}^{e,1Y} - 3) + \beta_{3,t}(Y_{t,EEE}^{e,1Y} - Y^{e,1Y,POT}) + \epsilon_i, \quad (30)$$

$$RT_2: TPM_t = \beta_{1,t} + \beta_{2,t}(\pi_{t,EEE}^{e,2Y} - 3) + \beta_{3,t}(Y_{t,EEE}^{e,2Y} - Y^{e,2Y,POT}) + \epsilon_i, \quad (31)$$

$$RT_3: TPM_{t,EEE}^{e,1Y} = \beta_{1,t} + \beta_{2,t}(\pi_{t,EEE}^{e,1Y} - 3) + \beta_{3,t}(Y_{t,EEE}^{e,1Y} - Y^{e,1Y,POT}) + \epsilon_i, \quad (32)$$

$$RT_4: TPM_{t,EEE}^{e,2Y} = \beta_{1,t} + \beta_{2,t}(\pi_{t,EEE}^{e,2Y} - 3) + \beta_{3,t}(Y_{t,EEE}^{e,2Y} - Y^{e,2Y,POT}) + \epsilon_i, \quad (33)$$

donde las variables utilizadas en dichas especificaciones son las siguientes:

TPM_t : Tasa de política monetaria (nominal) en el tiempo t.

Y^{POT} : PIB NM Potencial en el tiempo t.

$\pi_{t,EEE}^{e,1Y}$: Expectativa de inflación a 1 año de la EEE en el tiempo t.

$\pi_{t,EEE}^{e,2Y}$: Expectativa de inflación a 2 años de la EEE en el tiempo t.

$TPM_{t,EEE}^{e,1Y}$: Expectativa de TPM a 1 año de la EEE en el tiempo t.

$TPM_{t,EEE}^{e,2Y}$: Expectativa de TPM a 2 años de la EEE en el tiempo t.

$Y_{t,EEE}^{e,1Y}$: Expectativa de PIB a 1 año de la EEE en el tiempo t.

$Y_{t,EEE}^{e,2Y}$: Expectativa de PIB a 2 años de la EEE en el tiempo t.

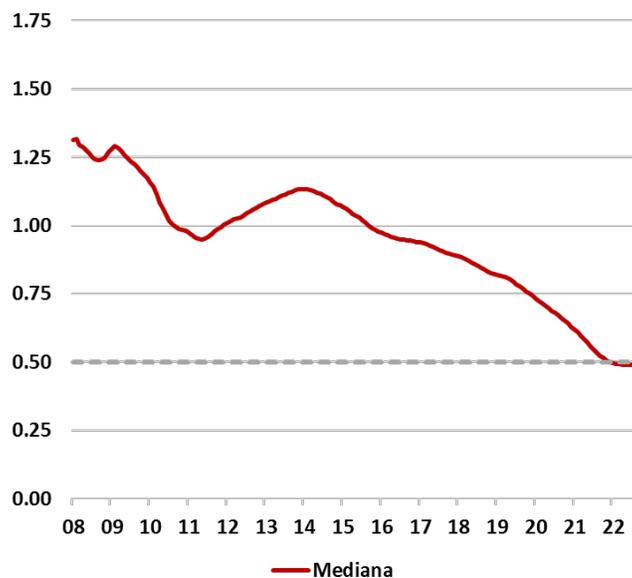
$Y^{e,1Y,POT}$: PIB no minero potencial esperado a 1 año (IPoM diciembre 2022).

$Y^{e,1Y,POT}$: PIB no minero potencial esperado a 2 años (IPoM diciembre 2022).

En todas estas estimaciones, el parámetro de interés es $\beta_{1,t}$ que representaría la TPM neutral nominal.

Las cuatro especificaciones de las RT se estimaron con datos mensuales¹⁵ en forma recursiva con métodos estándar (MCO), en donde la muestra inicial correspondió entre enero 2002 y enero 2008. Posteriormente, usando nuevamente la ecuación de Fisher, la TPMN real se calcula $r^* = \beta_{1,t} - \bar{\pi}$. Luego de restar la meta de inflación de 3%, se estima que la TPMN real se ubica en torno a 0,5% en base a estos modelos (gráfico 7).

Gráfico 7: Estimación de la TIRN según Regla de Taylor con expectativas (datos mensuales, porcentaje)



Fuente: Cálculos propios con datos a septiembre 2022 en base a Banco Central de Chile. Nota: línea punteada representa 0.5%.

4.6. RESUMEN DE ESTIMACIONES

La tabla 3 resume los resultados de las estimaciones obtenidas mediante las metodologías empleadas en la minuta de junio 2021 y otras complementarias. En específico, todas las metodologías previas revisan la TIRN al alza respecto a la estimación de junio 2021. En la estimación puntual de la tasa neutral se considera la mediana de los modelos utilizados, arrojando un valor en

¹⁵ Los datos de actividad requieren un supuesto para completar valores para “los meses” entre trimestres, en este caso por simplicidad se usa interpolación lineal.

torno a 0,75% lo que, añadiendo la meta de inflación, resulta en una TPMN de 3,75%, 25 pb por sobre la última revisión. Al excluir los extremos, se obtiene un rango para la TPMN real entre aproximadamente 0,5 y 1%, o entre 3,5 y 4% para la TPMN nominal.

Tabla 3: Resumen de estimaciones de TIRN
(porcentaje)

Resultados por metodología: TIRN	Diciembre 2022	Junio 2021	(1) - (2)
	22.T3 (1)	20.T1 (2)	
Del Negro et al. (BCP10)	1,4	0,6	0,8
Del Negro et al. - <i>Convenience Yield</i>	1,1	0,6	0,5
Activos Financieros	0,6	-0,2	0,8
HLW	1,4	0,5	0,9
Regla de Taylor IPC SV	1,0	0,3	0,7
Reglas de Taylor Expectativas EEE (mediana)	0,5	-	-
Modelo en base a Paridad de Tasas	0,8	-	-
Modelo de Consumo con Hábitos	0,1	-	-
Modelo de Tendencia Estocástica Común	0,8		
Mediana	0,8		
Rango (*)	[0,5; 1,1]		

(*) Excluye estimaciones más bajas (0,1) y más altas (1,4).

7. CONCLUSIÓN

En esta minuta se presentan los resultados obtenidos en la estimación de la tasa de interés real natural para la economía chilena, realizada con ocasión del IPoM de diciembre 2022.

La actualización de la estimación de la TPMN muestra que su nivel —considerando la mediana de las metodologías empleadas— se ubica en torno a 0,75% real. Sumada la meta de inflación y considerando la incertidumbre en torno a las estimaciones, el Consejo considera que la TPMN se ubica en un rango de entre 3,5 y 4%, una diferencia de 25 pb respecto a la estimación anterior, de junio 2021. Esta revisión es coherente con el reciente aumento de las tasas neutrales en otras economías, que revirtió parcialmente la tendencia a la baja que mostraban las tasas a nivel global. Esto ha llevado a aumentos en las tasas cortas, neutrales al riesgo, esperadas a un plazo largo, que se asocian directamente con las expectativas de TPM de largo plazo.

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.

- Álvaro Aguirre, Rosario Aldunate, Agustín Arias, Javiera Azócar, Mario Canales, David Coble, Gabriela Contreras, Andrés Fernández, Jorge Fornero, Ignacio Gallardo, Benjamín García, Camilo Gómez, Juan Guerra-Salas, Daniel Guzmán, Federico Huneeus, Bernabé López-Martín, Matías Solorza y Manuel Taboada (2021). “Estimación de Parámetros Estructurales de la Economía Chilena”. Minuta citada en el Informe de Política Monetaria de Diciembre 2022. Banco Central de Chile.
- Aldunate, Rosario, Francisco Bullano, Mario Canales, Gabriela Contreras, Andrés Fernández, Jorge Fornero, Mariana García, Benjamín García, Jennifer Peña, Matías Tapia, y Roberto Zúñiga (2019), “Estimación de Parámetros Estructurales de la Economía Chilena”. Minuta citada en el Informe de Política Monetaria de Junio 2019. Banco Central de Chile.
- Basdevant, Olivier, Nils Björkstén y Özer Karagedikli (2004). “Estimating a Time Varying Neutral Real Interest Rate for New Zealand”. Discussion Paper Series 2004/01, Reserve Bank of New Zealand.
- Berger, Tino y Bernd Kempa (2014). “Time-varying Equilibrium Rates in Small Open Economies: Evidence for Canada,” *Journal of Macroeconomics*, 39(PA): 203-14.
- Carlomagno, Guillermo, Jorge Fornero y Andrés Sansone (2021). “Toward a general framework for constructing and evaluating core inflation measures”. Documento de Trabajo del Banco Central de Chile, (913).
- 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.
- 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.
- Florentini, 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 Gredig Fabian (2008). “La tasa de interés neutral: Estimación para Chile”. *Economía Chilena* 11(2).

- Fuentes, Miguel, Jorge Fornero, y Hernán Rubio (2018), "PIB Minero y No Minero", *Revista Economía Chilena*, 21, 94-109.
- 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.
- Krishnamurthy, Arvind y Annette Vissing-Jorgensen (2012). "The Aggregate Demand for Treasury Debt." *Journal of Political Economy* 120, no. 2: 233-67.
- 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.
- Orphanides, Athanasios. y John C. Williams (2002). "Robust Monetary Policy Rules with Unknown Natural Rates". *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 63-118.
- Ramsey, Frank P. (1928). "A Mathematical Theory of Saving," *The Economic Journal*, 38(152): 543-559.
- Svensson, Lars E. (1994). "Estimating and Interpreting Forward Interest Rates: Sweden 1992-1994," Working paper No. w4871, National Bureau of Economic Research.
- Taylor, J.B. (1993). "Discretion versus Policy Rules in Practice". *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 39, December, 195-214.
- 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.

ANEXO

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, 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.¹⁶ 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 la ecuación previa 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 dos factores macroeconómicos: el crecimiento interanual del IMACEC no minero y la variación interanual del IPC sin componentes volátiles.

Detalles de la construcción de los datos para sección 4.1 y 4.2

Como se mencionó en el capítulo, los resultados principales de este trabajo se estiman con muestra hasta 2022:09 o 2022.T3.

La siguiente tabla detalla los datos disponibles para el método de **precios de activos financieros**:

Fuente	Periodo
Tasas Swap Promedio Cámara nominales de 3, 6 y 12 meses; Swaps de 2, 5 y 10 años. Base de datos estadísticos, BC de Chile.	2003:01 – 2022:09
IPC sin componentes volátiles, inflación interanual, empalme ver metodología Carlomagno, Fornero y Sansone (2021) e INE.	2003:01 – 2022:09

¹⁶ 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.

IMACEC No minero, variación interanual, BC de Chile.	2003:01 – 2022:09
--	-------------------

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 en adelante

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 componentes volátiles) desestacionalizado, 2018=100:

Fuente	Periodo
IPC sin componentes volátiles SA, empalme usando interpolación hacia atrás con variación trimestral del IPC X1 desestacionalizado.	1986:T1 – 1989:T1
IPC sin componentes volátiles, empalme, ver metodología en Carlomagno, Fornero y Sansone (2021), desestacionalizado.	1989.T2 (abril) en adelante