



Minutas Citadas en el IPoM de Diciembre 2024

División Política Monetaria - Banco Central de Chile

RECUADRO I.1: EVOLUCIÓN RECIENTE DE LAS TASAS DE INTERÉS DE LARGO PLAZO

Autores: María Teresa Reszczyński, Javier Ledezma, Gustavo González, Guillermo Carlomagno

RECUADRO I.2: EFECTOS EN EL MERCADO LABORAL DE CAMBIOS RECIENTES EN EL SALARIO MÍNIMO

Autores: Elías Albagli, Paula Araya, Sofía Bauducco, Roberto Gillmore, Juan Guerra-Salas, David Kohn y Valeria Logan

RECUADRO II.1: HOLGURAS EN EL MERCADO LABORAL

Autores: Camilo Levenier, Francisca Kegevic, Isidora Díaz, Agustín Arias Diego Vivanco, Sofía Bauducco, Juan Guerra-Salas y Lucas Bertinatto

Minuta citada en el Recuadro I.1:

Evolución reciente de las tasas de interés de largo plazo

María Teresa Reszczyński, Javier Ledezma, Gustavo González, Guillermo Carlomagno
(diciembre, 2024)

1. Introducción

Desde la pandemia, ha ocurrido un quiebre en la tendencia hacia menores tasas de interés de largo plazo observada durante las décadas previas. Este fenómeno se ha expresado de manera particularmente clara en la tasa de los bonos a 10 años del Tesoro de Estados Unidos (EE.UU.) que, durante las últimas semanas, ha llegado a ubicarse en torno a 250 puntos base (pb) sobre el promedio 2012-2021.

Los aumentos de las tasas globales tienden a estrechar las condiciones financieras en economías emergentes, ya que se asocian a caídas en los precios de las materias primas, a aumentos de las tasas de interés locales y a la depreciación de sus monedas (Naudon y Yany, 2015). Por lo tanto, entender su evolución y los factores tras esta alza se hace especialmente relevante, dado el contexto actual de mayores riesgos geopolíticos y fiscales¹.

Esta minuta busca analizar los movimientos de la tasa de los bonos del Tesoro de EE.UU. a 10 años a través de distintos modelos empíricos, los cuales permiten descomponer los cambios en los retornos de los bonos en varios *shocks* estructurales. En primer lugar, utilizamos la metodología de Cieslak y Pang (2021), enfocando el análisis en los mercados financieros de EE.UU. Luego, se utiliza el modelo del trabajo en desarrollo de Albagli, Carlomagno y Ledezma (2024) que incluye activos financieros de un conjunto más amplio de países. Por último, estimamos un modelo empírico semi estructural que permite identificar el efecto de riesgos geopolíticos en el precio de activos financieros.

Adicionalmente, se buscará entender y cuantificar las fuerzas que han afectado las condiciones financieras de emergentes en el último tiempo, poniendo particular foco sobre el tipo de cambio nominal (TCN). Así, utilizando la metodología propuesta en Albagli, Carlomagno y Ledezma (2024), se descompone el TCN de emergentes y de Chile en distintos *shocks* estructurales, de carácter global y local.

El resto del documento se distribuye de la siguiente manera. En la sección 2 se explica la metodología tras la descomposición de activos financieros de Estados Unidos, basada en Cieslak y Pang (2021); la sección 3 explica el trabajo en desarrollo de Albagli, Carlomagno y Ledezma (2024) para la descomposición de los activos financieros globales; la sección 4 muestra la estrategia para identificar el efecto de riesgos geopolíticos sobre el precio de activos financieros; y la sección 5 concluye.

2. Descomposición activos financieros de Estados Unidos: Metodología de Cieslak & Pang (2021)

Cieslak y Pang (2021) identifican *shocks* estructurales sobre las tasas de los bonos del Tesoro de EE.UU. a 2, 5 y 10 años y sobre el índice bursátil S&P 500. Para identificar los *shocks* se estima un VAR con restricciones de signo y de magnitud. Estas restricciones se imponen sobre los efectos que los

¹ Ejemplos de mayor riesgo geopolítico son la guerra Rusia-Ucrania, la intensificación del conflicto entre China y Taiwán, y la guerra Israel-Gaza, con sus ramificaciones en el conflicto con Irán y El Líbano. En el plano fiscal, se presentan problemas políticos en Francia, Brasil, y dudas sobre la evolución presupuestaria en Estados Unidos.

distintos *shocks* tienen sobre las tasas a lo largo de la curva y sobre el co-movimiento entre tasas y el valor de la bolsa. Los *shocks* identificados son:

- Shock de crecimiento:** un *shock* positivo eleva el índice bursátil y las tasas de los bonos, e impacta más a las tasas cortas que a las largas (tasas de 2 y 5 años responden más que la tasa de 10 años, en valor absoluto).
- Shock de política monetaria:** un *shock* positivo (política monetaria más restrictiva) hace caer la bolsa y eleva las tasas, e impacta más a las tasas cortas que las largas (tasa de 2 años responde más que la de 5 años, y tasa de 5 años responde más que la tasa de 10 años, en valor absoluto).
- Shock de cobertura (*hedge*):** este *shock* genera movimientos en la misma dirección para tasas y bolsa, y afecta más la parte larga de la curva (tasa de 10 años responde más que la de 5 años, y la tasa de 5 años responde más que la de 2 años, en valor absoluto). Así, un *shock* que disminuye la necesidad de cubrirse frente al riesgo (*risk-on*) eleva las tasas y hace subir la bolsa, pero las tasas que más reaccionan son las largas.
- Shock de riesgo común:** este *shock* genera movimientos en la dirección contraria entre tasas y bolsa, y afecta más la parte larga de la curva (tasa de 10 años responde más que la de 5 años, y la tasa de 5 años responde más que la de 2 años, en valor absoluto). Así, un *shock* de riesgo común positivo (que aumenta la percepción general de riesgo) eleva las tasas (y más las tasas más largas) y hace caer la bolsa.

Las restricciones de signo y magnitud impuestas en el modelo se observan en la **Tabla 1**.

Tabla 1: restricciones de signo y magnitud modelo Cieslak & Pang (2021).

| | Crecimiento | Política Monetaria | Cobertura | Riesgo Común |
|----------------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|
| Restricciones de signo | | | | |
| Tasa 2 años | + | + | + | + |
| Tasa 5 años | + | + | + | + |
| Tasa 10 años | + | + | + | + |
| S&P 500 | + | - | + | - |
| Restricciones de magnitud | | | | |
| | Tasa 2 años > Tasa 10 años | Tasa 2 años > Tasa 5 años | Tasa 2 años < Tasa 5 años | Tasa 2 años < Tasa 5 años |
| | Tasa 5 años > Tasa 10 años | Tasa 5 años > Tasa 10 años | Tasa 5 años < Tasa 10 años | Tasa 5 años < Tasa 10 años |

Fuente: elaboración propia en base a Cieslak & Pang (2021). Interpretación: signo (+) indica que shock y variable asociada se mueven en la misma dirección. Esto es que un incremento en la magnitud del shock resultará en un aumento de la magnitud de la variable. Lo contrario ocurre con signo (-) NaN indica que la variable no tiene restricción en su movimiento ante un movimiento del shock.

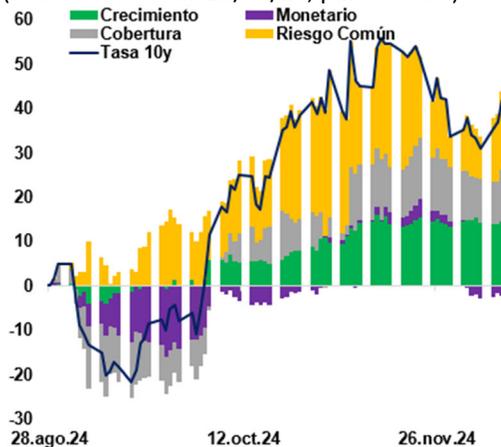
El modelo también incluye restricciones intra-variable. Para la tasa a 2 años, la suma de las magnitudes en impacto de los shocks de incertidumbre (*hedge* y riesgo) debe ser menor que la suma de las magnitudes de los shocks de expectativas macroeconómicas de corto plazo (crecimiento y monetario). Lo contrario para el movimiento de la tasa a 10 años. El modelo se estima con datos a frecuencia diaria, sobre una ventana que va desde el 1 de enero de 2007 hasta el 11 de diciembre de 2024.

Al descomponer el movimiento de la tasa a 10 años desde el IPoM de septiembre hasta el 11 de diciembre de 2024, se observa que el aumento ocurrido desde finales de septiembre y principios de octubre coincide con eventos que disminuyeron considerablemente la probabilidad de ocurrencia de los escenarios más pesimistas sobre el mercado laboral, tales como el dato de nóminas no agrícolas de EE.UU. de septiembre, que se conoció a principios de octubre, y que se ubicó considerablemente por sobre lo esperado. A este dato lo siguieron datos encuestas de expectativas de empresas (ISM), que también sorprendieron de manera positiva. Adicionalmente, alrededor de la segunda semana de

octubre se publicó el dato de IPC de EE.UU. de septiembre, que también sorprendió al alza, y datos de ventas minoristas en EE.UU., con la misma tónica. De forma similar, el resultado de las elecciones presidenciales en EE.UU., ocurridas el 5 de noviembre, trajo consigo la expectativa de una mayor desregulación futura, lo que podría haber generado una menor demanda por bonos largos y una mayor demanda por acciones, movimiento equivalente a una disminución de la necesidad de cobertura (*risk-on*), según las restricciones del modelo. Destaca, además, un aumento relevante de la incidencia del *shock* de riesgo común, que explica una proporción importante del aumento de la tasa (**Gráfico 1**), lo que es coincidente con la creciente incertidumbre en los mercados sobre el nivel neutral de las tasas y la situación fiscal en EE.UU.

Gráfico 1: Descomposición tasa 10 años Estados Unidos

(acumulado desde 28/08/24, puntos base)



Fuente: elaboración propia en base a metodología Cieslak & Pang (2021). VAR con restricción de signos y magnitud entre tasa 2, 5 y 10 años, y S&P 500.

2.1 Posibles causas del aumento del *shock* de riesgo común: (i) incertidumbre sobre la tasa neutral

Una vez obtenidos los *shocks* estructurales, se analiza cómo distintos activos financieros responden a los diferentes *shocks*. En particular, en esta subsección estamos interesados en estudiar la evolución de la sensibilidad de las tasas de los bonos del Tesoro de EE.UU. a 10 años a *shocks* de política monetaria. Para esto, estimamos funciones de impulso-respuesta (IRF) utilizando la metodología de proyecciones locales^{2/3}. Estas estimaciones se realizan para dos periodos de tiempo: 2010-2019, y desde 2023 hasta la actualidad.

En el **Gráfico 2** se observa que para el periodo 2010-2019, la respuesta de la tasa de los bonos a 10 años ante un *shock* de política monetaria representaba alrededor de un 40% de la respuesta de la

² Ver Jordà (2005) o, más recientemente, Jordà y Taylor (2024), para un barrido general acerca de la metodología.

³ En particular, se estiman las siguientes especificaciones para las tasas a 2 y 10 años:

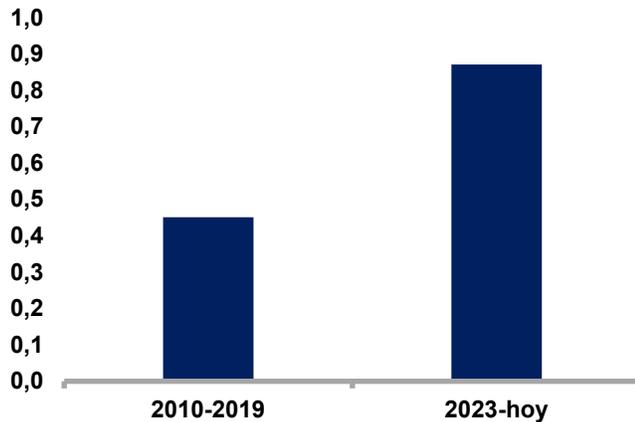
$$\Delta_h Tasa\ 10y_{t+h} = \alpha_h + \beta_h s_t + \varepsilon_{t+h}$$

$$\Delta_h Tasa\ 2y_{t+h} = \theta_h + \gamma_h s_t + \mu_{t+h}$$

Donde $\Delta_h Tasa\ 10y_{t+h}$ ($\Delta_h Tasa\ 2y_{t+h}$) es el cambio acumulado en la tasa de bonos del Tesoro de EE.UU. a 10 años (2 años) desde el período t al período h , α_h (θ_h) corresponde a la constante específica al horizonte h , s_t al *shock* de política monetaria, según lo estimado en el modelo de Cieslak y Pang (2021), y ε_{t+h} (μ_{t+h}) corresponde al término de error específico al horizonte h . El interés está en conocer la reacción de la tasa de los bonos a 10 años versus la tasa de los bonos a 2 años, es decir, β_h/γ_h , y cómo ésta ha cambiado en el tiempo.

tasa de los bonos a 2 años, mientras que, en el periodo actual, este coeficiente pasó a ser un 90%, aproximadamente.

Gráfico 2: IRF de tasa 10 años a *shocks* de política monetaria
(ratio respecto a respuesta tasa 2y, IRF acumulada al día 5)



Fuente: elaboración propia. Estimación utilizando metodología de proyecciones locales (Jordà, 2005) donde la variable dependiente es la tasa a 10 años y se incluye como regresores los cuatro *shocks* desde el modelo Cieslak y Pang (2021), y se grafica la función impulso respuesta al *shock* de política monetaria. Se realiza mismo ejercicio para la tasa a 2 años, y lo que se grafica acá es la razón entre las IRFs de las tasas a 10 años y 2 años.

En suma, se observa una mayor sensibilidad de las tasas largas a *shocks* de política monetaria que la que había sido la norma la década pasada. Una posible explicación de este resultado podría ser el aumento de la incertidumbre sobre el nivel neutral de la *Fed Funds Rate* (FFR)⁴.

2.2 Posibles causas del aumento del *shock* de riesgo común: (ii) perspectivas fiscales e impacto en la tasa neutral

Ferreira y Shousha (2023) proveen una metodología para identificar los determinantes de las tasas de interés neutral de largo plazo. Específicamente, estiman un modelo estado-espacio para un conjunto de 11 economías avanzadas, incluyendo de manera simultánea los potenciales determinantes de las tasas neutras y la incertidumbre en torno a la relevancia de estos.⁵

Los autores encuentran que la oferta de activos seguros (i.e., la deuda pública transable de la economía estadounidense) habría sido un factor relevante en determinar las tasas neutras de largo plazo, ya que las fluctuaciones de la oferta explicarían en torno a un 26% de la varianza de las tasas neutras. Además, desde 2008, el creciente aumento de la oferta habría compensado las presiones a menores tasas derivadas de factores como el menor crecimiento de la productividad.

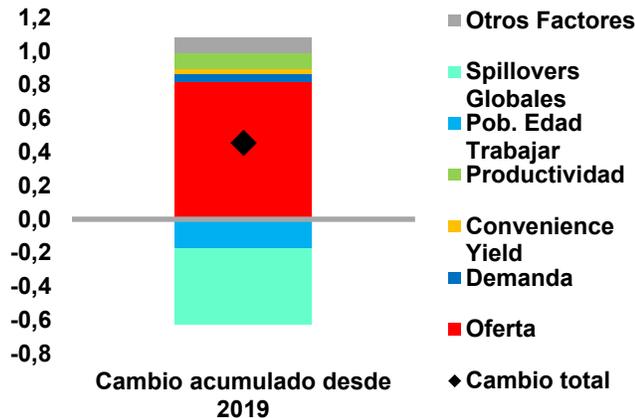
⁴ Una manera de ver también la incertidumbre en torno al nivel neutral de FFR es observar la distribución de los *dots* que publica la Fed de manera trimestral, donde se observa que la dispersión (diferencia entre máximo y mínimo) está en niveles elevados, y en máximos desde 2013 (Ver Anexo 1).

⁵ Específicamente, el modelo utiliza medidas tanto de oferta como de demanda de activos seguros. Como variable de oferta utilizan la oferta de bonos del Tesoro de Estados Unidos; y como demanda utilizan por un lado una *proxy* de demanda impulsada por políticas (como la acumulación de reservas internacionales y regulaciones impuestas en el sector financiero tras la crisis financiera global del 2008). Además, usan la *convenience yield* para capturar factores adicionales que puedan aumentar la demanda por activos seguros. Por último, incluyen datos de productividad de cada país y variables demográficas. Al incluir estas variables, el modelo permite que la tasa neutral de cada economía se vea afectada por *spillovers* globales por los desarrollos demográficos y la productividad del resto de las economías.

La estimación más reciente (segundo semestre de 2024) muestra que, desde 2019, la tasa neutral real de largo plazo de Estados Unidos ha aumentado en torno a 0,4 puntos porcentuales, donde el mayor aumento estaría explicado por el componente de oferta (0,8 puntos porcentuales) (**Gráfico 3**).

Gráfico 3: Estimación tasa neutral real Estados Unidos

(cambio acumulado desde 2019, puntos porcentuales)



Fuente: Ferreira y Shousha (2023).

Las crecientes dudas sobre la sostenibilidad de la evolución de las finanzas públicas de EEUU.⁶, en un contexto de niveles de deuda ya altos y proyecciones de altos déficits fiscales futuros, generan incertidumbre sobre la tasa neutral, debido a la relevancia de estos factores en la evolución de esta.

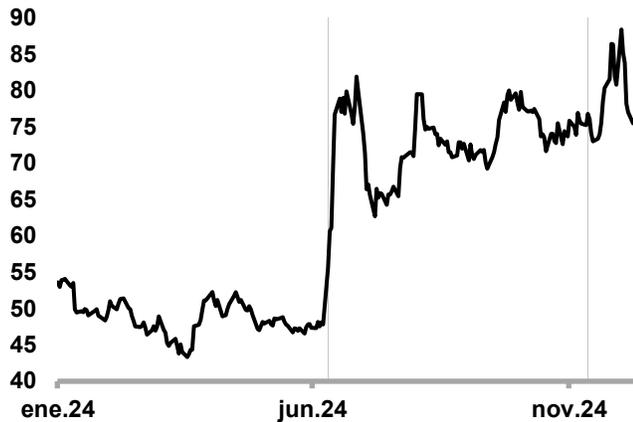
2.3 Posibles causas del aumento del shock de riesgo común: (iii) episodios de deterioro de perspectivas fiscales y reacción del mercado en otros países

La preocupación sobre las finanzas públicas también se ha reflejado en otros países, y el mercado ha penalizado con fuerza ciertos eventos de riesgo.

En Francia, el ruido político en torno a las negociaciones del presupuesto 2025, que buscaba una mejora de aproximadamente 1,1% del PIB, y que finalmente fue rechazado, aumentó las preocupaciones sobre las perspectivas fiscales del país. Esta mayor incertidumbre se ha visto reflejada en las tasas de los bonos soberanos de Francia, donde el *spread* respecto al bono alemán a 10 años ha aumentado de manera sustantiva, como se observa en el **Gráfico 4**.

⁶ El último informe del *Congressional Budget Office* (CBO), de junio de 2024, proyecta déficits fiscales en torno al 6% del PIB en los próximos 10 años y una deuda que alcanzaría más del 120% del PIB en 2034.

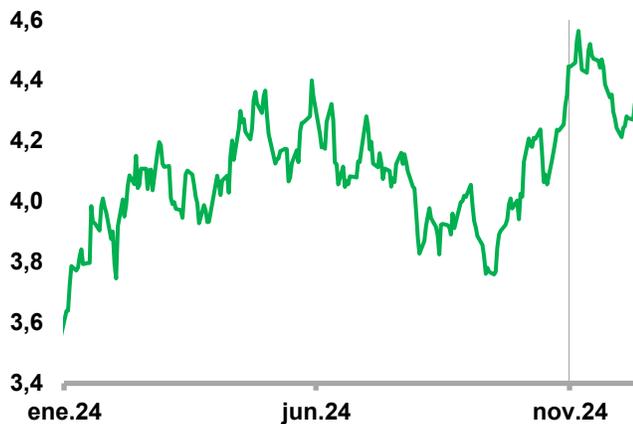
Gráfico 4: Spread bono Francia respecto a bono Alemania a 10 años
(puntos base)



Fuente: Bloomberg. Primera línea vertical indica fecha de disolución de la Asamblea Nacional tras el triunfo de RN y NFP (9/6/24). Segunda vertical indica fecha donde la Asamblea Nacional rechaza la ley del presupuesto (12/11/24).

En el Reino Unido, el anuncio del presupuesto para el próximo año, que buscaba aumentar el gasto financiado con aumento de impuestos y deuda, generó cuestionamientos sobre su implementación y dudas sobre la capacidad del gobierno de seguir una regla fiscal y pagar sus obligaciones futuras. Así, tras el anuncio del presupuesto (30 de octubre), las tasas de los GILTS subieron de manera significativa (**Gráfico 5**).

Gráfico 5: Tasa GILTS 10 años Reino Unido
(porcentaje)



Fuente: Bloomberg. Línea vertical indica fecha de anuncio del presupuesto (30/10/24).

En Brasil, el gobierno anunció un recorte del gasto público en torno a 0,7% del PIB, no logrando convencer al mercado, que esperaba un ajuste mayor⁷. Todo esto se ha dado en un contexto de deteriorado balance presupuestario y alta deuda pública⁸. El mercado ha reaccionado castigando los papeles brasileños, con alza de tasas y una fuerte depreciación del real (**Gráficos 6 y 7**).

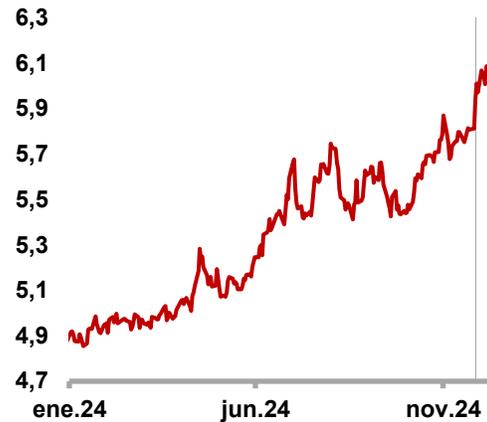
⁷ El plan para recortar el gasto público decepcionó al mercado que esperaba el anuncio como la última oportunidad para señalar preocupaciones desde el gobierno por la situación fiscal del país, en un contexto donde el déficit fiscal se ubica en 9,5% del PIB y las proyecciones (Focus) esperan que se mantenga elevado.

⁸ Según datos del Banco Central de Brasil, a octubre de 2024, la deuda neta alcanza 62,1% del PIB, lo que representa un aumento de 600 puntos base respecto a los niveles de inicio de 2023.

Gráfico 6: Tasa a 10 años Brasil
(porcentaje)



Gráfico 7: Tipo de cambio Brasil
(reales por dólar)



Fuente: Bloomberg. Línea vertical indica fecha de anuncio del recorte del gasto (26/11/24).

En síntesis, las dudas sobre el estado de las finanzas públicas podrían estar también detrás del aumento de los premios por plazo en las tasas largas, sobre todo en un contexto de niveles de deuda ya elevados.

3. Modelo de shocks globales

El modelo propuesto por Cieslak y Pang (2021) fue diseñado principalmente para entender las dinámicas de *shocks* financieros en Estados Unidos. No obstante, la interconexión de los mercados financieros en el mundo junto a la creciente importancia de las economías emergentes en ellos, sugieren la necesidad de ampliar este enfoque. El trabajo en progreso de Albagli, Carlomagno y Ledezma (2024) extiende el análisis a un conjunto más amplio de países, el que incluye a EE.UU., economías emergentes (EMEs) y economías desarrolladas (DEVs).

La estimación se realiza a través de un VAR estructural que considera seis *shocks* estructurales globales, utilizando datos para EE.UU., 11 economías desarrolladas y 16 economías emergentes. Para cada país se analizan, en frecuencia diaria, las tasas de interés de los bonos soberanos locales a 2 y 10 años, el índice bursátil doméstico, el tipo de cambio nominal de la moneda local respecto al dólar estadounidense, y los precios globales del cobre y el petróleo. En total, el modelo abarca 28 países, cuatro variables por país más dos variables comunes, sumando un total de 113 variables. El modelo se estima con datos desde el 1 de enero de 2010 hasta el 11 de diciembre de 2024.

Los shocks estructurales considerados son: tres centrados en EEUU –crecimiento EEUU, política monetaria EEUU y aversión al riesgo en EE.UU.– y tres globales: riesgo común global, riesgo común en emergentes y un crecimiento global excluyendo a EE.UU.

Tomando como referencia la literatura que estudia el impacto de *shocks* financieros sobre economías desarrolladas y emergentes⁹, la estrategia de identificación es de restricciones de signos, restricciones de ceros y de magnitud intra y entre variables. El modelo incorpora restricciones de

⁹ Ver a Matheson y Stravec (2014), Cieslak y Schrimpf (2019), Cieslak y Pang (2021), Albagli et al (2019; 2024) y Manu y Lodge (2022) entre otros.

magnitud para diferenciar el impacto específico de los diversos tipos de *shocks* sobre las tasas de los bonos según su vencimiento. Se asumirá que *shocks* de expectativas de corto plazo sobre la evolución de variables macroeconómicas, tales como crecimiento e inflación, ejercen un efecto más acentuado sobre las tasas cortas que sobre las largas. Por otro lado, *shocks* vinculados a riesgo e incertidumbre tendrían un impacto más significativo sobre las tasas largas que sobre las cortas. La matriz de restricciones de signo y magnitud de este modelo se muestra en la **Tabla 2**.

Tabla 2: restricciones de signo y magnitud modelo shocks globales^{10/}.

| | | Crecimiento EE.UU. | Política Monetaria EE.UU. | Riesgo Común Global | Aversión al Riesgo EE.UU. (Hedge) | Riesgo Común EMEs | Crecimiento Global |
|----------------------------------|----------------|-----------------------------|-----------------------------|--|-----------------------------------|-----------------------------|-----------------------------|
| Restricciones de signos | | | | | | | |
| EEUU | Tasa 2 años | + | + | + | - | 0 | NaN |
| | Tasa 10 años | + | + | + | - | 0 | NaN |
| | S&P 500 | + | - | - | - | 0 | NaN |
| DEVs | Tasa 2 años | NaN | NaN | + | NaN | 0 | NaN |
| | Tasa 10 años | + | + | + | NaN | 0 | + |
| | Mdo. Bursatil | + | - | - | NaN | 0 | + |
| | Tipo de Cambio | - | + | + | NaN | 0 | - |
| EMEs | Tasa 2 años | NaN | NaN | + | NaN | + | NaN |
| | Tasa 10 años | + | + | + | NaN | + | - |
| | Mdo. Bursatil | + | - | - | - | - | + |
| | Tipo de Cambio | - | + | + | + | + | - |
| Petróleo | | NaN | NaN | - | NaN | NaN | + |
| Cobre | | NaN | NaN | - | NaN | NaN | + |
| Restricciones de magnitud | | T 2y > T 10y Para EEUU | T 2y > T 10y Para EEUU | T 10y > T 2y para EEUU, DEVs y EMEs | T 10y > T 2y | T 10y > T 2y para EMEs | T 2y > T 10y Para EMEs |

Fuente: Albagli, Carlomagno y Ledezma (2024) en progreso. Interpretación: signo (+) indica que shock y variable asociada se mueven en la misma dirección. Esto es que un incremento en la magnitud del shock resultará en un aumento de la magnitud de la variable. Lo contrario ocurre con signo (-). Con 0 se indica que no hay movimiento de la variable en impacto. NaN indica que la variable no tiene restricción en su movimiento ante un movimiento del shock. TCN medido como moneda local necesaria para obtener un dólar, por lo tanto, un signo (-) es indicativo de apreciación de la moneda local.

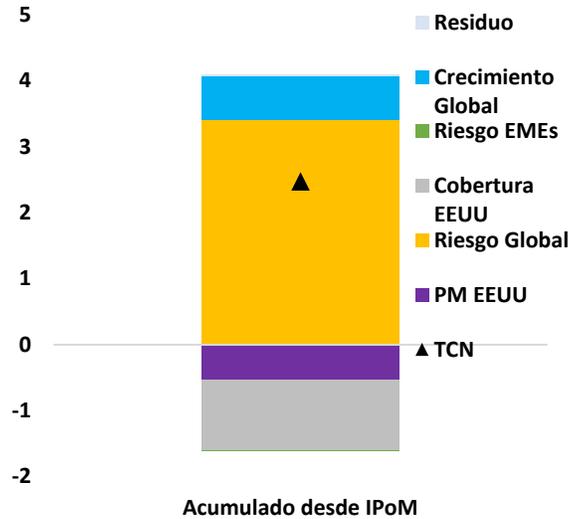
El modelo incluye además restricciones intra-variable para los shocks que afectan a EE.UU. Para la tasa a 2 años, la suma de las magnitudes en impacto de los shocks de incertidumbre debe ser menor que la suma de las magnitudes de los shocks de expectativas macroeconómicas de corto plazo. Lo contrario para el movimiento de la tasa a 10 años.

El **Gráfico 8** presenta la descomposición del movimiento del tipo de cambio nominal en el bloque de países emergentes. El periodo analizado abarca desde el 28 de agosto de 2024 hasta el 11 de diciembre de 2024. Durante este intervalo, el componente principal del TCN de emergentes experimentó una depreciación del 2.5%. La figura muestra que el movimiento ha sido predominantemente impulsado por *shocks* de riesgos a nivel global. Asimismo, se observa que shocks de crecimiento global, han reflejado expectativas moderadas de crecimiento a nivel mundial, lo que ha contribuido a la depreciación del tipo de cambio en mercados emergentes. En menor medida, *shocks* de riesgo específicos a economías emergentes han ejercido presiones alcistas sobre el tipo de cambio. Por el contrario, se identifican fuerzas apreciativas provenientes de EE.UU., donde se percibe una política monetaria menos restrictiva, en base a las indicaciones de la Reserva Federal (Fed), y una

¹⁰ Al incorporar NaN en la respuesta del tipo de cambio a *shocks* de crecimiento de EE.UU. resultados no cambian e IRFs dan en línea con resultados encontrados en Manu y Lodge (2022).

reducción en la aversión al riesgo en EE.UU., lo que podría estar aumentando el apetito por monedas en mercados emergentes.

Gráfico 8: Descomposición tipo cambio nominal en Emergentes
(acumulado desde 28/08/24, porcentaje)

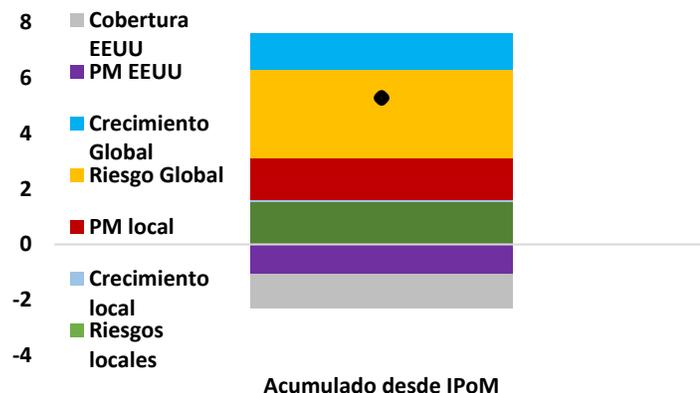


Fuente: Albagli, Carlomagno y Ledezma (2024) en progreso. Descomposición del movimiento del componente principal del TCN del conjunto de países emergentes incluidos en el modelo. Periodo de análisis y acumulación desde el 28 de agosto al 11 de diciembre de 2024. Shock de crecimiento global corresponde a la suma del shock de crecimiento de EEUU más el shock de crecimiento global (exc. EEUU). Shock de cobertura EEUU es también definido en la literatura como shock de aversión al riesgo.

En términos generales, el mensaje principal del análisis es que, desde el cierre estadístico del IPOM de septiembre, se ha observado un mayor riesgo e incertidumbre, junto con perspectivas de crecimiento globales reducidas. Estas condiciones han causado un fortalecimiento del dólar estadounidense, frecuentemente visto como moneda de refugio, y consecuentemente, depreciado las monedas de emergentes.

El **Gráfico 9** muestra la descomposición del tipo de cambio en Chile para el mismo periodo analizado en el caso del bloque de países emergentes, del 28 de agosto al 11 de diciembre de 2024. El tipo de cambio en Chile se depreció significativamente más que la medida agregada de mercados emergentes.

Gráfico 9: Descomposición tipo cambio nominal en Chile
(acumulado desde 28/08/24, porcentaje)
10



Fuente: Elaboración propia. La depreciación acumulada en el período es neta del promedio (ene.2010 – dic.2024)

Al igual que en otros países emergentes, la principal fuerza detrás de la depreciación del peso chileno ha sido la presencia de riesgos globales. Este efecto se ha visto complementado por perspectivas de crecimiento más limitadas. Sin embargo, en el caso de Chile, también han contribuido a la depreciación factores locales como *shocks* de riesgos específicos a la economía chilena y *shocks* asociados a una política monetaria menos restrictiva. Por el contrario, *shocks* provenientes de EE.UU., relacionados con una política monetaria menos contractiva y un mayor apetito por riesgo, han actuado como contrapeso, ejerciendo presiones hacia la apreciación del peso chileno.

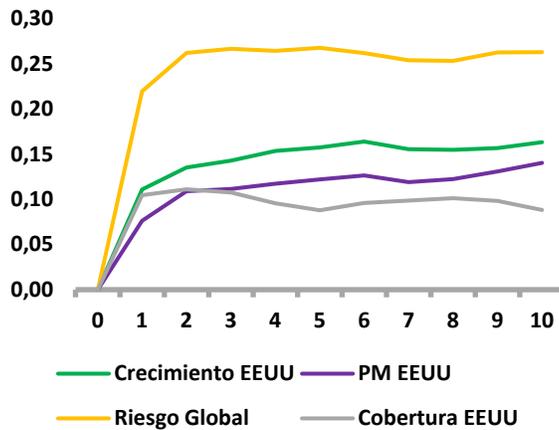
3.1 Sensibilidad TCN de emergentes a distintos shocks.

En la presente subsección se analiza cómo distintos tipos de factores afectan de manera diferenciada a los activos financieros de economías emergentes, con foco sobre el comportamiento del TCN. El objetivo es destacar cómo la composición de las condiciones financieras globales, y en particular la naturaleza de los shocks que las afectan tiene implicancias significativas sobre las economías emergentes. Para ello se estudia la sensibilidad del TCN frente a los shocks estructurales considerados en el modelo global descrito en la sección 3, es decir, crecimiento de EE.UU., política monetaria de EE.UU., riesgo global y aversión al riesgo en EE.UU. Se utiliza la metodología de proyecciones locales¹¹ y se calculan funciones impulso-respuesta del TCN de economías emergentes ante los shocks mencionados.

El **Gráfico 10** ilustra la respuesta acumulada del TCN en economías emergentes frente a los shocks incluidos en el análisis. La figura destaca que, ante una perturbación de un desvío estándar sobre un shock de riesgo global, el tipo de cambio nominal experimenta una depreciación que es aproximadamente el doble de la generada por una perturbación de magnitud similar al crecimiento de EE.UU., que corresponde al shock que genera la segunda mayor respuesta acumulada en magnitud¹². Este resultado subraya la importancia de la composición de los shocks que afectan las condiciones financieras globales en el desempeño financiero de economías emergentes.

¹² También se computo el ejercicio con IRFs escaladas a perturbaciones equivalentes a un movimiento de 20 puntos base de la tasa de 10 años de EEUU obteniéndose, en términos generales, los mismos resultados.

Gráfico 10: IRF de TCN emergentes a shocks globales
(shock 1 desv. estd., IRF acumulada)



Fuente: elaboración propia. Estimación utilizando metodología de *proyecciones locales* (Jordà, 2005). Variable dependiente es el tipo de cambio nominal en bloque de emergentes. Cada gráfica muestra la función impulso-respuesta del TCN emergentes a una perturbación de 1 desviación estándar de los shocks identificados en modelo global: crecimiento EEUU, PM EEUU, riesgo global y aversión al riesgo EEUU.

4. Otra aplicación de los modelos anteriores: identificación de efectos de la conflictividad geopolítica en precios de activos.

Dado el complicado contexto geopolítico global actual, se hace relevante también entender cómo los cambios en el grado de conflictividad geopolítica afectan las distintas variables financieras, en particular la tasa a 10 años de Estados Unidos.

Para ello, estimamos un modelo empírico semi estructural, para cuantificar el impacto de *shocks* al grado de conflictividad geopolítica sobre la tasa de los bonos del Tesoro de EE.UU. a 10 años. En este modelo, se incluye un índice accionario de acciones asociadas a defensa¹³, el precio del petróleo y un subconjunto del índice bursátil S&P 500, excluyendo las acciones de defensa. Así, podemos identificar un *shock* estructural adicional a los mencionados en las secciones anteriores, el *shock* geopolítico.

La matriz de restricción de signos y de magnitud de este modelo se observa en la **Tabla 4**.

Tabla 4: restricciones de signo y magnitud Modelo Geopolítico

| | Crecimiento | Política Monetaria | Cobertura | Riesgo Común | Geopolítico |
|----------------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|-------------|
| Restricciones de signo | | | | | |
| Tasa 2 años | + | + | + | + | NaN |
| Tasa 10 años | + | + | + | + | NaN |
| S&P 500 ex defensa | + | + | + | + | - |
| Defensa | NaN | NaN | NaN | NaN | + |
| Petróleo | + | - | + | - | + |
| Restricciones de magnitud | | | | | |
| | Tasa 2 años > Tasa 10 años | Tasa 2 años > Tasa 10 años | Tasa 2 años < Tasa 10 años | Tasa 2 años < Tasa 10 años | NaN |

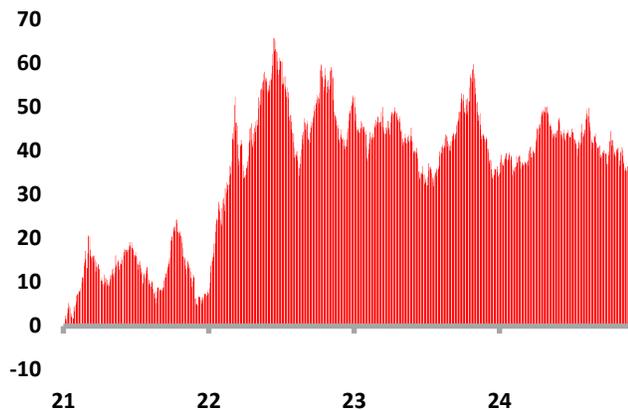
Fuente: elaboración propia.

¹³ Se excluye Boeing del índice y se deflacta por el índice de industrias del S&P 500.

Como se observa en el **Gráfico 11**, el *shock* geopolítico ha contribuido a elevar la tasa a 10 años en EE.UU., llegando a moverla 60 pb. por encima del nivel determinado por los otros *shocks* estructurales durante la invasión de Rusia a Ucrania (año 2022). Este resultado se contrapone a lo encontrado anteriormente en la literatura. Por ejemplo, Hodula et al. (2024) señalan que las tensiones geopolíticas aumentan la incertidumbre, lo que podría desencadenar episodios de *flight-to-safety* y provocar una reasignación de activos hacia activos más seguros, como bonos del gobierno o el oro. Esto haría caer las tasas de los bonos del Tesoro, pero lo encontrado en esta descomposición muestra que el *shock* geopolítico “puro” (que controla por los *shocks* de aumento de la necesidad de cobertura) eleva las tasas.

Así, el nivel actual de la tasa incluye un premio geopolítico del orden de 30-40 pb. Ello sería coherente con una narrativa consistente de dos elementos. Por un lado, la percepción de que actualmente estaríamos siendo testigos de un cambio de equilibrios geopolíticos duradero, con conformaciones de bloques más claras y probabilidad de eventos extremos más elevada, lo que limitaría algunos de los mecanismos que en el pasado habían determinado un premio negativo (por ejemplo, la demanda por bonos norteamericanos). Por otro lado, este cambio en el escenario geopolítico global estaría ocurriendo en un contexto de finanzas públicas en posiciones delicadas, situación que sería acentuada por las presiones al alza que un mayor gasto en defensa, derivado de la conflictividad geopolítica más alta, ejercen sobre la tasa de interés.^{14/}

Gráfico 11: Contribución shock geopolítico a tasa 10 años Estados Unidos
(acumulado desde 1/1/21, puntos base)



Fuente: elaboración propia en base a metodología Modelo Geopolítico.

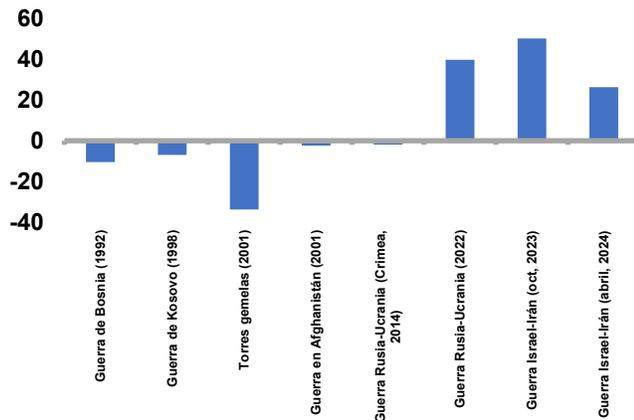
Este resultado tiene como implicancia clave que la tasa a 10 años de EE.UU. habría dejado de actuar como amortiguador ante ciertos eventos de disminución del apetito por riesgo, como lo son los de aumentos de la conflictividad geopolítica. Adicionalmente, si bien el componente de prima por riesgo es altamente volátil y podría revertirse rápidamente^{15/}, las causas subyacentes en lo reciente podrían llevar a un aumento del componente de riesgo más persistente que el usual. Este hallazgo empírico es apoyado, además, por evidencia complementaria derivada de estudio de eventos. Desde el inicio

¹⁴ Presentación de Elías Albagli en la Conferencia anual del BCCh: "The Impact of Climate Change and Geopolitical Tensions on Long-Term Interest Rates" Elías Albagli (BCCh), Sofía Bauducco (BCCh), Guillermo Carlomagno (BCCh), Luis Gonzales (BCCh), Juan Marcos Wlasiuk (BCCh).

¹⁵ Esto se puede observar al calcular la desviación estándar de la contribución de los distintos *shocks* a la tasa 10 años de EE.UU., donde se observa que la desviación estándar del *shock* de riesgo común es mayor que la del resto.

de la guerra entre Rusia y Ucrania en 2022, tras sucesos de aumento de conflictividad geopolítica, la tasa ha subido en lugar de caer, como era lo habitual en eventos previos¹⁶/. Esto se observa en el **Gráfico 12**, que muestra el movimiento de la tasa a 10 años de EE.UU. en 30 días centrado en el evento¹⁷/.

Gráfico 12: Reacción tasa 10 años Estados Unidos a eventos geopolíticos
(estudio de eventos, puntos base)



Fuente: elaboración propia en base a datos Bloomberg.

5. Conclusiones

La descomposición en base a modelos semi estructurales muestra que varios factores explican la dinámica alcista en la tasa de los bonos del Tesoro de EE.UU. a 10 años, entre los que destacan el cambio del ciclo económico y la consecuente reacción de política monetaria, la fortaleza de la economía y un aumento relevante del apetito por riesgo. En lo más reciente, destaca un aumento relevante de la prima por riesgo que demanda el mercado para posicionarse en bonos largos.

El aumento de esta prima es preocupante ya que esto tiene efectos relevantes en países emergentes. Desde el IPoM de septiembre la mayor parte de la depreciación del tipo de cambio en Chile y otras economías emergentes se explica por el aumento de las primas de riesgo a nivel global.

El aumento de la prima por riesgo podría explicarse por varios factores, dentro de los que destaca el aumento de la incertidumbre sobre el nivel neutral de la *Fed Funds Rate* (FFR) y la evolución de la situación fiscal en EE.UU.

¹⁶ En el Anexo 1 se observa que, en los dos últimos episodios, el aumento de la tasa a 10 años en EE.UU. se dio principalmente por un aumento en la tasa real.

¹⁷ La razón de hacerlo así y no acumular desde el día del evento es que, generalmente, los ataques no son completamente sorpresivos, por lo que podría estar incorporado en los precios algunos días antes de ocurrir.

Referencias

Albagli, E., L. Ceballos, S. Claro, and D. Romero (2019): "Channels of US Monetary Policy Spillovers to International Bond Markets." *Journal of Financial Economics*, 134(2), 447-473.

Albagli, E., L. Ceballos, S. Claro, and D. Romero (2024): "UIP Deviations: Insights from Event Studies." *Journal of International Economics* 148, 103877.

Naudon, A. and A. Yany, 2015. "Dealing with the Global Financial Cycle in Emerging Markets", Central Bank of Chile.

Cieslak, A. and A. Schrimpf (2019): "Non-Monetary News in Central Bank Communication." *Journal of International Economics* 118, p.293-315

Cieslak, A. and H. Pang (2021): "Common shocks in stocks and bonds" *Journal of Financial Economics*.

Jordà, Ò. (2005): "Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections." *American Economic Review* 95(1), p. 161-182.

Jordà, Ò. and A.M. Taylor (2024): "Local Projections." NBER w32822.

Korobilis, D. (2022): "A New Algorithm for Structural Restrictions in Bayesian Vector Autoregressions." *European Economic Review* 148, 104241.

Lodge, D. and A.S. Manu (2022): "EME Financial Conditions: Which Global Shocks Matter?" *Journal of International Money and Finance* 120, 102479.

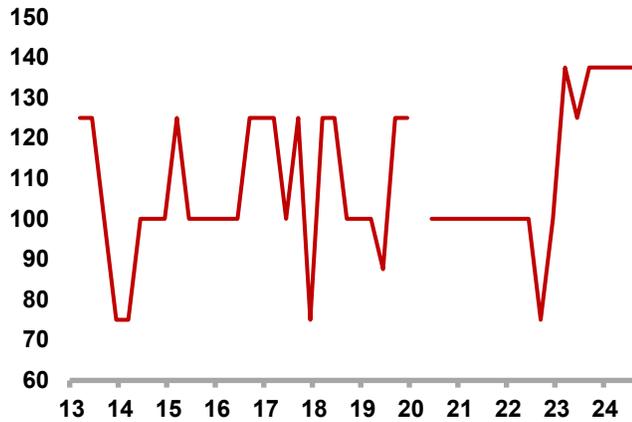
Hodula, M., Janku, J., Malovana, S., and Ngo, N. A. (2024): "Geopolitical Risks and Their Impact on Global Macro-Financial Stability: Literature and Measurements." Working Papers 2024/8, Czech National Bank.

Matheson, T., and E. Stavrev (2014): "News and Monetary Shocks at a High Frequency: A Simple Approach." *Economic Letters* 125(2), p. 282-286.

Ferreira, T. and Shousha, S. (2023): "Determinants of Global Neutral Interest Rates." *Journal of International Economics* 145(C).

Anexo 1

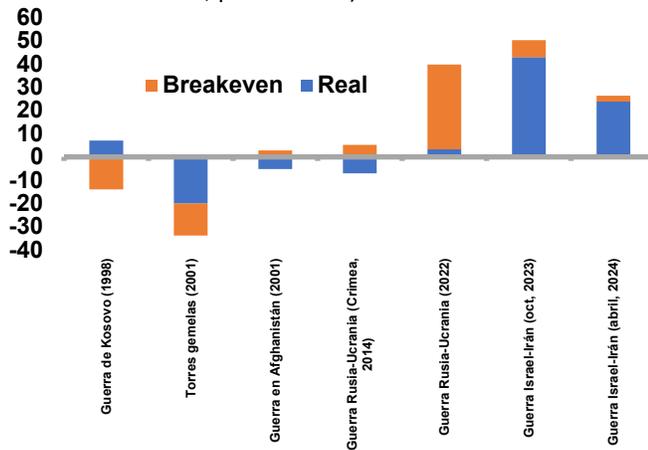
Gráfico 13: Diferencia entre estimación máxima y mínima dots para FFR de largo plazo (puntos base)



Fuente: elaboración propia en base a datos de la Fed. Los dots son las proyecciones que cada miembro del FOMC da para ciertas variables macroeconómicas en los FOMC de marzo, junio, septiembre y diciembre de cada año. Lo que se grafica acá es la diferencia entre la proyección máxima y mínima en cada FOMC.

Anexo 2

Gráfico 14: Reacción tasa 10 años Estados Unidos a eventos geopolíticos (estudio de eventos, puntos base)



Fuente: elaboración propia en base a datos Bloomberg.

Minuta citada en el Recuadro I.2:

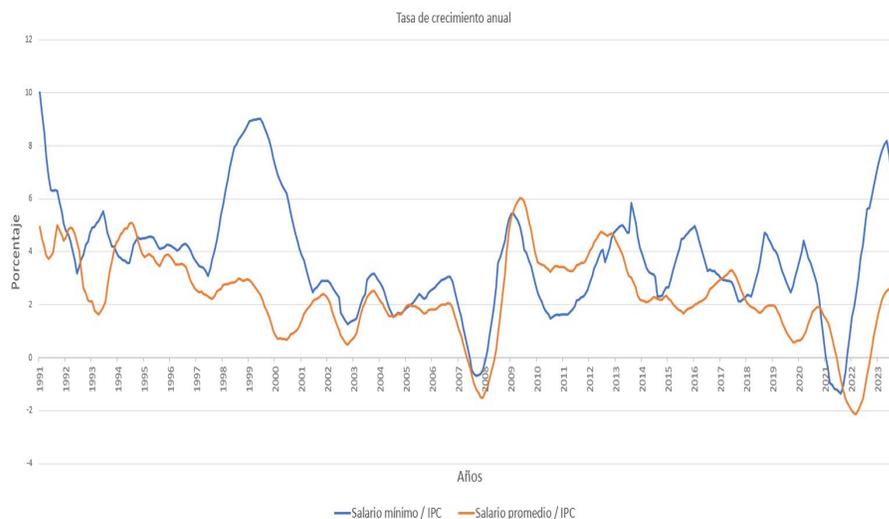
Efectos en el mercado laboral de cambios recientes en el salario mínimo

Elías Albagli, Paula Araya, Sofía Bauducco, Roberto Gillmore, Juan Guerra-Salas, David Kohn y Valeria Logan

1. Introducción

En esta minuta estimamos el efecto sobre el empleo de los aumentos del salario mínimo decretados en la Ley 21.578. La ley dispuso tres aumentos del salario mínimo, totalizando un aumento de 22% nominal en la última etapa y de un 14,8% en términos reales: (i) \$410.000 a \$440.000 (8,7%) en mayo 2023; (ii) \$460.000 en septiembre 2023; y (iii) \$500.000 en julio 2024. Este es un aumento grande, como muestra la Figura 1.

Figura 1. Salario mínimo real y salario promedio real (Tasa de crecimiento anual)



Fuente: Banco Central de Chile en base a INE.

Para estimar el impacto de estos cambios en el mercado laboral, usamos datos de cotizantes al seguro de cesantía (empleo formal) y realizamos un estudio de eventos basado en diferencias-en-diferencias. Clasificamos las empresas en dos grupos según la fracción de trabajadores con salarios en torno al salario mínimo: (i) el grupo de tratamiento, compuesto de las empresas que, antes de la vigencia de la Ley, tuvieron una fracción de trabajadores afectados al salario mínimo por encima de la mediana; y (ii) el grupo de control, compuesto por las demás empresas.

Encontramos que el aumento del salario mínimo impactó los salarios promedio pagados por las empresas con mayor proporción de trabajadores afectados al salario mínimo en un 4,3% adicional respecto del grupo de control, mientras que el efecto diferencial acumulado hasta agosto de 2024 es de 7,8%. La estimación del impacto de este mayor aumento de salarios en el empleo es significativa: una caída promedio de 4,8% mayor en el empleo de este grupo de firmas con mayor proporción de trabajadores afectados al salario mínimo, con respecto al resto de las empresas, llegando a un efecto acumulado en torno a 8% de caída adicional. También encontramos un cambio en la composición de los trabajadores de estas empresas: aumenta un 6,6% la proporción de trabajadores con educación superior completa respecto a los trabajadores con menores niveles educativos. Nuestros resultados sugieren que, ante un aumento de un 1% en salario promedio de la empresa

inducido por el aumento de salario mínimo, se reduce el empleo de las empresas con mayor proporción de trabajadores afectados al salario mínimo en 1.16%. Este valor se encuentra en el rango superior de los hallazgos en otros países (Dube, A., & Zipperer, B., 2024).

2. Estrategia de identificación y metodología empírica

El objetivo es estimar el efecto causal de la ley 21.578, la que aumentó en tres periodos el salario mínimo empezando en mayo de 2023 y finalizando en julio de 2024. Para estimar el efecto causal utilizaremos un modelo de estudio de eventos basado en un modelo de diferencias-en-diferencias. Específicamente, se compara la evolución de variables claves para las empresas con mayor proporción de trabajadores afectados al salario mínimo con aquellas con proporción de trabajadores menos afectados al salario mínimo. Seguimos de cerca los trabajos de Machin et al. (2003) y Harasztsosi y Lindner (2019). En particular, estimamos la siguiente ecuación:

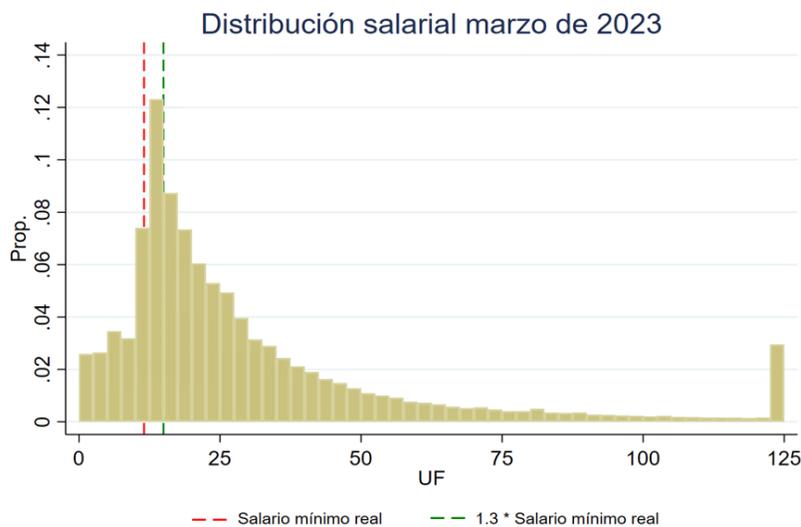
$$y_{it} = \alpha + \beta \text{Treat}_i \times \text{Post}_t + \delta_i + \theta_t + \varepsilon_{it}$$

Donde,

$$\text{Treat}_i = \begin{cases} 1 & \text{si es una empresa es tratada} \\ 0 & \text{si no} \end{cases} \quad \text{Post}_t = \begin{cases} \text{mes} \geq \text{abril 2023} \\ 0 & \text{si no} \end{cases}$$

y_{it} en esta minuta será el logaritmo de los salarios promedio y el logaritmo de los trabajadores de la empresa en un mes dado. Adicionalmente, se utiliza como variable dependiente la proporción entre trabajadores calificados (al menos educación superior completa) y no calificados (menor a superior completa)¹. δ_i es un efecto fijo a nivel empresa que captura características que son constantes a través del tiempo y θ_t captura shocks comunes a todas las empresas en un mes dado. Los errores estándar se calculan al nivel de empresa para controlar por heterogeneidad no observada a través del tiempo dentro de cada empresa. Nuestro parámetro de interés β mide el efecto promedio de la ley de aumento de salario mínimo sobre las empresas tratadas respecto a las empresas de control sobre la variable de interés.

Figura 2. Distribución de salarios reales en marzo 2023.



Fuente: Banco Central de Chile en base a datos del Seguro de Cesantía.

¹ Se define como educación superior educación universitaria, centro de formación técnica o instituto profesional.

Definimos los trabajadores afectados al salario mínimo como aquellos con salarios menores a 1,3 veces el salario mínimo previo a la promulgación de la ley. Este rango se justifica, por un lado, porque en Chile alrededor del 80% de las empresas paga una gratificación legal utilizando la alternativa de pagar 25% de lo devengado en el respectivo ejercicio comercial por concepto de remuneraciones mensuales. Por otro lado, la distribución de salarios en marzo de 2023 muestra una masa importante de personas alrededor de este nivel de salarios (ver Figura 2)². Finalmente, los datos no incluyen las horas trabajadas sino solo el salario bruto pagado en un mes por lo que, siguiendo la literatura, creamos un rango de salarios desde 0 a 1.3 veces el salario mínimo que incluye trabajadores a jornada parcial que potencialmente podrían estar afectados al salario mínimo. Los resultados son robustos a definiciones alternativas.

Una vez identificado el rango de trabajadores afectados al salario mínimo, calculamos la proporción de éstos en el empleo de la empresa en el periodo anterior a la vigencia de la Ley 21.578, en promedio entre mayo 2022 y abril 2023. Se elige una ventana de un año para controlar por estacionalidad. Una vez obtenida esta medida, se clasifican las empresas tratadas como aquellas que tienen una proporción de trabajadores afectados al salario mínimo mayor a la mediana (la mediana de la proporción de trabajadores sujetos al mínimo es 32%). La mitad restante constituye el grupo de control o empresas con menor proporción de trabajadores afectados al salario mínimo. Por construcción, esta clasificación contempla igual número de empresas en cada grupo, pero resulta en un menor número de trabajadores en el grupo tratado (en torno a 30% del total de la muestra al momento de entrar en vigencia la ley 21.578, ver Tabla 1), ya que estas son empresas en promedio de menor tamaño.

Para analizar la dinámica de los efectos, estimamos la siguiente ecuación dinámica del modelo de diferencias-en-diferencias o estudio de eventos:

$$y_{it} = \sum_{j=-4, \neq -2}^{16} \beta_j 1[D_i = 1] 1[t - 2 = j] + \delta_i + \theta_t + \varepsilon_{it}$$

Siendo i el índice que identifica a cada empresa, t el mes en curso, y j el número de meses respecto al cambio de salario mínimo. Definimos la variable D_i como una dummy que toma valor 1 si la empresa i pertenece al grupo tratado, y 0 en caso contrario. El supuesto clave para la identificación causal del ejercicio es el de tendencias paralelas, es decir, que, en ausencia del cambio en el salario mínimo, la variable y_{it} de ambos grupos habría evolucionado de manera paralela. La evidencia para justificar este supuesto es la verificación de los coeficientes β_j para $j < -1$. Si estos no son estadísticamente distintos a cero, se valida el supuesto de tendencias paralelas previo al evento.

Una decisión relevante en los estudios de eventos es elegir el periodo de comparación, el cual sirve como contrafactual para estimar el efecto diferencial en los demás periodos, es decir, qué hubiese sucedido en ausencia del tratamiento. En este trabajo, lo fijamos en marzo de 2023 para controlar por una posible anticipación de las decisiones de las empresas a la entrada en vigor de la ley. Si bien el proyecto de ley fue ingresado el 21 de abril de 2023, ya en marzo de 2023 la Central Unitaria de Trabajadores y Trabajadoras (CUT) empezó a discutir los términos de la ley con el gobierno. Finalmente, sólo incluimos observaciones desde enero 2023 ya que en este mes se lleva a cabo la última etapa de una ley anterior de salario mínimo (Ley 21.456).

3. Datos y estadísticas descriptivas

² Alternativamente, consideramos el umbral $(0.9*sm, 1.3*sm)$ donde sm =salario mínimo del periodo. Los resultados se siguen manteniendo y son presentados en la sección “Chequeos de Robustez”.

Utilizamos datos mensuales anonimizados de la Administradora de Fondos de Cesantía (AFC) desde enero 2022 hasta agosto 2024 para identificar relaciones laborales y sus características. Se consideran sólo empresas que figuran en el Directorio de empresas de Cuentas Nacionales y que tienen más de 5 empleados en promedio durante 2022.

Según los microdatos mencionados, tenemos un total de 60,975 empresas por grupo en abril 2023. La Tabla 1 presenta estadísticas para estas empresas. Se observa que las empresas tratadas concentran una menor proporción del total de trabajadores y, en promedio, tienen un menor número de empleados totales, con una alta proporción de trabajadores afectados al salario mínimo. Además, al analizar la proporción de trabajadores calificados respecto a los no calificados, se observa que las empresas tratadas tienen una menor proporción en comparación con las empresas de control. Es decir, las empresas de control cuentan con más trabajadores calificados por cada trabajador no calificado. Por otro lado, el grupo tratado se concentra en micro y pequeñas empresas³, mientras que aproximadamente la mitad de las empresas del grupo de control se clasifican como medianas o grandes. Lo anterior se ve reflejado en el porcentaje de ventas del total que concentra cada grupo. Las empresas del grupo de control concentran casi todas las ventas totales y gran parte de las ventas con boletas (ventas al consumidor).

Tabla 1. Estadísticas descriptivas

| | Control | Tratado |
|---|---------|---------|
| Trabajadores (% del total) | 69,6 | 30,4 |
| Número de trabajadores promedio | 54,84 | 23,01 |
| Trabajadores afectados al salario mínimo (% por empresa) | 10,93 | 71,03 |
| Trabajadores calificados / no calificados (% por empresa) | 17,04 | 7,22 |
| Costos laborales / costos totales (% por grupo) | 18,03 | 23,8 |
| Ventas (% del total) | 91,4 | 8,6 |
| Ventas con boletas (% del total) | 59,8 | 40,2 |
| Estrato 0 (% del grupo) | 8,58 | 13,27 |
| Estrato 1 (% del grupo) | 3,24 | 10,66 |
| Estrato 2 (% del grupo) | 42,4 | 61,13 |
| Estrato 3 (% del grupo) | 27,56 | 12,49 |
| Estrato 4 (% del grupo) | 18,23 | 2,44 |
| N° de empresas | 60.975 | 60.975 |

Fuente: Cálculos del Banco Central de Chile en base a datos del Seguro de Cesantía, directorio de empresas de Cuentas Nacionales y Servicio de Impuestos Internos.

4. Resultados

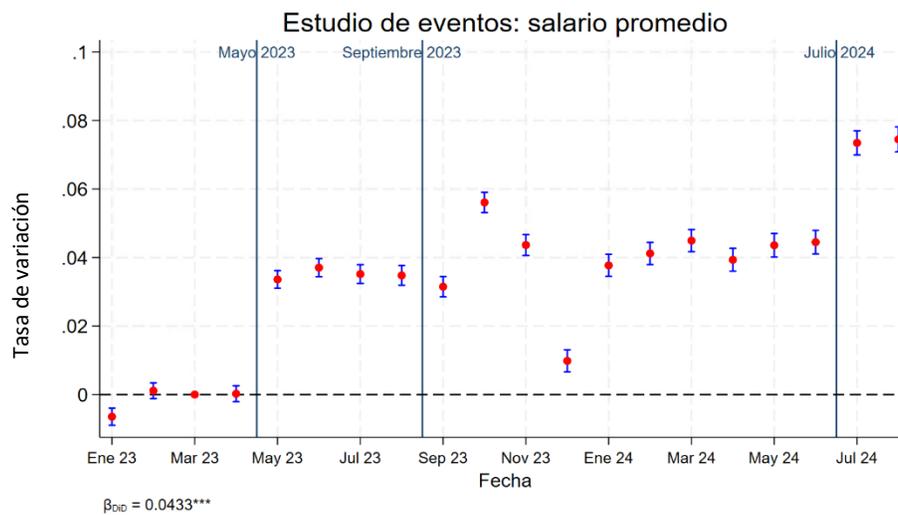
Los resultados del efecto de la ley de salario mínimo sobre los salarios promedio que pagan las empresas se muestran en la Figura 3. Se observa que antes del aumento del salario mínimo, las tendencias entre el grupo con mayor porcentaje de trabajadores afectados al salario mínimo respecto a los que los presentan una menor proporción se movían en paralelo ya que sus coeficientes estimados son cercanos a cero. A pesar de que se

³ El estrato de una firma se define según ventas del año anterior. Estrato 0 son firmas sin ventas; estrato 1, con ventas anuales entre 0 y 2.400 UF; estrato 2, con ventas anuales entre 2.400 y 25.000 UF; estrato 3, con ventas anuales entre 25.000 y 100.000 UF; estrato 4, con ventas anuales de más de 100.000 UF.

elige como periodo base marzo de 2023, en el mes siguiente no se encuentra un efecto distinto de cero en los salarios ya que la ley que obliga a subir el salario mínimo aún no entra en vigencia.

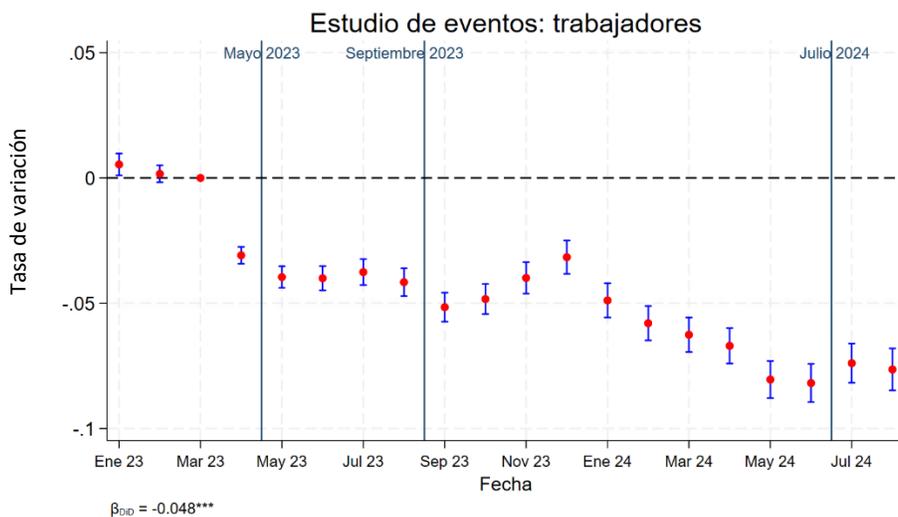
Una vez que el cambio entra en rigor en mayo de 2023, se ve un aumento de los salarios promedio de las empresas tratadas de alrededor de 3,8% los primeros cuatro meses, luego cuando el segundo aumento en septiembre se lleva a cabo, se ve un aumento en octubre de los salarios promedio para mantenerse en niveles cercanos a 4% hasta el siguiente cambio en julio de 2024 cuando el efecto acumula 7,8% en julio y agosto, con respecto a marzo 2023. Finalmente, el efecto promedio que se observa en estos 16 meses es igual a un aumento estadísticamente significativo de 4,3% en los salarios promedios de las empresas con mayor porcentaje de trabajadores afectados al salario mínimo, respecto al resto de las empresas.

Figura 3. Efectos de la Ley de aumento de salario mínimo en salario promedio de la empresa



Nota: La variable dependiente es el logaritmo del salario promedio de la empresa. Observaciones son al nivel de empresa/mes. Incluye efectos fijos de empresa y mes/año. Errores estándar son calculados al nivel de empresa. Intervalos de confianza son calculados al 95%.

Figura 4. Efectos de la Ley de aumento de salario mínimo en empleo



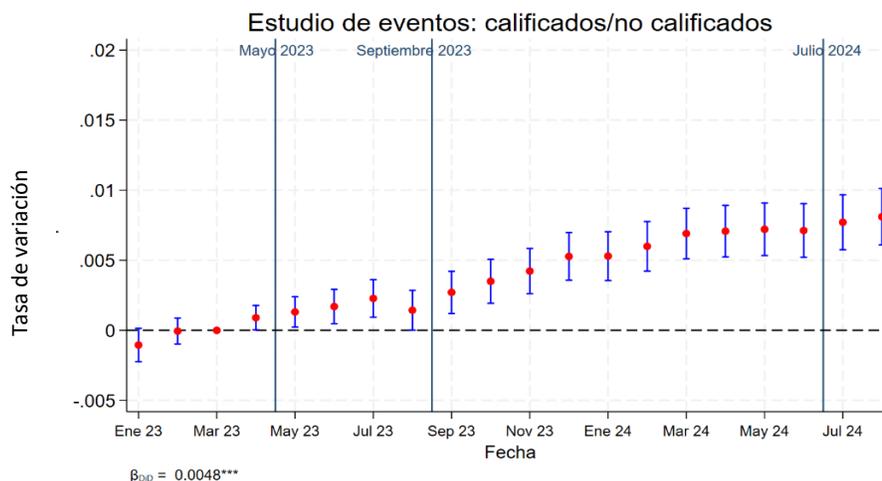
Nota: La variable dependiente es el logaritmo del número de trabajadores de la empresa. Observaciones son al nivel de empresa/mes. Incluye efectos fijos de empresa y mes/año. Errores estándar son calculados al nivel de empresa. Intervalos de confianza son calculados al 95%.

A continuación, se analiza el efecto en el empleo de estas empresas con mayor porcentaje de trabajadores afectados al salario mínimo. En este caso, tal como se discutió en la sección de metodología, tomando como base el mes de marzo de 2023, se muestra evidencia de que las empresas se anticipan y toman decisiones respecto a empleo un mes antes de que entre en vigor la ley de salario mínimo. Cuando se elige como mes base a marzo de 2023, se observa que existe una caída de empleo de 3,8% en abril en las empresas tratadas respecto al control (Figura 4). Este efecto se vuelve más negativo a medida que pasan los meses, alcanzando una caída de 8% en agosto de 2024. El efecto de los 16 meses es una caída promedio de 4,8%.

Para darle contexto al resultado encontrado anteriormente y comparar con la literatura, calculamos la elasticidad del empleo al salario promedio de las empresas. En otras palabras, esta elasticidad muestra cuánto responde el empleo a un cambio en salarios inducido por el cambio en el salario mínimo⁴. Encontramos un valor de $-1,16$, lo que sugiere que un aumento en 1% del salario promedio de las empresas inducido por el cambio en el salario mínimo disminuye el empleo de las firmas tratadas en 1,16%.

Esta medida nos permite comparar con los resultados obtenidos en otros países. Es necesario precisar que cada elasticidad es particular al grupo al cual se le calcula y al contexto laboral del país. Sin embargo, es una medida que permite comparar la magnitud de los efectos de las leyes de salario mínimo en el mundo. Según 72 estudios publicados en más de 30 años, la caída mediana/media en empleo por un aumento en 1% del salario (como consecuencia de un aumento en el salario mínimo) es $-0,13\%/-0,25\%$ (Dube & Zipperer, 2024). El resultado encontrado en esta minuta se encuentra en la parte superior del rango de hallazgos de la literatura. Lo anterior puede explicarse considerando que, en términos nominales y reales, el aumento del salario mínimo que comenzó en mayo de 2023 fue significativo en términos históricos –comparable a las alzas de fines de los 90s.

Figura 5. Efectos en proporción trabajadores calificados sobre no calificados.



Nota: La variable dependiente es la razón entre el número de trabajadores con educación superior completa y aquellos con un nivel educacional menor. Observaciones son al nivel de empresa/mes. Incluye efectos fijos de empresa y mes/año. Errores estándar son calculados al nivel de empresa. Intervalos de confianza son calculados al 95%.

⁴ Este concepto se denomina OWE (*own wage elasticity*) en la literatura.

En la Figura 5 se observa que la proporción de trabajadores calificados respecto a no calificados se movía en paralelo previo al mes base de marzo, pero inmediatamente después esta proporción comienza a aumentar hasta alcanzar un aumento en agosto de 2024 de 0,8 puntos porcentuales (pp). Este movimiento coincide con el primer mes donde se ve una disminución del empleo. El efecto promedio de los 16 meses es un aumento de 0,48 pp. Teniendo en cuenta que el promedio de esta proporción en empresas tratadas es 7,2%, se encuentra que la proporción de trabajadores calificados sobre no calificados aumenta en un 6,6% respecto a su promedio. Este resultado está en línea con los hallazgos de Clemens et al. (2021).

5. Chequeos de Robustez

A continuación, se describen los chequeos de robustez realizados que pueden ser encontrados en el apéndice de este documento.

Definición del grupo de tratamiento. Para definir el grupo de tratamiento se utiliza la mediana de la proporción de trabajadores afectos al salario mínimo, calculada como un promedio de los 12 meses anteriores al primer aumento del salario mínimo. Empresas que están sobre esta mediana entran dentro del grupo de tratamiento y en su defecto, al grupo de control. Si relajamos esa definición usando el percentil 25 y 75, los resultados se mantienen. Si, alternativamente, cambiamos esta definición a cuatro meses atrás de manera de tomar el periodo enero-abril de 2023 que no se encuentra afecto por ninguna ley de salario mínimo, los resultados también se mantienen.

La definición de trabajadores afectos al salario mínimo es aquellos que tienen un salario menor a 1.3 veces el salario mínimo previo a la implementación de la ley. Si cambiamos esta definición a trabajadores que se encuentren entre 0,9 y 1,3 veces el salario mínimo, los resultados son cuantitativamente similares.

Muestra. En nuestras estimaciones principales usamos un filtro adicional de empresas que se encuentren en el directorio de cuentas nacionales. Si relajamos ese supuesto y no filtramos por empresas que estén en este directorio, los resultados son similares a los resultados base. Si restringimos a que las empresas tengan en promedio más de 3 empleados en 2022 -en lugar de 5-, los resultados son cuantitativamente similares.

6. Conclusiones

En este documento se cuantifica el efecto sobre salarios promedio, empleo y proporción de empleados calificados vs. no calificados causado por el aumento del salario mínimo. Encontramos evidencia causal de que la ley 21.578 que subió el salario mínimo en tres etapas desde 410 mil pesos hasta 500 mil pesos en julio de 2024, aumentó el salario promedio en 4,3% para las empresas con mayor proporción de trabajadores afectos al salario mínimo, con un efecto acumulado de 7,8%. Al mismo tiempo, disminuyó el empleo en este grupo de empresas --en promedio -4,8% y un efecto acumulado de -8%--, además de aumentar la proporción de empleados calificados vs los no calificados. Nuestros resultados sugieren una elasticidad entre aumento salarial y empleo algo por sobre 1. Es decir, ante un aumento de un 1% adicional en salario promedio de las empresas en el grupo más afecto al salario mínimo, se reduce el empleo respecto del grupo de control en 1,16%. Este valor se encuentra en el rango superior de los hallazgos en otros países, y bastante por encima del efecto estimado en la mediana de estos estudios internacionales.

Se debe notar que el ejercicio econométrico no permite evaluar el impacto del salario mínimo sobre el empleo total, ya que no es posible inferir el impacto sobre el empleo de las empresas con menos trabajadores sujetos

al salario mínimo ni sobre aquellas empresas creadas en la economía posteriormente al aumento del salario mínimo de mayo 2023.

7. Referencias

Clemens, J. (2021). How do firms respond to minimum wage increases? understanding the relevance of non-employment margins. *Journal of Economic Perspectives*, 35(1), 51-72.

Dube, A., & Zipperer, B. (2024). Own-Wage Elasticity: Quantifying the Impact of Minimum Wages on Employment (No. w32925). National Bureau of Economic Research.

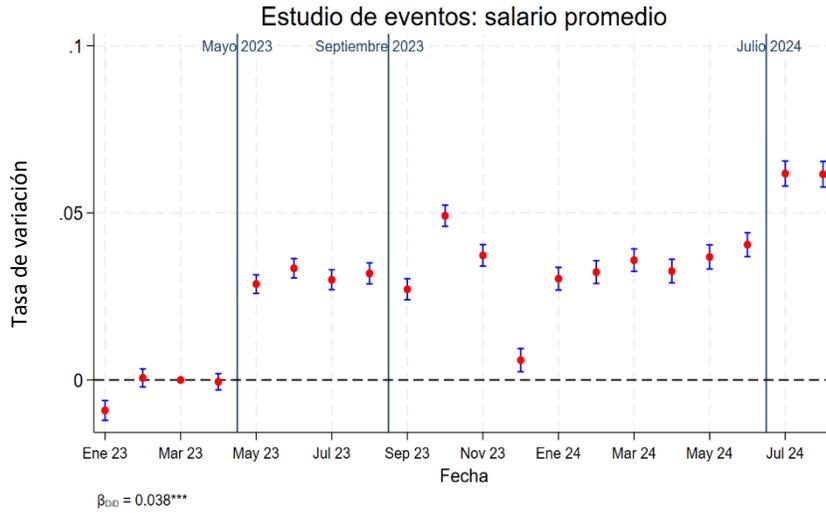
Harasztosi, P., & Lindner, A. (2019). Who pays for the minimum wage?. *American Economic Review*, 109(8), 2693-2727.

Machin, S., Manning, A., & Rahman, L. (2003). Where the minimum wage bites hard: Introduction of minimum wages to a low wage sector. *Journal of the European Economic Association*, 1(1), 154-180.

8. Apéndice

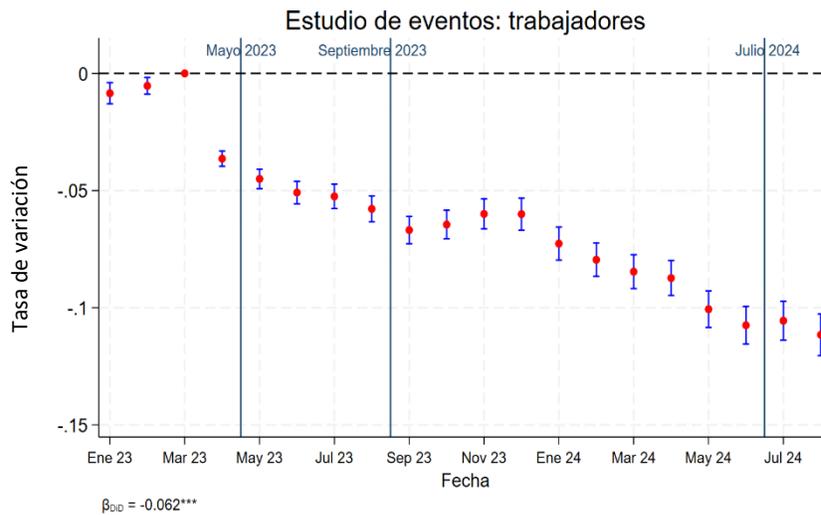
Ejercicio robustez 1: Clasificamos grupos de tratamiento y control respecto al percentil 25 de la distribución de trabajadores afectados al salario mínimo, en lugar de la mediana.

Figura A1. Efectos de la Ley de aumento de salario mínimo en salario promedio de la empresa Efectos de la Ley de aumento de salario mínimo en salario promedio de la empresa



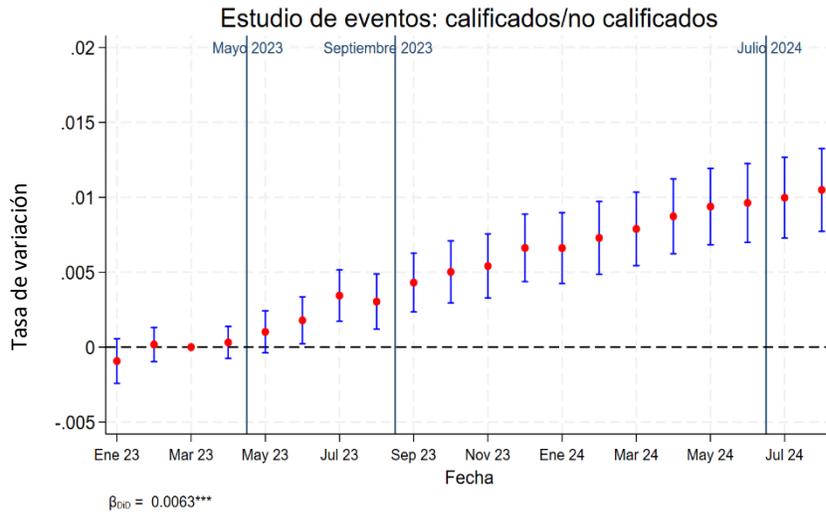
Nota: La variable dependiente es el logaritmo del salario promedio de la empresa. Observaciones son al nivel de empresa/mes. Incluye efectos fijos de firma y mes/año. Errores estándar son calculados al nivel de empresa. Intervalos de confianza son calculados al 95%.

Figura A2. Efectos de la Ley de aumento de salario mínimo en tamaño de la empresa



Nota: La variable dependiente es el logaritmo del número de trabajadores. Observaciones son al nivel de empresa/mes. Incluye efectos fijos de empresa y mes/año. Errores estándar son calculados al nivel de empresa. Intervalos de confianza son calculados al 95%.

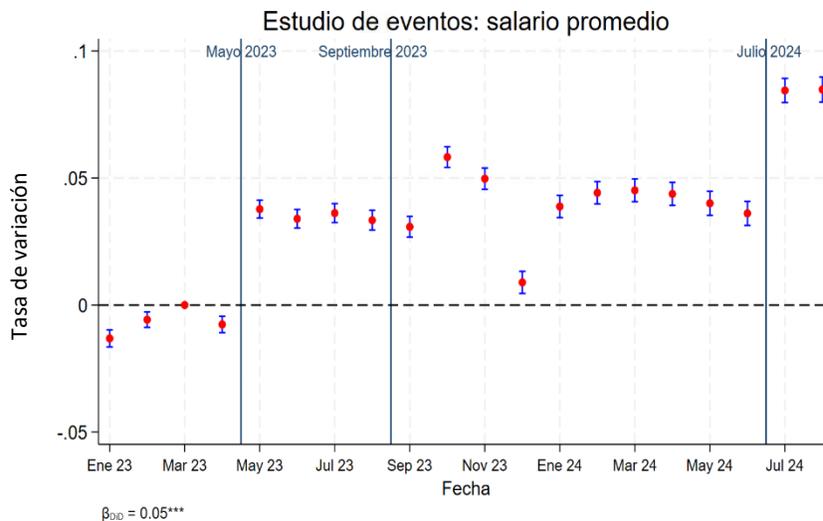
Figura A3. Efectos de la Ley de aumento de salario mínimo en proporción trabajadores calificados sobre no calificados.



Nota: La variable dependiente es el ratio del número de trabajadores con educación superior completa sobre número de trabajador con menor a educación superior completa. Observaciones son al nivel de empresa/mes. Incluye efectos fijos de empresa y mes/año. Errores estándar son calculados al nivel de empresa. Intervalos de confianza son calculados al 95%.

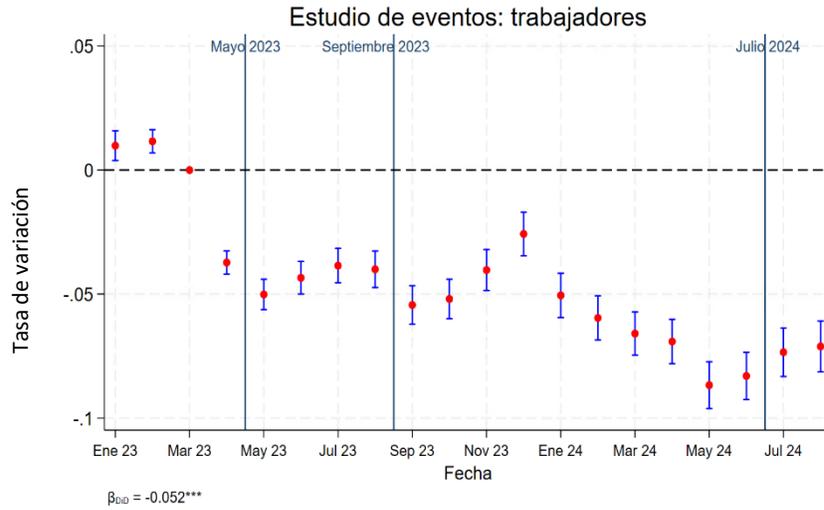
Ejercicio robustez 2: Clasificamos grupos de tratamiento y control respecto al percentil 75 de la distribución de trabajadores afectados al salario mínimo, en lugar de la mediana.

Figura A4. Efectos de la Ley de aumento de salario mínimo en salario promedio de la empresa



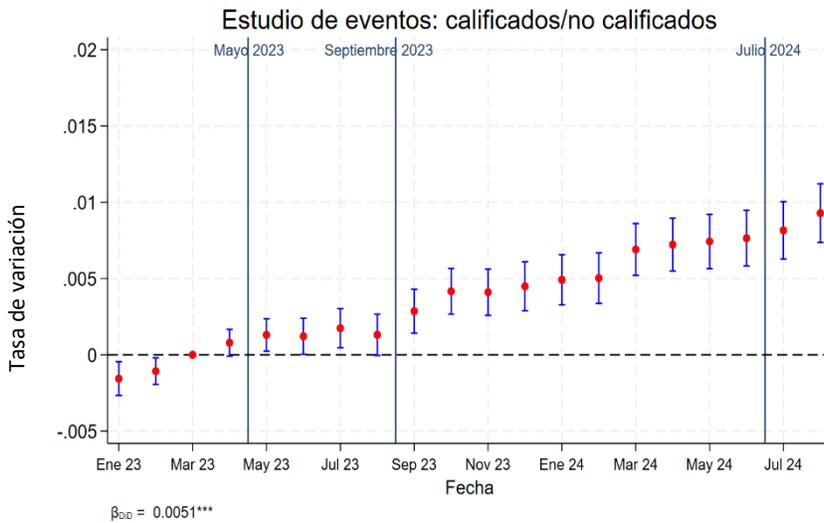
Nota: La variable dependiente es el logaritmo del salario promedio de la empresa. Observaciones son al nivel de empresa/mes. Incluye efectos fijos de empresa y mes/año. Errores estándar son calculados al nivel de empresa. Intervalos de confianza son calculados al 95%.

Figura A5. Efectos de la Ley de aumento de salario mínimo en tamaño de la empresa



Nota: La variable dependiente es el logaritmo del número de trabajadores. Observaciones son al nivel de empresa/mes. Incluye efectos fijos de empresa y mes/año. Errores estándar son calculados al nivel de empresa. Intervalos de confianza son calculados al 95%.

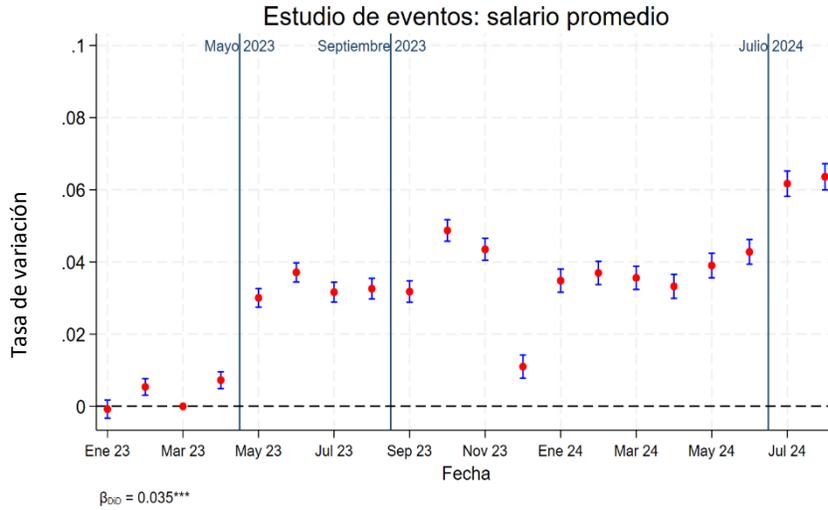
Figura A6. Efectos de la Ley de aumento de salario mínimo en proporción trabajadores calificados sobre no calificados



Nota: La variable dependiente es el ratio del número de trabajadores con educación superior completa sobre número de trabajador con menor a educación superior completa. Observaciones son al nivel de empresa/mes. Incluye efectos fijos de empresa y mes/año. Errores estándar son calculados al nivel de empresa. Intervalos de confianza son calculados al 95%.

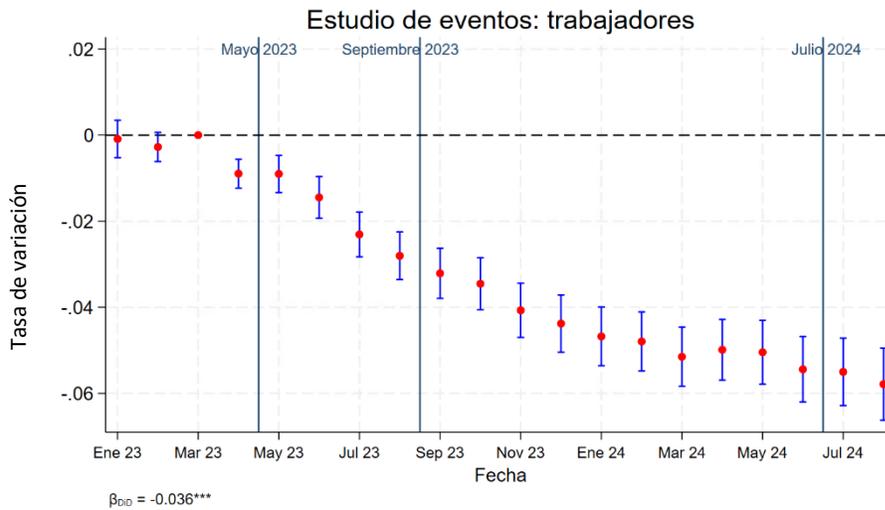
Ejercicio robustez 3: Clasificamos a trabajador como afecto al salario mínimo a aquellos cuyo salario está entre 0,9 y 1,3 veces el salario mínimo, en lugar de entre 0 y 1,3 veces el salario mínimo.

Figura A7. Efectos de la Ley de aumento de salario mínimo en salario promedio de la empresa



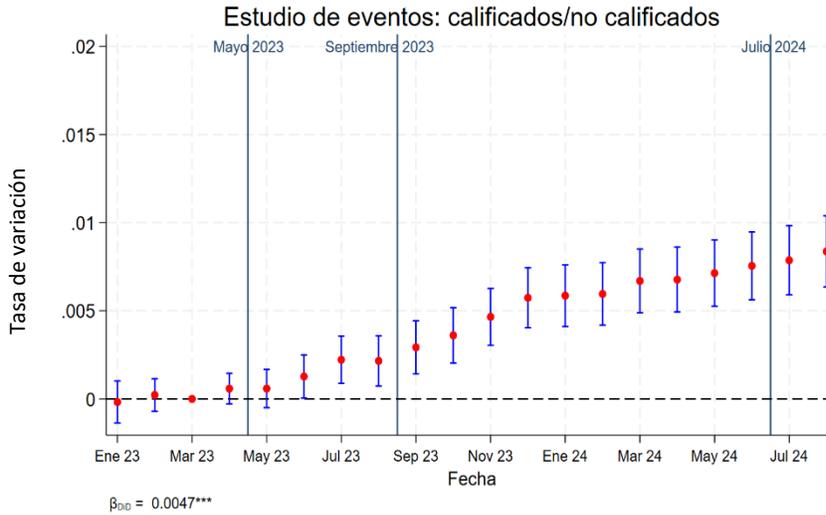
Nota: La variable dependiente es el logaritmo del salario promedio de la empresa. Observaciones son al nivel de empresa/mes. Incluye efectos fijos de empresa y mes/año. Errores estándar son calculados al nivel de empresa. Intervalos de confianza son calculados al 95%.

Figura A8. Efectos de la Ley de aumento de salario mínimo en tamaño de la empresa



Nota: La variable dependiente es el logaritmo del número de trabajadores. Observaciones son al nivel de empresa/mes. Incluye efectos fijos de empresa y mes/año. Errores estándar son calculados al nivel de empresa. Intervalos de confianza son calculados al 95%.

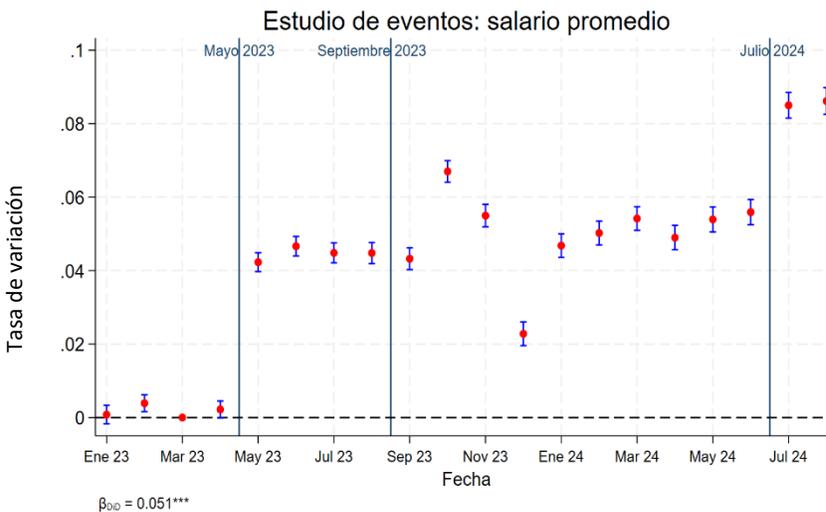
Figura A9. Efectos de la Ley de aumento de salario mínimo en proporción trabajadores calificados sobre no calificados



Nota: La variable dependiente es el ratio del número de trabajadores con educación superior completa sobre número de trabajador con menor a educación superior completa. Observaciones son al nivel de empresa/mes. Incluye efectos fijos de empresa y mes/año. Errores estándar son calculados al nivel de empresa. Intervalos de confianza son calculados al 95%.

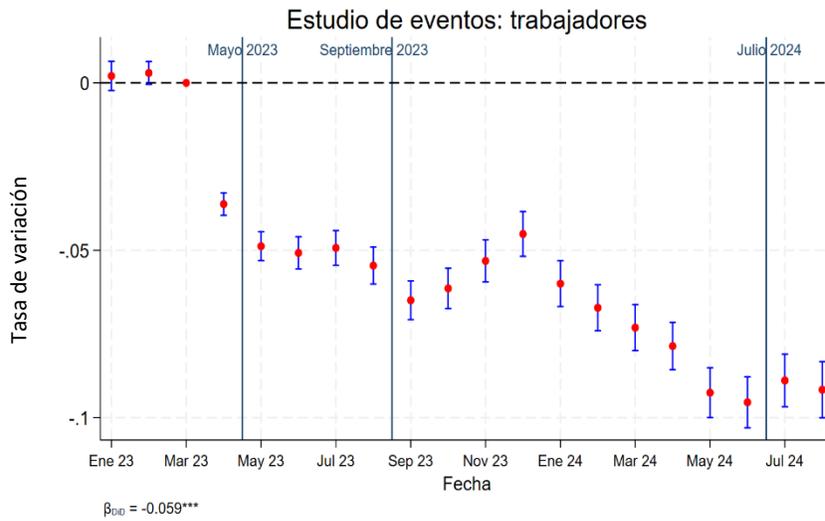
Ejercicio robustez 4: Se calcula el promedio de la proporción de trabajadores afectados al salario mínimo usando el promedio de 4 meses antes del primer cambio, en vez de los 12 meses anteriores.

Figura A10. Efectos de la Ley de aumento de salario mínimo en salario promedio de la empresa



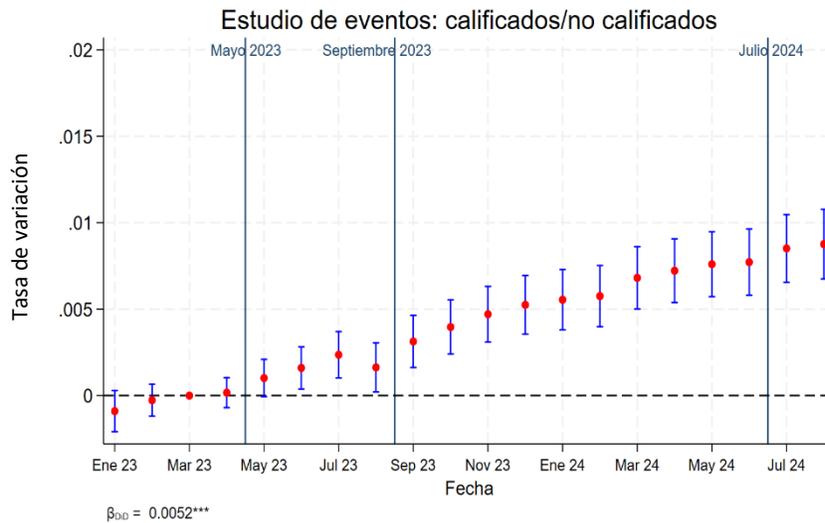
Nota: La variable dependiente es el logaritmo del salario promedio de la empresa. Observaciones son al nivel de empresa/mes. Incluye efectos fijos de empresa y mes/año. Errores estándar son calculados al nivel de empresa. Intervalos de confianza son calculados al 95%.

Figura A11. Efectos de la Ley de aumento de salario mínimo en tamaño de la empresa



Nota: La variable dependiente es el logaritmo del número de trabajadores. Observaciones son al nivel de empresa/mes. Incluye efectos fijos de empresa y mes/año. Errores estándar son calculados al nivel de empresa. Intervalos de confianza son calculados al 95%.

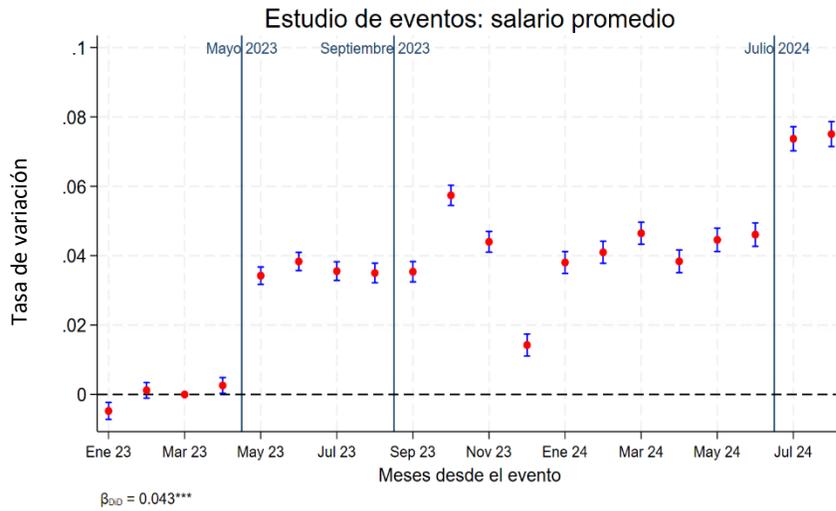
Figura A12. Efectos de la Ley de aumento de salario mínimo en proporción trabajadores calificados sobre no calificados



Nota: La variable dependiente es el ratio del número de trabajadores con educación superior completa sobre número de trabajador con menor a educación superior completa. Observaciones son al nivel de empresa/mes. Incluye efectos fijos de empresa y mes/año. Errores estándar son calculados al nivel de firma. Intervalos de confianza son calculados al 95%.

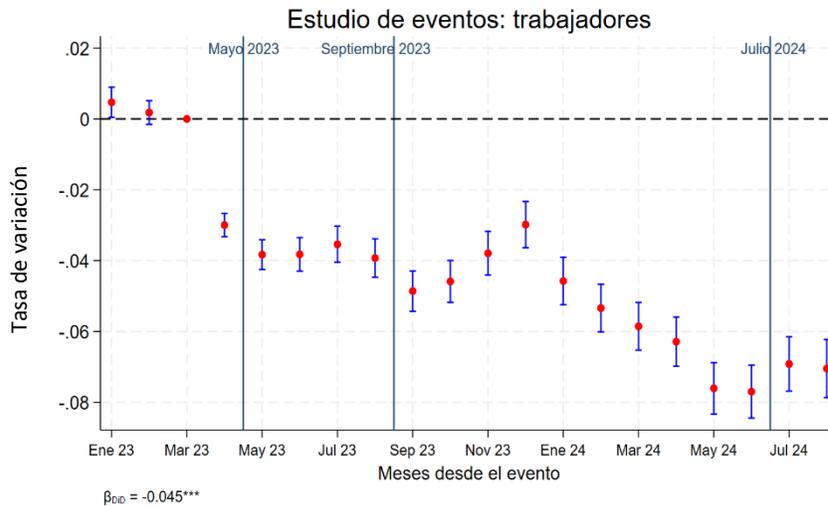
Ejercicio robustez 5: No consideramos el filtro del Directorio de firmas de Cuentas Nacionales.

Figura A13. Efectos de la Ley de aumento de salario mínimo en salario promedio de la empresa



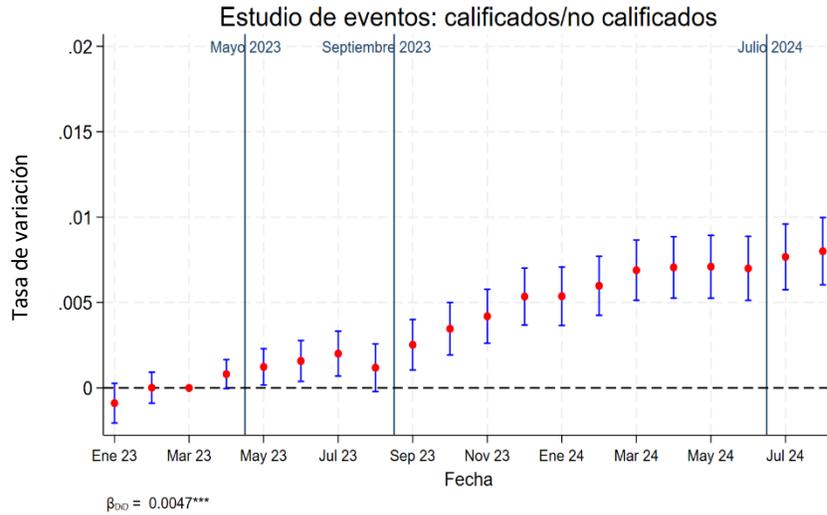
Nota: La variable dependiente es el logaritmo del salario promedio de la empresa. Observaciones son al nivel de empresa/mes. Incluye efectos fijos de empresa y mes/año. Errores estándar son calculados al nivel de empresa. Intervalos de confianza son calculados al 95%.

Figura A14. Efectos de la Ley de aumento de salario mínimo en tamaño de la empresa



Nota: La variable dependiente es el logaritmo del número de trabajadores. Observaciones son al nivel de empresa/mes. Incluye efectos fijos de empresa y mes/año. Errores estándar son calculados al nivel de empresa. Intervalos de confianza son calculados al 95%.

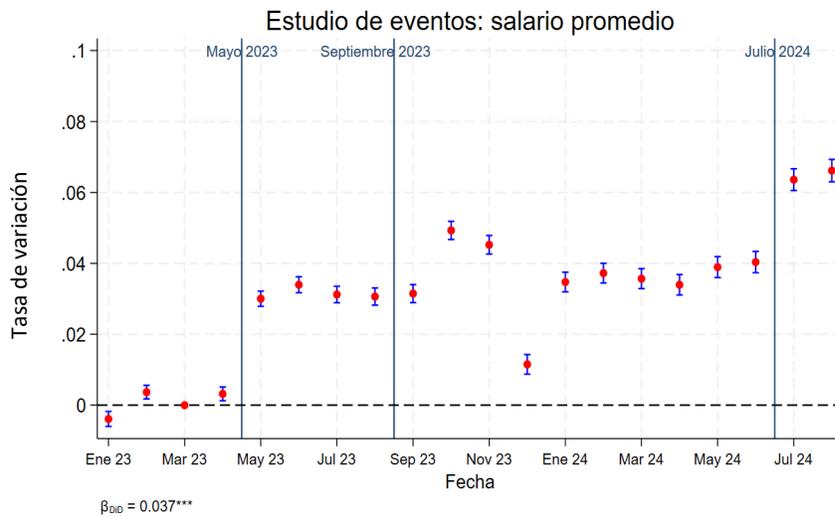
Figura A15. Efectos de la Ley de aumento de salario mínimo en proporción trabajadores calificados sobre no calificados



Nota: La variable dependiente es el ratio del número de trabajadores con educación superior completa sobre número de trabajador con menor a educación superior completa. Observaciones son al nivel de empresa/mes. Incluye efectos fijos de empresa y mes/año. Errores estándar son calculados al nivel de empresa. Intervalos de confianza son calculados al 95%.

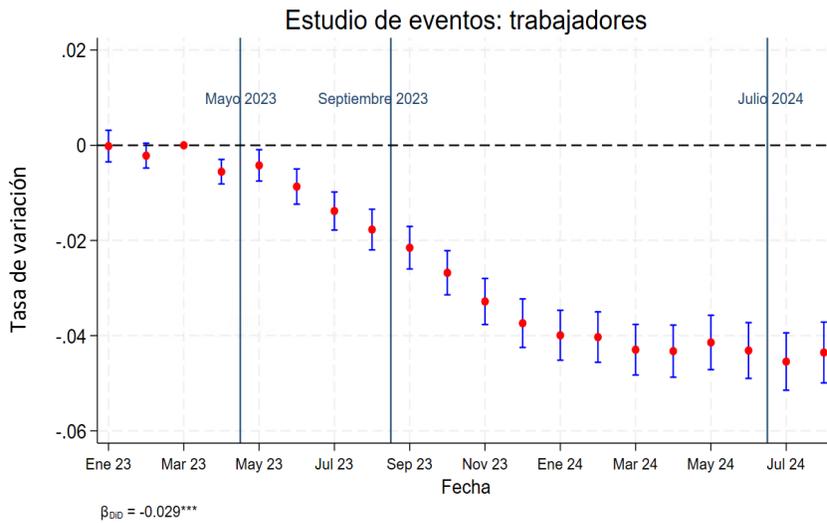
Ejercicio robustez 6: Consideramos empresas con al menos 3 empleados en promedio durante el año 2022, en lugar de 5 como en el ejercicio base.

Figura A16. Efectos de la Ley de aumento de salario mínimo en salario promedio de la empresa



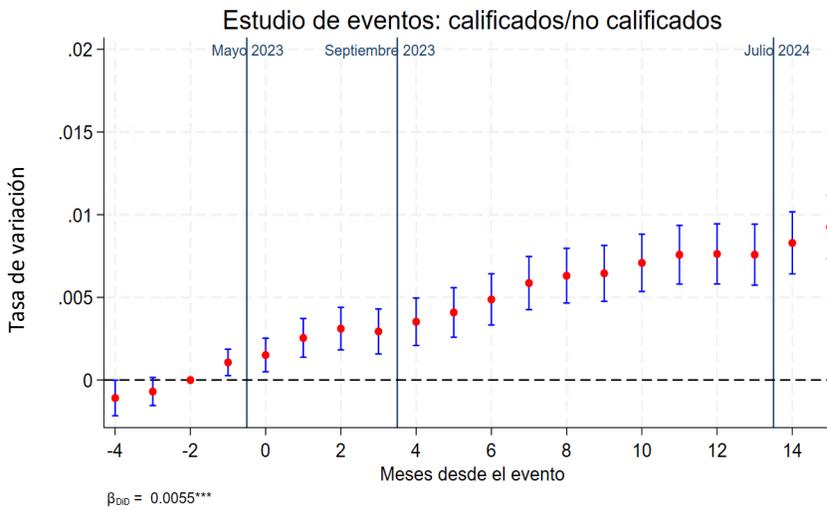
Nota: La variable dependiente es el logaritmo del salario promedio de la empresa. Observaciones son al nivel de empresa/mes. Incluye efectos fijos de empresa y mes/año. Errores estándar son calculados al nivel de empresa. Intervalos de confianza son calculados al 95%.

Figura A17. Efectos de la Ley de aumento de salario mínimo en tamaño de la empresa



Nota: La variable dependiente es el logaritmo del número de trabajadores. Observaciones son al nivel de empresa/mes. Incluye efectos fijos de empresa y mes/año. Errores estándar son calculados al nivel de empresa. Intervalos de confianza son calculados al 95%.

Figura A18. Efectos de la Ley de aumento de salario mínimo en proporción trabajadores calificados sobre no calificados.



Nota: La variable dependiente es el ratio del número de trabajadores con educación superior completa sobre número de trabajador con menor a educación superior completa. Observaciones son al nivel de empresa/mes. Incluye efectos fijos de empresa y mes/año. Errores estándar son calculados al nivel de empresa. Intervalos de confianza son calculados al 95%.

Minuta citada en el Recuadro II.1: Holguras en el mercado laboral

Camilo Levenier, Francisca Kegevic, Isidora Díaz, Agustín Arias Diego Vivanco, Sofía Bauducco, Juan Guerra-Salas y Lucas Bertinatto ^{1/}

1. INTRODUCCIÓN

Una tasa de desempleo de referencia para el análisis macroeconómico y de política monetaria es aquella coherente con la ausencia de presión cíclica sobre la inflación. En la literatura, dicha tasa se conoce generalmente como NAIRU^{2/}, por sus siglas en inglés. Su estimación es relevante ya que su evolución y nivel dan cuenta de las holguras existentes en la economía, derivadas del mercado laboral, y de las presiones inflacionarias asociadas. Precisamente, a partir de esta tasa se puede estimar una brecha de desempleo —diferencia entre la tasa de desempleo efectiva y la tasa de referencia— que complementa la medición habitual de la brecha de actividad.

Otra tasa de referencia relacionada es la tasa de desempleo de largo plazo, que se define como aquella que prevalecería una vez que los shocks se disipan. Mientras que la NAIRU puede entenderse como una medida análoga del PIB potencial, la tasa de desempleo de largo plazo se vincula mayormente al PIB tendencial, ya que contribuye a determinar el nivel de la actividad en el largo plazo.

El objetivo de esta minuta es obtener para la economía chilena un conjunto de estimaciones de la tasa de desempleo de referencia que no acelera la inflación, extendiendo el trabajo de Restrepo (2008) a partir de metodologías más recientes, en particular, filtros de Kalman multivariados y modelos de vectores autorregresivos bayesianos (BVAR).

La mayoría de las estimaciones muestra una tendencia a la baja entre mediados de los 2000 y mediados de la última década, y una tendencia al alza desde ese momento hasta la fecha. En el margen, la tasa de desempleo se ubicó en 8,6% en términos desestacionalizados en el tercer trimestre de 2024. Dadas las estimaciones de la tasa de desempleo de referencia para ese trimestre —de entre 8,0 y 8,5%— la brecha de desempleo se ubicaría entre 0,1 y 0,6 puntos porcentuales. Esto sugiere la presencia de holguras acotadas del mercado laboral, en línea con lo que se estima para la brecha de actividad.

2. DATOS

En los diferentes ejercicios se emplearon series publicadas por el Banco Central de Chile y el Instituto Nacional de Estadísticas. En particular:

- IPC sin volátiles
- PIB no minero a costo de factores: medida usual de actividad en Chile para la estimación de la brecha de actividad^{3/}
- Tasa de desempleo desestacionalizada
- Tipo de cambio real (TCR)

^{1/} Se agradecen los comentarios y sugerencias de Markus Kirchner.

^{2/} *Non-accelerating inflation rate of unemployment*. Para profundizar sobre los aspectos conceptuales de la tasa de referencia, ver Crump *et al.* (2020).

^{3/} Corresponde al valor agregado de la economía descontando el sector minero y los impuestos a los productos.

- Tasa de interés real: tasa nominal menos la expectativa a un año de la inflación (proveniente de la Encuesta de Expectativas Económicas)

El período muestral para la mayoría de las estimaciones abarca desde 1999 hasta 2024^{4/}. Todas las estimaciones se realizan en frecuencia trimestral.

3. MÉTODOS DE ESTIMACIÓN

A continuación, se describen los modelos utilizados para estimar la tasa de desempleo de referencia. Por una parte, se aplican distintos filtros de Kalman multivariados, los que emplean técnicas estadísticas para inferir variables no observadas —como lo es la tasa de desempleo de referencia que nos interesa estimar— en base a datos observables, aplicando distintos supuestos sobre la relación subyacente de la tasa de desempleo con la inflación, típicamente por medio de una curva de Phillips.

Adicionalmente, se consideran dos modelos VAR: i) un SVAR (*Structural Vector Autoregression*) que incorpora restricciones estructurales de largo plazo sobre la dinámica entre el desempleo, el PIB y la demanda agregada, y ii) un TVP-BVAR (*Time-Varying Parameter Bayesian VAR*) que modela la evolución de los parámetros del modelo como caminos aleatorios, permitiendo capturar no linealidades y cambio estructurales en estos. Esta última metodología no impone restricciones adicionales a las propias de un VAR (i.e. relación lineal entre las variables seleccionadas, el número de rezagos y la distribución de los shocks).

3.1 FILTROS DE KALMAN MULTIVARIADOS

Bok et al. (2023)

Los autores suponen una relación entre la inflación y la brecha de desempleo a través de una curva de Phillips (1), e incorporan la variación anual del TCR como control^{5/}. Formalmente:

$$\Delta\pi_t = \rho_\pi \Delta\pi_{t-1} + \gamma (u_{t-1} - u_{SP,t-1}^*) + \delta\Delta\mathcal{E}_t + \sigma_\pi \varepsilon_t^\pi \quad (1)$$

Donde:

$\Delta\pi_t$ representa la diferencia trimestral de la inflación y u_t la tasa de desempleo
 $u_{SP,t}^*$ representa la tasa de desempleo de referencia a estimar
 \mathcal{E}_t corresponde al TCR

A su vez, la brecha de desempleo sigue un proceso autorregresivo de primer orden (2). Mientras que la tasa de desempleo de referencia sigue un camino aleatorio (3).

$$(u_t - u_{SP,t}^*) = \phi(u_{t-1} - u_{SP,t-1}^*) + \sigma_{\hat{u}_{SP}} v_t^{\hat{u}_{SP}} \quad (2)$$

$$u_{SP,t}^* = u_{SP,t-1}^* + \sigma_{u_{SP}^*} v_t^{u_{SP}^*} \quad (3)$$

^{4/} Excepto el TVP-VAR que considera el inicio de la muestra en 2001.

^{5/} Complementariamente, como una manera de evaluar si los resultados son sensibles a la medida de inflación utilizada, se reestimó la tasa de desempleo de referencia utilizando la variación de los salarios en lugar de la inflación en la ecuación (1). Los resultados muestran resultados similares.

El único parámetro calibrado del sistema es el peso de los shocks en el camino aleatorio de la tasa de referencia ($\sigma_{u_{sp}^*}$), el que es extraído siguiendo a Laubach (2001)^{6/}.

Chan y Grant (2017)

Este trabajo sugiere que las medidas de brecha, ya sea de actividad o de desempleo, son sensibles a la especificación utilizada. Por ello, los autores utilizan modelos bayesianos con el objetivo de obtener múltiples especificaciones y promediarlas posteriormente.

El modelo, basado en un filtro de Kalman multivariado, utiliza una curva de Phillips con brecha de desempleo y de actividad (4), la ley de Okun, que relaciona las brechas de desempleo y actividad, (5) y procesos autorregresivos tanto para la brecha de desempleo (6) como para el componente cíclico de la brecha de actividad (7). Formalmente:

$$\pi_t - \pi_t^* = \rho^\pi(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^*) + \delta_{\lambda^u} \lambda^u (u_t - u_t^*) + \delta_{\lambda^y} \lambda^y (y_t - y_t^*) + \varepsilon_t^\pi \quad (4)$$

$$y_t - y_t^* = \delta_{\gamma^u} \gamma^u (u_t - u_t^*) + c_t \quad (5)$$

$$u_t - u_t^* = \rho_1^u (u_{t-1} - u_{t-1}^*) + \rho_2^u (u_{t-2} - u_{t-2}^*) + \varepsilon_t^u \quad (6)$$

$$c_t = \rho_1^c c_{t-1} + \rho_2^c c_{t-2} + \varepsilon_t^c \quad (7)$$

Donde:

π_t corresponde a la inflación, y_t al PIB y u_t a la tasa de desempleo
 π_t^* , y_t^* y u_t^* corresponden a las medidas de tendencia de las respectivas variables. En particular, u_t^* sería la tasa de desempleo de referencia que no acelera la inflación (NAIRU).

δ_{λ^u} , δ_{λ^y} y δ_{γ^u} corresponden a variables binarias, por lo que el modelo tiene diferentes especificaciones dependiendo de si las brechas de desempleo y de actividad son consideradas simultáneamente, por separado o bien están ausentes en la curva de Phillips. La ley de Okun también podría omitirse, modelando la brecha de actividad solo como un componente cíclico.

Adicionalmente, la estimación de las medidas de tendencia, especialmente la del PIB, utiliza un modelo estocástico para los parámetros variables en el tiempo siguiendo la estrategia de Frühwirth-Schnatter & Wagner (2010). Finalmente, las innovaciones (ε_t^π , ε_t^u , ε_t^c) también consideran múltiples distribuciones.

Durand y Fornero (2024)

Corresponde a un filtro de Kalman multivariado extendido, que consta de una curva de Phillips con una brecha de actividad (8), una ley de Okun (9) y un proceso autorregresivo de primer orden para la brecha de actividad (10). Cabe destacar que la brecha de desempleo actúa indirectamente en la curva de Phillips a través de la brecha de actividad, dada la ley de Okun. Así:

$$\pi_{t+h} = \beta_0 + \beta_1(L)\pi_t + \beta_2(L)y_t + \beta_3(L)rer_t + \varepsilon_{t+h} \quad (8)$$

$$u_t^{gap} = \tau_2 u_{t-1}^{gap} + \tau_1 y_t + \sigma_u \varepsilon_t^u \quad (9)$$

^{6/} Este parámetro permite controlar qué tan cíclica es la NAIRU. En este caso, se fijó $\sigma_{u_{sp}^*} = 0,28$, siendo la cota superior del rango propuesto por Laubach, lo que otorga suficiente flexibilidad a la estimación para acomodar el ciclo económico.

$$y_t = \phi y_{t-1} + \epsilon_t^Y \quad (10)$$

Además, se incorpora un bloque laboral, donde el crecimiento de la tasa de desempleo de referencia (G_t^{nairu}) sigue un proceso estocástico (11), complementado con identidades que aseguran la consistencia entre la tasa de desempleo efectiva y la de referencia (12)(13). Formalmente:

$$G_t^{nairu} = (1 - \tau_3)G_{t-1}^{nairu} + \sigma_{nairu}\epsilon_t^{Gnairu} \quad (11)$$

$$u_t^{nairu} = \tau_4 u^{ss} + (1 - \tau_4)u_{t-1}^{nairu} + G_t^{nairu} + \sigma_{nairu}\epsilon_t^{nairu} \quad (12)$$

$$u_t^{nairu} = u_t - u_t^{gap} \quad (13)$$

Asimismo, se incluyen *shocks* exógenos ($ExoShock_t$) al crecimiento potencial de la actividad (por ejemplo, el COVID-19) y *priors* sobre distintas características del modelo (14):

$$G_t^{pot} = (1 - \theta)G_{t-1}^{pot} + (1 - \theta)\phi_2 ExoShock_t + \theta G_t^{trans} + \sigma_G \epsilon_t^G \quad (14)$$

Donde:

y_t es la brecha de producto

π_{t+h} es la inflación anual sin volátiles

rer_t el logaritmo natural del Tipo de Cambio Real Multilateral

u_t^{gap} es la tasa de desempleo efectiva (u_t) menos la de referencia (u_t^{nairu})

G_t^i representa la tasa de crecimiento de la variable i . En particular, G_t^{trans} es la tasa de crecimiento del producto *transition-to-trend*

$\tau_1, \tau_2, \tau_3, \theta, \sigma_u$ y σ_{nairu} son parámetros^{7/}

3.2 VECTORES AUTORREGRESIVOS

SVAR (Blanchard y Quah, 1989)

Siguiendo la estimación de Restrepo (2008), se estima un SVAR a la Blanchard-Quah (Blanchard & Quah, 1989), considerando tres tipos de shocks estructurales que no están correlacionados entre sí: (1) shock de oferta relacionado con la estructura del mercado laboral, con efecto permanente en la tasa de desempleo y, por ende, en el PIB; (2) un shock de productividad, con efecto permanente en el producto, pero solo transitorio en el desempleo^{8/}; y (3) un shock de demanda agregada que tiene un efecto transitorio tanto en el PIB como en el desempleo^{9/}.

Ninguno de los shocks descritos tiene efectos permanentes en la inflación. No obstante, al permitir un efecto transitorio sobre el desempleo de los shocks de productividad y demanda, se incorpora la posible existencia de una curva de Phillips. Formalmente:

^{7/} Para una descripción más detallada de los parámetros y supuestos del modelo, ver Durand y Fornero (2024).

^{8/} Debido a las rigideces de precios que impiden que estos bajen y que la demanda agregada absorba el aumento de la capacidad productiva en el corto plazo.

^{9/} Sin embargo, este último podría tener efectos a largo plazo en el crecimiento si existen rendimientos crecientes, aprendizaje, o un shock de política fiscal que afecte la tasa de ahorro y el stock de capital a largo plazo.

$$\begin{bmatrix} \Delta u_t \\ \Delta y_t \\ \pi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11}(1) & 0 & 0 \\ c_{21}(1) & c_{22}(1) & 0 \\ c_{31}(1) & c_{32}(1) & c_{33}(1) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_t^n \\ \varepsilon_t^s \\ \varepsilon_t^d \end{bmatrix} \quad (15)$$

Donde:

Δu_t : delta (dif. t/t) del desempleo total desestacionalizado

Δy_t : velocidad (var. t/t) del PIB no minero desestacionalizado

π_t : desvíos de velocidad de la inflación (t/t) respecto a tendencia polinómica de grado 3

ε^x : shock estructural, donde $x \in \{n, s, d\}$ y $Var(\varepsilon) = \mathbf{I}$

$c_{ij}(1) = \sum_{k=0}^{\infty} c_{ij}(k) \varepsilon_{t-k}^x$: efecto acumulado del shock estructural ε^x

De esta manera, cambios permanentes en el desempleo se obtienen calculando $\sum_{k=0}^{\infty} c_{11}(k) \varepsilon_{t-k}^n$.

A su vez, para obtener la tasa de desempleo de referencia se debe asumir un punto de partida en cierto momento del tiempo desde donde acumular este shock. En este caso, se fijó la tasa de desempleo inicial igual a 8,3%, de tal manera que se garantice que la tasa de referencia promedio sea igual a la tasa de desempleo promedio de los últimos 20 años (2004-2024)¹⁰.

TVP-BVAR (Lubik y Matthes, 2015)

A partir de la estimación de Lubik y Matthes (2015) para la tasa natural de interés, se estimó la tasa natural de desempleo con un VAR de segundo orden con parámetros que varían en el tiempo utilizando métodos Bayesianos (Gibbs sampler). Este método tiene la ventaja de capturar patrones no lineales, como movimientos asimétricos durante el ciclo económico, sin la necesidad de imponer una estructura económica rígida entre las variables.

La estimación incluye la tasa de crecimiento del PIB no minero (ΔY_t), la tasa de interés real (r_t , tasa nominal menos la expectativa a un año de la inflación) y la tasa de desempleo (u_t).

Luego, la tasa natural de desempleo se define, en cada período t , como la proyección a cinco años de la tasa de desempleo, condicionada a la información disponible en el período t . Esta información incluye tanto los datos observables como los parámetros estimados del modelo. En consecuencia, el punto de convergencia de esta estrategia, y el de la tasa de desempleo, varía en el tiempo. Asimismo, la proyección a cinco años permite capturar movimientos de media y baja frecuencia de la tasa de desempleo.

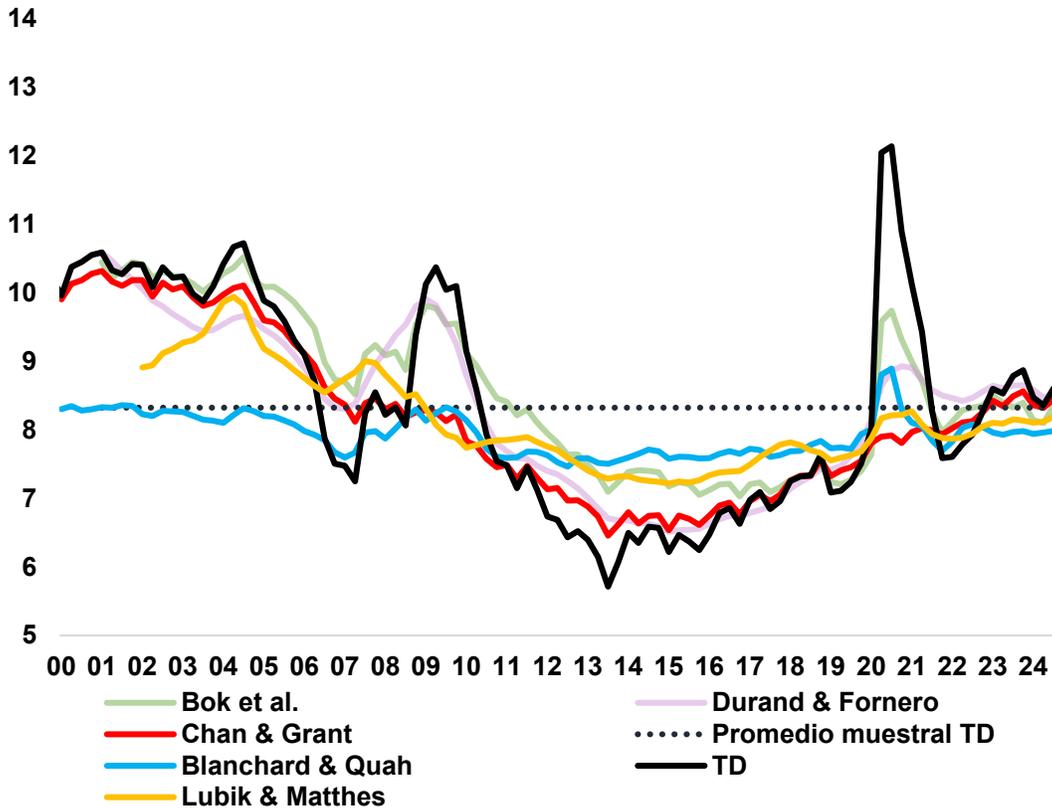
4. RESULTADOS

La mayoría de las estimaciones muestra una tendencia a la baja entre mediados de los 2000 y mediados de la última década, y una tendencia al alza desde ese momento hasta la fecha (gráfico 1). En el tercer trimestre de 2024, la tasa de desempleo se ubicó en 8,6% en términos desestacionalizados, mientras que las estimaciones de la tasa de desempleo de referencia para ese trimestre se ubican entre 8,0% y 8,5%.

¹⁰/ Promedio muestral entre 2004 y 2024 = 8%.

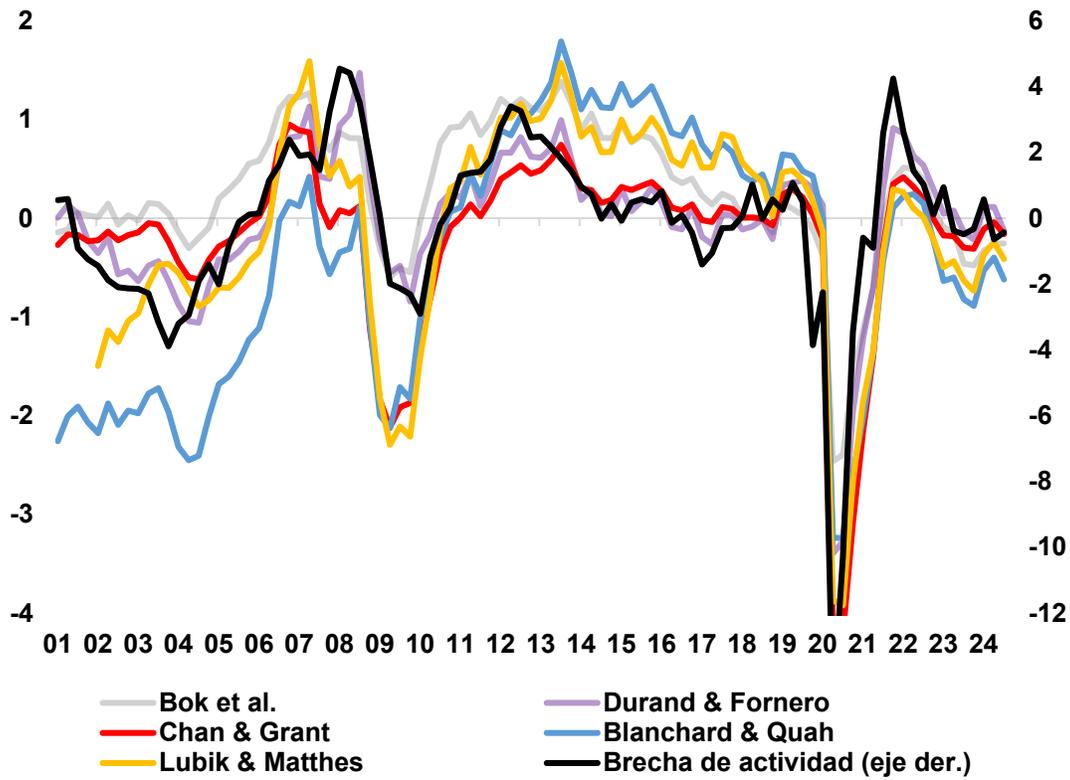
Una forma de ilustrar las holguras del mercado laboral y su correlación con la brecha de actividad es estimar la brecha de desempleo, esto es, la diferencia entre la tasa de desempleo de referencia y la tasa efectiva (gráfico 2). Los resultados muestran holguras acotadas en el mercado laboral (entre 0,1 y 0,6 puntos porcentuales), en línea con lo que se estima para la brecha de actividad en el escenario central del IPoM de diciembre. Asimismo, las brechas de desempleo muestran una alta correlación entre sí, así como con la brecha de actividad.

Gráfico 1: Tasa de desempleo y estimaciones de su nivel de referencia (*)
(porcentaje, serie SA)



(*) Tasa de desempleo previa al trimestre móvil ene-feb-mar 2010 corresponde a empalme utilizando la información de la ENE.

Gráfico 2: Brecha de actividad y desempleo
(puntos porcentuales)



5. EVOLUCIÓN DE LA TASA DE DESEMPLEO DE REFERENCIA

La caída de la tasa de desempleo de referencia entre mediados de los 2000 y mediados de la década pasada coincide con el periodo de fuerte aumento del precio del cobre, que fue acompañado de una importante expansión de la actividad económica (gráfico 3)^{11/}. El aumento posterior coincide con un periodo en que la productividad total de factores muestra tasas de crecimiento negativas, lo que incide negativamente en el crecimiento del PIB tendencial (gráfico 4)^{12,13/}. También es posible que diversos cambios regulatorios que se dieron en el mercado laboral durante los últimos años hayan afectado el ritmo de creación de empleo y, por esta vía, la tasa de desempleo de referencia^{14/}.

^{11/} El coeficiente de correlación entre un promedio de tasas de desempleo de referencia y el precio real del cobre alcanza -0,88 entre 2001 y 2013.

^{12/} El coeficiente de correlación entre un promedio de tasas de desempleo de referencia y el crecimiento de la productividad total de factores (promedio móvil de 5 años) alcanza -0,46 entre 2013 y 2024.

^{13/} El desempeño de la productividad total de factores se ha documentado en las estimaciones de crecimiento tendencial. La más reciente se publicó en el IPoM de septiembre 2024 ([Recuadro II.1](#)). Pissarides y Vallanti (2007) y Benigno et al. (2015) analizan, desde enfoques teóricos y empíricos, la relación de largo plazo entre la productividad total de factores y la tasa de desempleo de referencia.

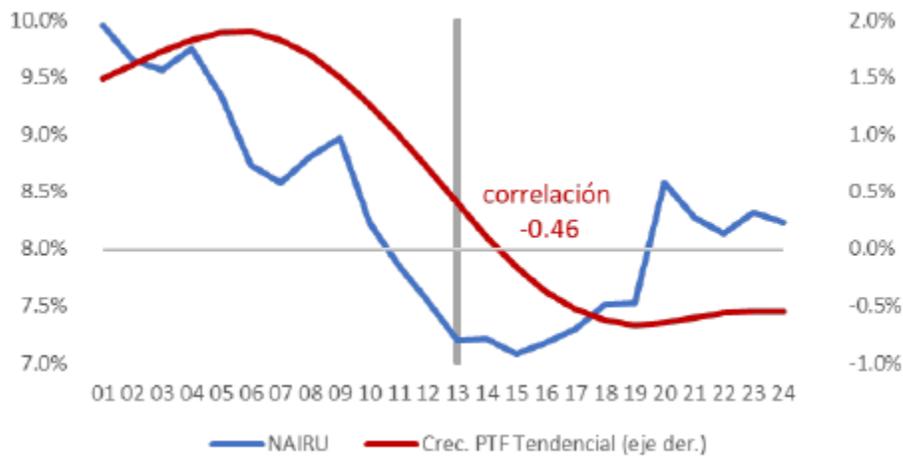
^{14/} Distintas medidas regulatorias pueden tener diferentes efectos en el mercado laboral. Para una revisión general, ver [Cahuc et al. \(2014\)](#).

Gráfico 3: Desempleo de referencia y precio del cobre



NAIRU corresponde al promedio de las estimaciones Durand & Fornero, Bok et al., Chan & Grant, Lubik Matthes, Blanchard & Quah, Bok et al. con salarios. El precio del cobre (Pcu) se expresa como dólares constantes de 2023 por tonelada métrica.

Gráfico 4: Desempleo de referencia y crecimiento de la productividad



NAIRU corresponde al promedio de las estimaciones Durand & Fornero, Bok et al., Chan & Grant, Lubik Matthes, Blanchard & Quah, Bok et al. con salarios. El crecimiento de tendencia de la productividad total de factores (PTF) se aproxima como el promedio móvil de cinco años.

6. CONCLUSIONES

La presente minuta muestra un conjunto de estimaciones de la tasa de desempleo coherente con la ausencia de presión cíclica sobre la inflación. La medición de esta tasa permite construir la brecha de desempleo, que es parte del conjunto de indicadores para caracterizar las holguras en la economía chilena.

Los resultados dan cuenta de holguras acotadas en el mercado del trabajo en lo más reciente. Hacia adelante, sería útil profundizar en la identificación de las variables que afecten el nivel y la evolución

de la tasa de desempleo de referencia, considerando el aumento que se observa en la última década.

7. BIBLIOGRAFÍA

Ball, L. & Mankiw, N. G. (2002). "The NAIRU in Theory and Practice." *Journal of Economic Perspectives*, 16 (4): 115–136. [The NAIRU in Theory and Practice \(aeaweb.org\)](http://www.aeaweb.org)

Benigno, P., L. A. Ricci & P. Surico (2015). "Unemployment and Productivity in the Long Run: The Role of Macroeconomic Volatility". *The Review of Economics and Statistics* 97(3): 698-709.

Bok, B., Crump, R. K., Nekarda, C. J. & Petrosky-Nadeau, N. (2023). "Estimating Natural Rates of Unemployment: A Primer". Federal Reserve Bank of San Francisco. Working Paper 2023-25

Blanchard, O & D. Quah (1989). "The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances". *American Economic Review* 79(4): 655-73.

Cahuc, P., S. Carcillo & A. Zylberberg (2014). "Labor Economics". MIT Press.

Chan, J. & Grant, A. (2017). "Measuring the output gap using stochastic model specification search". CAMA Working Papers 2017-02, Centre for Applied Macroeconomic Analysis, Crawford School of Public Policy, The Australian National University. [Measuring the Output Gap Using Stochastic Model \(joshuachan.org\)](http://joshuachan.org)

Clarida, R. & J. Galí (1994). "Sources of real exchange rate fluctuations: How important are nominal shocks?" *Carnegie-Rochester Series on Public Policy* 41: 1-56.

Crump, R., Nekarda, C. & Petrosky-Nadeau, N. (2020). "[Unemployment Rate Benchmarks](#)," *Finance and Economics Discussion Series* 2020-072, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.).

Frühwirth-Schnatter, S. & Wagner, H. (2010). "Stochastic model specification search for Gaussian and partial non-Gaussian state space models. *Journal of Econometrics*, 154:85-100.

Durand, L. & Fornero, J. A. (2024). "Estimating the output gap in times of COVID-19". *Latin American Journal of Central Banking*, 100129. [Estimating the output gap in times of COVID-19 – ScienceDirect](#)

Laubach, T. (2001). "Measuring the NAIRU: Evidence from Seven Economies." *The Review of Economics and Statistics*, 83(2): 218-231.

Lubik, T. A., & Matthes, C. (2015). [Calculating the natural rate of interest: A comparison of two alternative approaches](#). Richmond Fed Economic Brief, (Oct).

Pissarides, C. A. & G. Vallanti (2007). "The Impact of TFP Growth on Steady-State Unemployment". *International Economic Review* 48(2): 607-40.

Restrepo, J. (2008). [Estimaciones de la NAIRU para Chile](#). *Economía chilena*, vol. 11, no. 2.