



Minutas Citadas en Recuadros

IPoM Septiembre 2022

División Política Monetaria - Banco Central de Chile

RECUADRO I.1: PERSPECTIVAS PARA LA NORMALIZACIÓN DE LA POLÍTICA MONETARIA EN ESTADOS UNIDOS

Lucas Pablo Bertinatto, Miguel Fuentes y María Teresa Reszczyński

RECUADRO I.2: INTERVENCIONES CAMBIARIAS DEL BANCO CENTRAL DE CHILE

Giancarlo Acevedo, Sofía Bauducco, Alejandro Jara, Marco Piña y Matías Tapia

RECUADRO I.3: RECUPERACIÓN DE LA TASA DE PARTICIPACIÓN LABORAL TRAS LA PANDEMIA: COMPARACIÓN INTERNACIONAL - ESTIMACIONES DE PANEL

Lucas Pablo Bertinatto, Diego Cheyre, Diego Rodríguez y Miguel Fuentes

RECUADRO I.4: DETERMINANTES DE PRECIOS EN PERÍODOS DE ALTA Y BAJA INFLACIÓN

Elías Albagli, Emiliano Luttini, Dagoberto Quevedo

Perspectivas para la normalización de la Política Monetaria en Estados Unidos

Estudio de Eventos y Reglas de Taylor

Minuta asociada con el Recuadro I.1 – IPoM Septiembre 2022

Lucas Pablo Bertinatto, Miguel Fuentes y María Teresa Reszczynski

I. Introducción

La inflación en Estados Unidos se ubica significativamente sobre la meta del 2% tanto su componente *headline* como *core*. El comportamiento de distintas medidas subyacentes sugiere los altos registros inflacionarios han ganado persistencia, presionados en parte por el comportamiento favorable de la demanda interna, especialmente del consumo¹. A su vez, el mercado laboral permanece estrecho, lo que impulsa las presiones salariales e incrementa los riesgos de ver un espiral salarios-precios. Finalmente, las expectativas de inflación – que han entregado cierto alivio en el margen – continúan en niveles elevados en perspectiva histórica, lo cual añade un riesgo para una mayor persistencia inflacionaria² y han ido ganando relevancia como factor de riesgo de acuerdo con lo comunicado por distintos miembros del FOMC.

La inflación persistentemente más alta de lo previamente estimado ha llevado a la Reserva Federal (Fed) a elevar el rango de la *fed fund rate* (FFR) en 225 puntos base en lo que va del año, ubicándolo en 2,25%-2,5% en el FOMC de julio. Hacia adelante, existe una elevada incertidumbre en cuanto a la intensidad (cantidad y magnitud de alzas) y duración del ajuste monetario de Estados Unidos, siendo esta una de las principales fuentes de incertidumbre del escenario externo para este IPoM. Esta minuta evalúa el ajuste en la FFR necesario para asegurar la convergencia de la inflación a niveles cercanos a la meta³ a la luz del análisis de episodios previos de descenso de la inflación y considerando las prescripciones que entregan distintas simulaciones de la regla de Taylor.

Los resultados del análisis de episodios previos que se presentan en esta minuta sugieren que la reducción de la inflación a niveles cercanos a la meta parece desafiante dado el comportamiento actual de los fundamentales. En eventos previos comparables con el actual, la FFR alcanzó niveles significativamente mayores al de los últimos *dots*, y, aun así, en varios de ellos, no logró la convergencia inflacionaria. Más aún, distintas medidas de la regla de Taylor indican que la FFR implícita en los *dots* del FOMC de junio lucen insuficientes para asegurar que la inflación converja cerca del objetivo del 2%, aun cuando se considera – vía la estimación de una *shadow rate* – que la política monetaria hoy no actúa únicamente vía el movimiento de la *fed fund rate*.

El documento está estructurado de la siguiente forma. En la sección II se presenta el estudio de eventos y análisis de episodios previos comparables con el actual. En la sección III se estima la FFR sugerida como necesaria según distintas simulaciones de la regla de Taylor. La sección IV presenta las conclusiones.

¹ Ver Shapiro (2022).

² Ver Glick et al (2022), FRBSF Economic Letter.

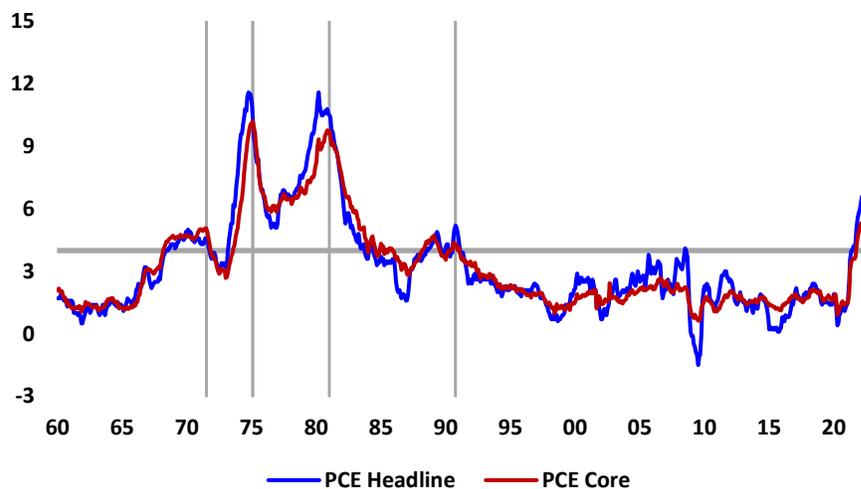
³ De acuerdo con lo sugerido por distintos miembros del FOMC y considerando la flexibilidad que entrega el nuevo marco de política monetaria de la FED, se considera que niveles entre 2 y 2.5% del PCE serían tolerables por la FED y consistentes con su nuevo marco de política monetaria. De todas maneras, la falta de especificación respecto a la duración del período para el cuál se considera el promedio de inflación de 2% como meta entrega incertidumbre respecto a los niveles de inflación a partir del cual esta sería considerada tolerable o en línea a la meta de la FED.

II. Estudio de eventos

El objetivo de esta sección es analizar episodios previos de elevada inflación y en los que se observó un punto de inflexión en la inflación como el que se espera ocurra en la actualidad. La caída reciente en precios de commodities, especialmente de la gasolina, junto con las noticias algo mejores de cuellos de botella a nivel global, sugieren que la inflación en EE. UU. no necesariamente seguiría aumentando en lo venidero. Sin embargo, estas noticias positivas en términos de la trayectoria esperada de la inflación no necesariamente son suficientes para asegurar la convergencia de esta a niveles cercanos a la meta en un contexto en el que el mercado laboral se mantiene sólido, el incremento inflacionario luce generalizado y las presiones de demanda, si bien han cedido en el margen, se mantienen en niveles elevados. Esta sección analiza la relevancia de estos argumentos contrapuestos a la luz de lo observado en episodios previos.

Para definir los episodios, se seleccionan los eventos en los que la variación anual del PCE superó el 4% anual y en los que la variación anual del PCE *core* cayó respecto a lo observado tres meses atrás de manera consecutiva por un año. En otras palabras, el PCE *core* se desaceleraba constantemente, lo que sugeriría una reducción de las presiones inflacionarias más generalizadas de manera sostenida. A su vez, se define $t=0$ como el primer mes en el que el PCE *core* cumple con las condiciones exigidas para la identificación del episodio, destacando así cuatro episodios: julio de 1971; febrero de 1975; enero de 1981; y octubre de 1990. Como se observa del **Gráfico 1**, todos los episodios identificados son coincidentes con caídas sostenidas de la inflación después de un período relativamente prolongado de elevados registros inflacionarios.

Gráfico 1: PCE headline y core (*)
(variación anual, porcentaje)



(*) Barras grises representan el $T=0$ de cada evento. Línea horizontal corresponde a inflación de 4%.

Para cada uno de estos episodios, se analiza el comportamiento de distintas variables macroeconómicas, para después compararlos con el episodio actual. En particular, evaluamos el comportamiento durante los dos años previos y posteriores a $t=0$ de la variación anual del PCE *headline*, PCE *core*, *FFR*, tasa neutral real, precios internacionales de *commodities*, PIB y brecha de desempleo. La evolución de estas variables puede encontrarse en el panel presentado en el **Gráfico 2**.

Lo primero que destaca el estudio de eventos es que desde mediados de los 90 hasta la actualidad no existen eventos en los que la inflación alcanzó niveles similares a los actuales. Más aún, en varios de los episodios

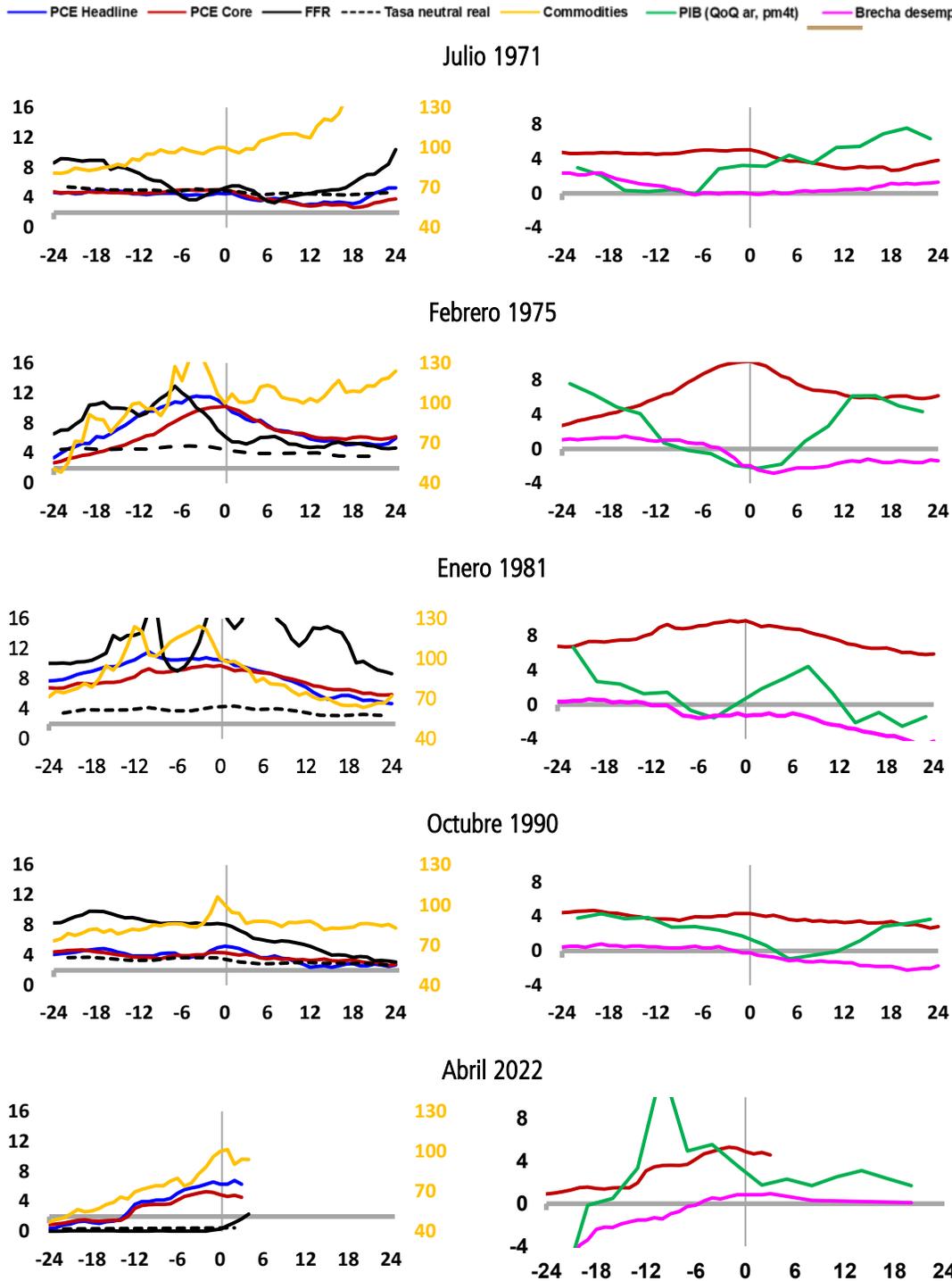
analizados, si bien la inflación logró descender de manera sostenida por al menos un año, no en todos ellos la inflación volvió a niveles similares a los observados algunos años antes del incremento en la inflación.

Con respecto a las diferencias entre el comportamiento del PCE *headline* y *core* y el movimiento de precios de commodities, se observa que en los episodios de 1975 y 1981 el alza de la inflación se dio inicialmente por un aumento de los precios de commodities que elevó el componente *headline*, mientras que el aumento del PCE *core* aumentó con algo de rezago. En la misma línea, en estos episodios, la caída en la inflación se explicó, en parte, por una reducción significativa en el precio de los *commodities*, pero insuficiente para lograr la convergencia de la inflación a niveles inferiores al 4% anual. En el contexto actual, y similar a lo que ocurrió en el episodio de 1971 y 1990, el alza inflacionaria no fue explicada solo por el alza de los precios de *commodities*, sino que el componente *core* ha tenido un rol fundamental, lo que queda reflejado en el hecho que el PCE *core* subió al mismo tiempo que el PCE total. A su vez, la caída reciente de los precios de *commodities* es significativamente más pequeña que lo observado en los episodios del 75 y 81. De esta manera, si bien la caída en los precios de *commodities* proporcionaría cierto alivio en la trayectoria de la inflación en los próximos meses, el análisis de episodios previos sugiere que este sería relativamente acotado a la luz de la magnitud observada en la caída de precios de *commodities* y el origen distinto del incremento inflacionario actual, que no dependió exclusivamente de los *commodities*.

En cuanto a la *FFR*, se puede ver que en todos los episodios la tasa alcanzó niveles muy por sobre los observados hoy en día, llegando casi al 20% en el episodio de 1981, con Paul Volcker como presidente de la Fed. De hecho, durante algún momento del año previo al comienzo del descenso en la inflación, en todos los episodios la *FFR* se ubicó por encima del nivel de inflación. Si bien para estas diferencias es relevante tener en cuenta que las estimaciones de tasa neutral real más baja hoy, está sigue siendo positiva o a lo sumo cero, por lo que uno esperaría la tasa real necesaria para la convergencia inflacionaria sea positiva también (y superior a la tasa neutral real). Más aún, aun con tasas significativamente mayores a las del episodio actual y en general positivas en términos reales, en varios de los episodios el descenso de la inflación no la llevó a los niveles observados años antes. Esto podría explicarse, en parte, por el hecho de que en varios de los episodios la *FFR* empezó a caer a medida que se reducía la inflación, aun cuando no estaba asegurada la convergencia inflacionaria.

Con respecto a las brechas de actividad, se observa que, salvo en el episodio de 1971, la caída en la inflación vino acompañada de caídas del PIB que en general la antecedieron a la caída de la inflación, sumado también a aumentos en los niveles de desempleo y brechas de desempleo negativas. Para el episodio actual, las proyecciones del FOMC no prevén una desaceleración importante de la demanda, lo que dificultaría aún más el objetivo de convergencia inflacionaria.

Gráfico 2: Eventos



Nota: FFR en porcentaje; PCE headline y core en variación anual, porcentaje; precios de commodities en índice, nivel=100 en t=0; PIB en variación trimestral anualizada, pm4t, porcentaje; brecha desempleo es la diferencia entre la NAIRU (CBO) y la tasa de desempleo, ambas en porcentaje; tasa neutral desde modelo Laubach-Williams (2003) de Fed NY. Para evento de junio 2022, se utilizaron proyecciones y *dots* del FOMC Junio: proyecciones del PIB desde 3T.22 realizando eextrapolación lineal en base a

proyecciones al 4T a/a de cada año, brecha de desempleo según proyecciones para fines de 2022 y 2023 y tasa natural según *dots* de largo plazo menos meta PCE (2%).

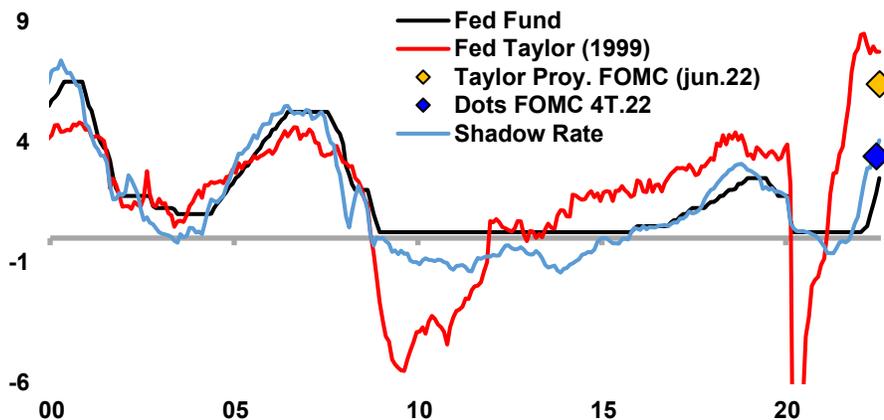
III. Reglas de Taylor

El objetivo de esta sección es analizar las prescripciones que entregan distintas simulaciones de la regla de Taylor.

En primer lugar, se compara la tasa actual de *FFR* con la tasa que sugiere una regla de Taylor “convencional”⁴ - que depende de la inflación *core* y la brecha de desempleo - y se analiza la diferencia entre las dos (efectiva y sugerida por la regla) en perspectiva histórica. Se observa que desde los 2000s y hasta los últimos dos años la *FFR* se ha movido relativamente en línea con lo que la regla sugiere - diferencia menor a 200 puntos base - con la marcada excepción del período post crisis financiera internacional caracterizado por la llegada de la tasa al *zero lower bound* (Gráfico 3).

Sin considerar los períodos en los que la *FFR* llegó al *zero lower bound*, dado el incremento inflacionario y la estrechez del mercado laboral actual, la brecha entre la prescripción de esta regla de Taylor y el nivel de tasas actual es el máximo desde los 2000s. En particular, dados los niveles actuales de PCE *core* (4,6% a/a) y de tasa de desempleo (3,5% a/a) y en un contexto donde la tasa de interés de largo plazo es 2,5% según el FOMC, la meta de inflación 2% y la tasa de desempleo natural (NAIRU) 4,4% según el CBO, esta regla de Taylor sugiere que la *FFR* debiese tener un valor de 7,75%, lo que se compara con su valor actual de 2,5% y el esperado por los precios de activos y sugerido en el último FOMC de 3,75% aproximadamente. Incluso si uno considerara las proyecciones del FOMC de junio para inflación *core* y tasa de desempleo, que para el cuarto trimestre de 2022 se ubican en 4,3% y 3,7% respectivamente, esta regla de Taylor sugeriría la *FFR* debería llegar a 6,4%, significativamente por encima de lo esperado por los analistas. Más aún, si uno considerara una meta de inflación de 2,5%, la regla sugeriría una tasa de 5,7%, también superior a la esperada por analistas y lo implícito en precios de activos.

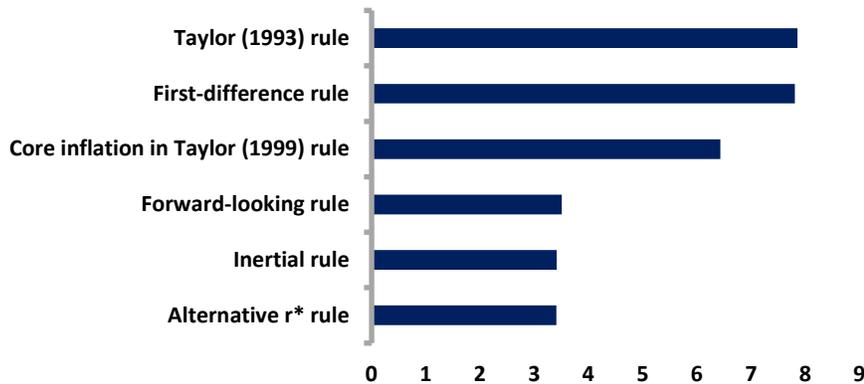
Gráfico 3: Reglas de Taylor y *FFR*
(utilizando inflación *core*, porcentaje)



⁴ $i_t = r^* + \pi_t^{Core} + 0,5(\pi_t^{Core} - \pi^*) - 1,5(u_t - u^*)$

Dada la incertidumbre sobre los coeficientes de la regla de Taylor y las variables a incluir en la regla, evaluamos otras seis especificaciones de la regla de Taylor que son monitoreadas y publicadas frecuentemente por la Fed de Cleveland. Para ello utilizamos las proyecciones de analistas (consenso Bloomberg) para el PCE y tasa de desempleo para fines de este año, para así eliminar los elementos más volátiles de las cifras actuales que se espera desaparezcan para fin de año. En particular, los analistas esperan que la inflación del PCE se ubique en 5,5% a/a en el cuarto trimestre de 2022, la inflación del PCE core en 4,4% a/a (similar a la de los dots) y la tasa de desempleo en 3,7% (ver Anexo para el resto de las variables y valor de los parámetros). Como se observa en el **Gráfico 4**, en promedio las reglas de Taylor señalan que la FFR debiese ubicarse en torno al 5,4%, con la mediana ubicándose en 5%, ambas métricas por sobre la FFR que espera el mercado para el cuarto trimestre de este año. Destaca que las reglas que sugieren una tasa en torno a 3,5%, asumen un elevado nivel de persistencia en la tasa asumiendo una respuesta más lenta de la FED dada la tasa hoy, o consideran proyecciones de la inflación para el próximo año que logra una rápida convergencia (*forward looking rule*).

Gráfico 4: FFR al 4T.22 según reglas de Taylor (porcentaje)



Una razón utilizada generalmente para explicar las diferencias actuales entre tasa esperada y lo que sugiere una regla de Taylor estándar y bajarle el perfil a la diferencia, tiene que ver con que la política monetaria hoy no actúa únicamente vía el movimiento de la *FFR*, sino también vía herramientas de política monetaria no convencional, como los *Quantitative Easing* (QE) y *Quantitative Tightening* (QT), que afectan especialmente a las tasas más largas y que son relevantes para obtener la "verdadera expansividad" de la política monetaria. Más aún, el *forward guidance* hoy es tan relevante como el movimiento efectivo de la *FFR*, por lo que para considerar el nivel de expansividad actual se hace indispensable considerar el nivel de las tasas a 1 y 2 años. Siguiendo la metodología de *Luzzetti et al.* (2019)⁵, se realizó una estimación de una *shadow rate* que considera no solo el movimiento de la *FFR* sino también de tasas de mayor duración que capturan mejor el verdadero grado de expansividad de la política monetaria. Si bien esta tasa es mayor a la *FFR* (4,1% versus 2,5%), también

⁵ "Fed balance sheet: Lurking in the shadow (rate)?", Luzzetti et. al. (2019, Deutsche Bank). La metodología consiste en dos pasos. Primero se estima la *shadow rate* durante el período en donde se utilizó principalmente herramientas de política monetaria convencional (1976 a 2007) vía los primeros tres componentes principales de las series mensuales de las tasas de 2, 3, 5, y, 10 y 20 años regresionados contra la *FFR*. Luego, manteniendo los *loadings*, se actualizan los componentes principales y la *shadow rate* proyectada con las variaciones efectivas de las tasas hasta el día de hoy.

se ubica significativamente por debajo de lo que sugiere la regla de Taylor, a pesar de que incorpora las expectativas de que la FFR llegará a niveles en torno a 3,75% a fin de año/principios del próximo.

IV. Conclusiones

Los resultados del análisis de episodios previos que se presentan en esta minuta sugieren que la reducción de la inflación a niveles cercanos a la meta luce desafiante dado el comportamiento actual y esperado por analistas y la Fed de las brechas de actividad y desempleo, el tamaño del alivio esperado por commodities, el origen del episodio inflacionario y la contractividad actual y esperada por el mercado para la política monetaria.

Más aún, distintas medidas de la regla de Taylor indican que la FFR implícita en los dots del FOMC de junio y esperada por el mercado (que son algo distintas entre sí), parece insuficiente para asegurar que la inflación converja cercana al objetivo del 2% en lo inmediato, aun cuando se incorpore (vía la estimación de una *shadow rate*) el hecho que la política monetaria hoy no actúa únicamente vía el movimiento de la *FFR*.

V. Anexo

Parámetros para las Reglas de Política Monetaria	
	Valor
π^* , inflación meta, mediana de los valores de largo plazo de “Summary of Economic Projections” (SEP) (%)	2
r^* , mediana implícita en los valores de largo plazo desde SEP (%)	0.375
r_{alt}^* , estimaciones desde Laubach-Williams, valor más actualizado (%)	0.361
$1/b$, inverso del coeficiente de Okun	-1.5
u_{SPF}^* , tasa natural de desempleo desde “Survey of Professional Forecasters’s” (UBAR), mediana (%)	3.775
u_{SEP}^* , mediana del valor de largo plazo desde SEP (%)	4
ρ , inercia de la tasa de interés	0.8

Fuente: “Simple Monetary Policy Rules”, Fed Cleveland.

Proyecciones	2021.3	2021.4	2022.1	2022.2	2022.3	2022.4	2023.1	2023.2	2023.3	2023.4
PCE (a/a, %)	4.3	5.5	6.3	6.5	6.2	5.5	4.3	3.1	2.6	2.4
Core PCE (a/a, %)	3.6	4.6	5.2	4.8	4.8	4.4	3.7	3.3	2.9	2.6
Tasa de desempleo (%)	5.1	4.2	3.8	3.6	3.6	3.7	3.8	4.0	4.1	4.2

Fuente: Bloomberg.

VI. Referencias

- [1] Glick, Reuven; Leduc, Sylvain; and Pepper, Mollie. 2022. "Will Workers Demand Cost-of-Living Adjustments?" *FRBSF Economic Letter* 2022-21 (August 8).
- [2] Luzzetti, Matthew; Weidner, Justin; Zeng, Steven. 2019. "Fed balance sheet: Lurking in the shadow (rate)?" *Deutsche Bank Research* (February 1)
- [3] Shapiro, Adam Hale. 2022b. "How Much Do Supply and Demand Drive Inflation?" *FRBSF Economic Letter* 2022-15 (June 21).

Intervenciones cambiarias del Banco Central de Chile

Giancarlo Acevedo, Sofía Bauducco, Alejandro Jara, Marco Piña y Matías Tapia

Esta minuta discute el rol de las intervenciones cambiarias en el contexto de esquemas de flotación cambiaria, y muestra los resultados de una evaluación preliminar del programa de intervención cambiaria anunciado por el Banco Central el 14 de julio de este año. Los resultados empíricos sugieren que, en línea con la teoría y la evidencia internacional, la intervención ha tenido éxito en reducir la volatilidad cambiaria. Además, el anuncio de intervención tuvo un efecto relevante en el nivel del tipo de cambio.

La estructura de la minuta es la siguiente. La primera sección discute el rol de las intervenciones cambiarias dentro del marco de política del Banco Central de Chile, y los episodios de intervención cambiaria ejecutados desde 1999 a la fecha. La segunda sección discute brevemente los fundamentos conceptuales de los posibles efectos de las intervenciones cambiarias, y lo que dice la evidencia internacional. La tercera sección muestra el contexto y detalles del episodio de intervención en curso, mientras que la cuarta sección muestra a la evaluación empírica de sus resultados a la fecha, en base a dos metodologías.

1. Las intervenciones cambiarias en el marco de política monetaria del Banco Central de Chile

Desde 1999, Chile tiene un sistema de tipo de cambio flexible. Este, en lo esencial, consiste en que el valor del dólar se determina en mercado abiertos sin la intervención del Banco Central. En un contexto de integración financiera, la flotación cambiaria permite llevar adelante una política monetaria independiente, lo que ha sido importante para estabilizar la inflación y el ciclo. Además, frente a rigideces de precios y salarios, la flexibilidad del tipo de cambio permite ajustar más rápidamente los precios relativos frente a shocks reales, evitando desalineamientos cambiarios prolongados. Finalmente, el tener un único objetivo de inflación, y no un objetivo dual de tipo de cambio e inflación, reduce el riesgo de conflictos y tensiones entre estos objetivos, los que son difíciles de manejar. Si bien la flotación cambiaria también involucra una mayor volatilidad en el valor relativo del peso, ello no será perjudicial en la medida que el mercado financiero local tenga un grado de desarrollo adecuado, que permita a los agentes cubrirse de los movimientos cambiarios, y que la política monetaria y su rol en la estabilización de la inflación sean creíbles, condiciones que se han cumplido en Chile en las últimas décadas.

El régimen de flotación cambiaria no implica que el Banco Central permanezca ausente del mercado cambiario a todo evento. El Banco Central se reserva la opción de intervenir en circunstancias excepcionales en el mercado cambiario, mediante operaciones cambiarias y/o proporcionando instrumentos derivados. Estas circunstancias excepcionales se producen cuando el tipo de cambio experimenta alzas o bajas abruptas en períodos acotados, sin una variación acorde en sus determinantes. Estos movimientos pueden, potencialmente, afectar la estabilidad de los mercados financieros, y generar efectos adversos en la economía. En esos escenarios, el Banco Central puede jugar un rol en ayudar al mercado a encontrar los valores de equilibrio. Las intervenciones cambiarias del Banco Central no apuntan a mantener un nivel del tipo de cambio, sino a ayudar al proceso de ajuste de la economía en circunstancias en que un alto grado de volatilidad cambiaria puede dificultar la correcta operación del mercado financiero y el proceso de formación de precios. Adicionalmente, el Banco Central puede participar del mercado cambiario en episodios en que, a su

juicio, las condiciones de mercado hacen atractiva y oportuna la opción de acumular reservas, las cuales le permiten cumplir el objetivo de velar por el objetivo de estabilidad de pagos externos y ser utilizadas en los episodios de intervención descritos anteriormente.

Desde la adopción de flotación cambiaria en 1999, el Banco Central ha intervenido el mercado cambiario en siete ocasiones. Las dos primeras intervenciones se dieron en los primeros años del esquema de flotación, en el contexto en que el mercado de coberturas cambiarias aún estaba en desarrollo. En ese entorno, una mayor volatilidad del peso podía provocar tensión excesiva en los mercados financieros. La primera vez, en agosto de 2001, el Banco comunicó que desde esa fecha y hasta fin de ese año podría intervenir el mercado cambiario, justificando su accionar por la inquietud en los mercados financieros generada por la depreciación y volatilidad del peso. La intervención efectiva consistió en la venta de divisas y la emisión de deuda indexada. El segundo anuncio de intervención, en octubre de 2002, respondió a la percepción de un mercado operando con poca liquidez y alta volatilidad, lo que podía reflejar una sobrerreacción. La intervención efectiva contempló solo la emisión de deuda indexada al tipo de cambio.

Los dos siguientes procesos de intervención se dieron en un entorno distinto, con el propósito de aprovechar la valoración de mercado del dólar para la acumulación de reservas internacionales. El episodio siguiente de intervención se dio en el contexto de la crisis social de 2019, un evento que no tenía precedentes en la historia reciente de Chile y que provocó una tensión significativa no solo en el mercado cambiario, sino de manera más general en la operación de todos los mercados financieros. Así, en el quinto episodio de intervención, el Banco anunció en noviembre de 2019 un programa de venta de divisas, tanto spot como en instrumentos de cobertura, como respuesta a lo que se percibió como un grado excesivo de volatilidad del tipo de cambio que estaba dificultando la formación de precios y las decisiones de gasto y producción de personas y empresas, además de afectar el sano ajuste de la economía y generar inquietud en los mercados.

A principios de 2021, el Banco Central dio inicio a un programa gradual de reposición y ampliación de reservas internacionales para fortalecer la posición de liquidez internacional del país, implementando un programa de compra de divisas, a materializarse en un plazo de 15 meses, a través de compras regulares de divisas mediante subastas competitivas. En octubre de 2021, el Consejo acordó suspender el programa, en virtud de la evolución del mercado financiero y el nivel de reservas internacionales ya alcanzado.

El proceso de intervención actualmente en curso, discutido en detalle más adelante, se dio en el contexto de un tipo de cambio que exhibía volatilidad excepcionalmente alta, lo que amenazaba con afectar la operación de los mercados financieros, además de dificultar el proceso de formación de precios relativos.

2. Tipos de intervenciones cambiarias, fundamentos conceptuales, y evidencia

Existen dos tipos de intervenciones cambiarias, esterilizadas y no esterilizadas. En las intervenciones esterilizadas, el banco central complementa la compra/venta de activos externos con la compra/venta de bonos en moneda local, de modo de neutralizar el efecto de la intervención sobre la tasa de interés doméstica. Ello, con el objetivo de separar la intervención de las decisiones de política monetaria, buscando tener un efecto en el mercado cambiario sin que ello implique cambiar la posición de la política monetaria. Ello no ocurre en la intervención no esterilizada, que afecta la tasa de interés local, y termina siendo por tanto análoga a un cambio en la política monetaria.

La capacidad de las intervenciones no esterilizadas de afectar el tipo de cambio parece clara, ya que son también cambios en política monetaria. Sin embargo, el potencial impacto de las intervenciones esterilizadas es menos obvio en un contexto de libre movilidad de capitales, debido a la existencia de la llamada “trinidad imposible”. La “trinidad imposible” se refiere a la imposibilidad conceptual de administrar, simultáneamente, una política monetaria independiente junto a un objetivo cambiario, al mismo tiempo que no existen restricciones a los flujos de capitales. De acuerdo a ese argumento, debido a la existencia arbitraje de portafolio entre activos externos y domésticos bajo libre movilidad de capitales, los bancos centrales solo pueden afectar el tipo de cambio a través de intervenciones no esterilizadas: es decir, a través de la política monetaria. No es posible tener efecto en el tipo sin condicionar la política monetaria, por lo que las intervenciones esterilizadas – que de facto buscan aislar la política monetaria de la política cambiaria, aunque sea temporalmente – no tienen efecto.

Sin embargo, la teoría económica ha identificado, aun bajo libre movilidad de capitales, mecanismos por los cuales los bancos centrales sí pueden afectar el tipo de cambio sin la necesidad de cambiar su política monetaria. Estos mecanismos se asocian a la existencia de distintas fricciones en el funcionamiento del mercado cambiario, las cuales pueden ser especialmente intensas en episodios de estrés y que llevan, al menos temporal y parcialmente, a que se pueda lograr la “trinidad imposible”. En particular, las intervenciones (esterilizadas) pueden influir sobre el tipo de cambio a través de tres vías: el canal de portafolio, el canal de señal y el canal de información.

En el *canal de portafolio*, la fricción se asocia al hecho de que los activos internos y externos son sustitutos imperfectos. Ello lleva a que no se cumpla la paridad descubierta de tasa de interés, al existir una prima por riesgo. En ese contexto, el efecto de la intervención se produce por el cambio en las dotaciones relativas de activos en manos de los inversionistas, afectando el premio por riesgo asignado a la tenencia de activos en moneda local. Este cambio en la composición de portafolio, inducido por la intervención y posterior operación de mercado abierto para esterilizarla, altera la composición de los portafolios de los agentes, llevando a un ajuste del tipo de cambio para equilibrar el valor en moneda local de los bonos externos y su retorno esperado. Dado que lo que importa es el impacto en la composición del portafolio, bajo este canal los montos de divisas asociadas al proceso de intervención son cruciales: una intervención solo tendrá un efecto relevante si los montos involucrados son de una magnitud significativa dado el tamaño del mercado financiero. Por la misma lógica, es esperable que el efecto sea menor en mercados más profundos y desarrollados, en que el banco central juega un rol comparativamente menor. Adicionalmente, los efectos en nivel del tipo de cambio pueden ser permanentes, en la medida que el cambio en las dotaciones de activos también lo sean. Finalmente, el efecto de la intervención puede darse aún si el banco central no hace un anuncio explícito de la misma, ya que el mecanismo viene de lo que ocurra con las ofertas relativas de activos. Sin embargo, un anuncio de intervención puede tener un impacto significativo e inmediato, en la medida que el mercado internaliza los cambios en las dotaciones de activos, y ajusta sus precios de manera acorde.

En el *canal de señal* el efecto de una intervención esterilizada ocurre cuando los agentes privados modifican sus expectativas sobre el tipo de cambio, porque anticipan una futura alteración en la tasa de política monetaria o porque se reafirma el compromiso de la autoridad con el objetivo de la política monetaria. En ese sentido, bajo este canal se mantiene la trinidad imposible: aunque la intervención no se asocia a un cambio en política monetaria hoy (dada la esterilización), el efecto viene dado porque se entiende que a futuro la política monetaria será coherente con la intervención. En ese sentido, es posible que los montos de intervención sean poco relevantes, toda

vez que el mecanismo opera a través de la información que se entrega, más que a través de los cambios en las ofertas relativas de activos. Por lo mismo, es esperable que el anuncio de la intervención sea muy importante (y necesario), y que la mayor parte del efecto ocurra en ese momento.

Finalmente, una intervención cambiaria esterilizada también puede incidir en el tipo de cambio a través del *canal de la información*, también llamado canal de microestructura. Esto puede ocurrir en un escenario de mercados con asimetrías de información, agentes heterogéneos y/o no racionales, que impiden que el tipo de cambio refleje correctamente el comportamiento de sus determinantes. En consecuencia, este canal asume la existencia de un desalineamiento del tipo de cambio respecto de su valor de equilibrio y, en este caso, las acciones de un banco central, que puede tener una ventaja informacional, contribuyen a eliminar las asimetrías o a contrarrestar la especulación inducida por ciertos agentes económicos. En ese sentido, conceptualmente el banco central no cambia los fundamentos del tipo de cambio (a diferencia de los dos casos anteriores), sino que elimina la desviación de valor de mercado respecto a estos fundamentos. Nuevamente, dado que el mecanismo opera a través de la entrega de información, el anuncio de intervención puede jugar un rol muy importante, y estar asociado a gran parte de los efectos.

En la práctica, por supuesto, es posible que los tres canales operen de manera simultánea, y que algunos de los mecanismos que los permiten (como el grado de sustitución entre activos o la existencia de asimetrías de información) varíen a lo largo del tiempo. Por tanto, es posible que una intervención tenga más impacto en una situación de alto estrés, en que la falta de liquidez hace más importante la provisión de activos por parte del banco central, o en que el grado de heterogeneidad en las expectativas de los participantes del mercado es mayor. En cambio, en tiempos más normales, el impacto de una intervención puede ser mucho más modesto, o derechamente nulo.

Empíricamente, hay una extensa literatura sobre los efectos de las intervenciones. En general, la evidencia internacional parece sugerir que las intervenciones cambiarias esterilizadas pueden tener un impacto sobre el tipo de cambio, aunque este es acotado en magnitud y duración, y principalmente asociado a reducir su volatilidad en el corto plazo. Los impactos estimados parecen ser mayores para países con menor desarrollo y apertura financiera, y los montos de las intervenciones parecen jugar un rol relevante, en línea con el canal de portafolio. Ello implica que las intervenciones pueden tener costos patrimoniales significativos para los bancos centrales. Uno de los artículos más recientes y exhaustivos es el de Fratzcher et al (2019), quienes analizan evidencia para 33 países entre 1995 y 2011. Sus resultados sugieren que las intervenciones tienen un grado relevante de impacto en reducir la volatilidad de corto plazo, y algo menor en afectar los niveles. Los autores también encuentran que las intervenciones son más exitosas mientras mayores sean los montos involucrados y el grado de transparencia con que se realizan. Estos resultados son coherentes con la idea de que las intervenciones cambiarias son especialmente útiles para reducir la volatilidad del mercado en situaciones de estrés, más que en tener efectos de más largo plazo en los niveles de la paridad.

3. El episodio de intervención actual

En los últimos años, la economía chilena ha experimentado múltiples *shocks*, tanto de origen interno como externo. En lo más reciente, muchos de estos factores se movieron en la misma dirección, generando una depreciación relevante del peso en un horizonte de tiempo relativamente corto. En lo externo, el dólar se ha apreciado de manera relevante a nivel global, tanto por el proceso de ajuste de la tasa de política monetaria iniciado por la Reserva Federal de EE. UU., como por el uso

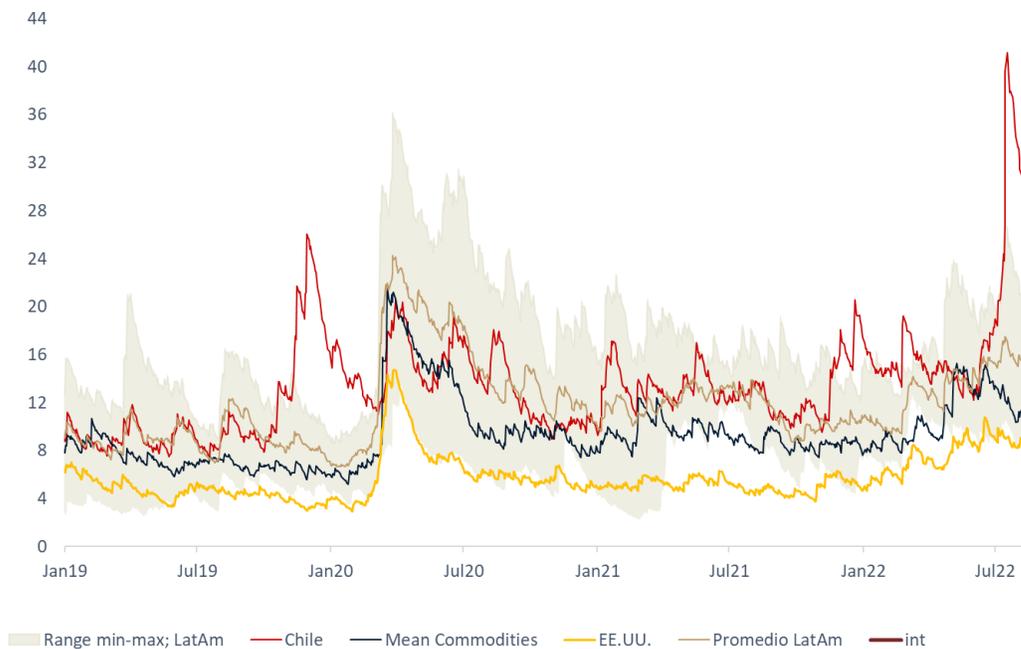
del dólar como refugio de valor en un contexto de mayor incertidumbre internacional. Además, el precio del cobre también se ha ajustado a la baja en el curso de los últimos meses, deteriorando los términos de intercambio de la economía chilena, de manera más aguda que en otros países emergentes.

El impacto de estos factores de deterioro externo se vio complicado por una situación macroeconómica difícil a nivel local, con un nivel de inflación alto y un déficit de cuenta corriente significativo, además del grado alto de incertidumbre doméstica asociada a factores políticos e institucionales que ha prevalecido en Chile en los últimos años. Todo ello empujó al alza el valor del tipo de cambio desde finales de mayo.

Sin embargo, desde la primera parte de julio, la depreciación se asoció también a un aumento muy importante en la volatilidad del mercado. Este aumento abrupto en volatilidad empezó a plantear riesgos para el funcionamiento de otros segmentos del mercado financiero y para el proceso de formación de precio. Este rápido aumento en la volatilidad fue un fenómeno particular a Chile, no observado en el comportamiento de las divisas de otros países. Por tanto, ello sugería la existencia de un componente idiosincrático que tensionaba al mercado cambiario local, no explicado por factores externos.

En vista de ello, y por la amenaza que podía plantear para el mercado financiero en su conjunto, el Banco Central anunció en la tarde del 14 de julio un programa de intervención cambiaria, con el objetivo de reducir la tensión del mercado y ayudar al ajuste de la economía chilena a un entorno interno y externo con altos grados de incertidumbre. El programa, iniciado el 18 de julio, tiene extensión hasta el 30 de septiembre, y contempla un monto de hasta US\$25.000 millones. La intervención cambiaria contempla la provisión de hasta US\$10.000 millones en el mercado spot y US\$10.000 millones en instrumentos de cobertura, más una provisión de liquidez a través de un programa de swaps por hasta US\$5.000 millones.

Volatilidad cambiaria
(porcentaje, Riskmetrics)



4. Una evaluación temprana del programa de intervención

Para proveer una evaluación temprana de los efectos del programa de intervención, se realizan dos ejercicios.

El primer ejercicio estima ecuaciones de frecuencia diaria de distintas mediciones de comportamiento de tipo de cambio, utilizando distintos indicadores de intervención como controles, en una ventana en torno al evento de intervención. La variable dependiente se construye en base a los residuos de un modelo de tipo de cambio diario, que controla por variables como el diferencial de tasas y los precios de *commodities*. De esa forma, se controla por los determinantes fundamentales del tipo de cambio, y se estudia el efecto de la intervención neto de ellos. Los resultados se muestran en la Tabla 1. La primera columna tiene como variable dependiente el nivel de los residuos, mientras las otras dos columnas tienen la desviación estándar de los residuos en ventanas móviles de 5 y 10 días. Los controles incluyen distintas variables asociadas al proceso de intervención: una *dummy* que toma el valor 1 el día del anuncio (noche del 14 de julio, por lo que impacta al mercado el 15 de julio) y cero en todos los otros días; una *dummy* que toma el valor 1 en todo el período de intervención, y variables que miden, en frecuencia diaria, los montos efectivos de intervenciones *spot* y *forward*. En términos de nivel, se observa un impacto relevante del anuncio de intervención, equivalente a una caída de 6,3%. Las intervenciones individuales, por su lado, no resultan significativas, lo que es coherente con la noción de que – bajo cualquiera de los tres mecanismos descritos anteriormente- el contenido informativo del anuncio de intervención provoca el ajuste relevante en el comportamiento del tipo de cambio. En términos de la desviación estándar, se observa que la volatilidad de los residuos del modelo en el período de intervención ha sido menor que la observada en las primeras semanas de julio. Ello es coherente con la noción de

que la intervención ha reducido la tensión en el mercado cambiario, aún después de tomar en cuenta lo que ha ocurrido en el escenario externo.

Tabla 1

Estimaciones de efecto de intervenciones, residuo modelo tipo de cambio nominal, Julio-Agosto 2022

VARIABLES	Residuo Modelo Tipo de Cambio	Desviación estándar modelo TC, 5 días	Desviación estándar TC, 10 días
Dummy período de intervención	-0.00301 (0.0155)	-0.0256*** (0.00901)	-0.0211*** (0.00674)
Dummy anuncio	-0.0630*** (0.0123)	0.00572 (0.00687)	-0.00166 (0.00319)
Venta spot	-6.63e-05 (8.50e-05)	5.27e-05 (5.08e-05)	9.90e-05 (0.000103)
Venta forward	1.10e-05 (1.39e-05)	1.87e-05** (8.42e-06)	-2.40e-05 (3.09e-05)
Constante	0.00634* (0.00370)	0.0191*** (0.00207)	0.0229*** (0.000962)
Observaciones	37	33	28
R-2	0.467	0.462	0.856

Errores standard en paréntesis
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

El segundo ejercicio evalúa directamente el impacto de la intervención cambiaria sobre un conjunto de métricas del mercado cambiario, incluida la volatilidad del tipo de cambio. Esta evaluación se realiza estimando un modelo de proyecciones locales (Jordà, 2005) controlando por un grupo amplio de determinantes.¹

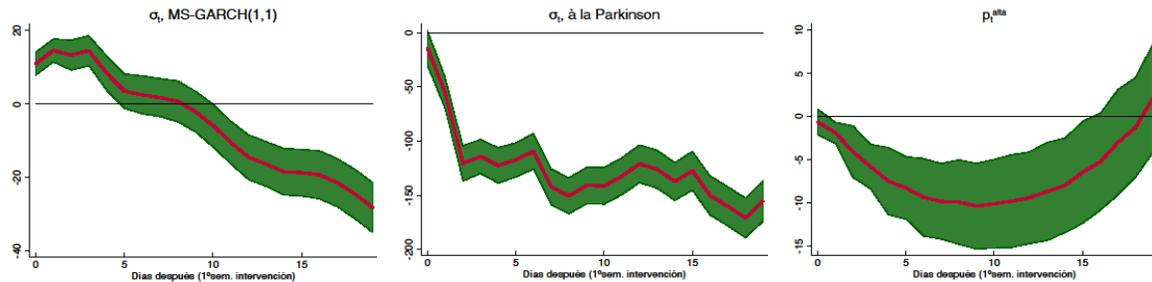
En particular, la Figura 1 muestra el impacto sobre la volatilidad cambiaria durante los 20 días posteriores a la primera semana de la intervención iniciada el 14 de julio de 2022. Para estos efectos se utilizan dos medidas de volatilidad cambiaria. La primera, estima la volatilidad del retorno diario a partir de un modelo que asume dos estados de volatilidad (MS(2)-EGARCH(1,1)), mientras que la segunda estima la volatilidad intradía a partir de una estimación de la volatilidad à la Parkinson.² Adicionalmente, la Figura 1 muestra el impacto de la primera semana de intervención sobre la

¹ Incluidos el VIX, el precio del cobre, un índice de incertidumbre local, un índice global del tipo de cambio norteamericano, diferencial de tasas de interés, EMBI, IPSA, entre otros factores. Ver Jara y Piña (2022) para más detalles.

² Si bien ambas medidas de volatilidad están relacionadas—la correlación entre ellas es más del 50% en el período de análisis—no miden exactamente lo mismo. De hecho, la volatilidad à la Parkinson es más volátil y menos persistente que la volatilidad estimada a partir del modelo MS(2)-EGARCH(1,1). Ver Figura A1.

probabilidad de permanecer en un estado de alta volatilidad cambiaria (p_{alta}), estimada en el modelo de dos estados de volatilidad descrito anteriormente.³

Figura 1: Impacto de la 1ra. semana de la intervención de 2022



Nota: las áreas verdes representan los intervalos de confianza construidos con una desviación estándar. Las primeras dos figuras muestran el cambio en la volatilidad absoluta, mientras que la tercera, muestra el cambio en la probabilidad de estar en un estado de alta volatilidad cambiaria. Basado en Jara y Piña (2022).

Como se puede observar, la primera semana de la intervención de 2022 está asociada a una menor volatilidad cambiaria y a una reducción significativa en la probabilidad del estado de alta volatilidad. En particular, la volatilidad del retorno diario del tipo de cambio se reduce luego de algunos días posteriores a la primera semana de intervención, mientras que la volatilidad intradía cae de manera inmediata. Además, el impacto observado sobre la volatilidad y la probabilidad del estado de alta volatilidad asociado a la intervención es similar al ocurrido durante las primeras semanas de la intervención de 2019 (Figura A2).

Bibliografía:

Fratzcher, M., O. Gloede, L. Menkhoff, L. Sarno y T. Stöhr (2019). “When is foreign exchange intervention effective? Evidence from 33 countries”. *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol. 11, pp. 132-156.

Jara, A. y M. Piña (2022). “Exchange rate volatility and the effectiveness of FX interventions: the case of Chile”. Documento de Trabajo del Banco Central de Chile Nro 962.

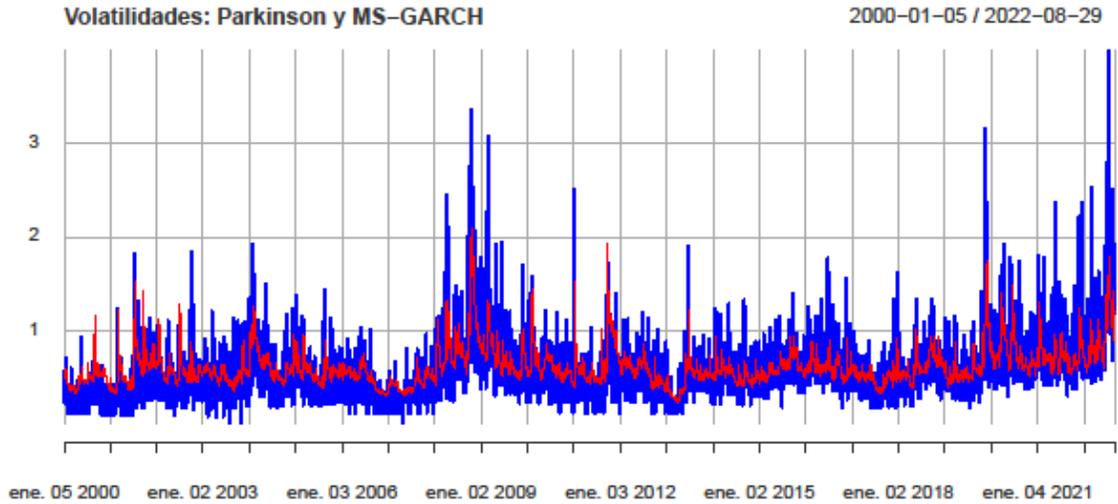
Jordà, O. (2005). “Estimation and inference of impulse responses by local projections”. *American Economic Review*, Vol. 95, pp. 161-182.

Parkinson, M. (1980). “The extreme value method for estimating the variance of the rate of return”. *The Journal of Business*, Vol. 53, pp. 61–65.

³ Jara y Piña (2022) detallan los argumentos que justifican un modelo de cambio de régimen en la volatilidad cambiaria. Sin embargo, es importante destacar que el estado de alta volatilidad cambiaria es un estado infrecuente en el período analizado. Así, en promedio, la probabilidad de encontrarse en un estado de baja volatilidad cambiaria es superior al 90%.

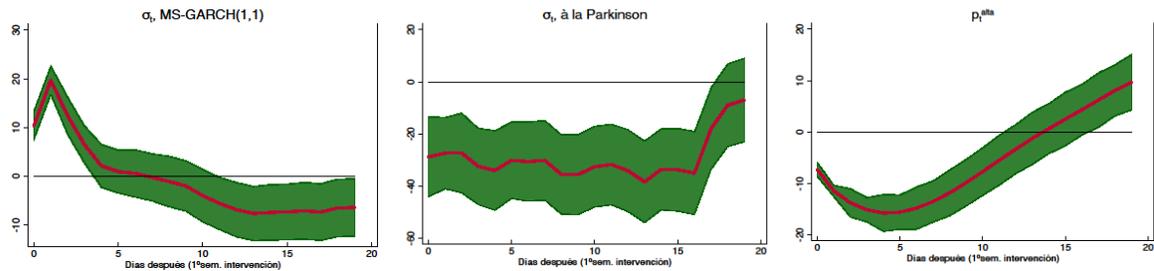
Anexo

Figura A1: Medidas alternativas de volatilidad del retorno diario del tipo de cambio



Nota: La línea roja corresponde a la volatilidad estimada a partir del modelo MS(2)-EGARCH(1,1). La línea azul, representa la volatilidad estimada a la Parkinson (1980). Ambas medidas son explicadas en detalle en Jara y Piña (2022).

Figura A2: Impacto de la 1ra. semana de intervención de 2019



Nota: las áreas verdes representan los intervalos de confianza construidos con una desviación estándar. Las primeras dos figuras muestran el cambio en la volatilidad absoluta, mientras que la tercera, muestra el cambio en la probabilidad de estar en un estado de alta volatilidad cambiaria. Basado en Jara y Piña (2022).

Recuperación de la Tasa de Participación Laboral tras la pandemia: Comparación internacional - Estimaciones de panel

Minuta asociada con el Recuadro I.3 – IPoM Septiembre 2022

Lucas Pablo Bertinatto, Diego Cheyre, Diego Rodríguez y Miguel Fuentes

I. Introducción

La crisis económica que comenzó con la pandemia del Covid-19 afectó al mercado laboral en todos los países al provocar despidos masivos, licencias y/o renuncias de trabajadores en todo el mundo, pero con significativa heterogeneidad entre países. A principios de 2020, algunos países experimentaron pequeñas disminuciones en la tasa de participación laboral, mientras que otros experimentaron una caída significativa e inclusive mayor que en crisis anteriores, como la crisis financiera mundial. La recuperación posterior también fue desigual entre las economías, incluso entre economías emergentes o avanzadas.

Comprender el comportamiento de la participación laboral tras la pandemia de Covid-19 es importante por sus implicancias tanto para el ciclo como para el crecimiento económico de largo plazo. Con el paso del tiempo y la recuperación de la actividad y el empleo en la gran mayoría de países, es posible evaluar el rol que distintos factores en la oferta y demanda de trabajo tuvieron en la participación laboral, al comparar su comportamiento entre economías.

Existen diferentes razones que podrían explicar la heterogeneidad en el comportamiento de la participación laboral después de la pandemia, destacando factores que afectan la oferta de trabajadores y otros que afectan más directamente la demanda por ellos: (i) Restricciones de movilidad más estrictas y un mayor daño generado por el Covid-19 probablemente afectaron más negativamente a la oferta laboral (y a la demanda en el caso de las restricciones dada la imposibilidad de las empresas de producir). (ii) Si bien las transferencias fiscales directas a los hogares fueron necesarias para proteger a los hogares más vulnerables, es posible que hayan retrasado el regreso al trabajo para algunas personas. (iii) Las políticas de retención de empleo, que permitieron mantener las relaciones laborales cuando las personas no estaban trabajando, evitaron caídas adicionales en la participación laboral. Parte de este efecto es mecánico en la medida que las relaciones laborales protegidas se mantuvieron categorizadas como empleo, pero también podría reflejar el efecto positivo de mantener relaciones laborales y evitar un costoso proceso de búsqueda que puede resultar disuasivo para muchos trabajadores desplazados. (iv) Los trabajadores de la tercera edad pueden haber adelantado su jubilación debido a la mayor exposición a la pandemia y al fuerte aumento de su patrimonio. (v) Finalmente, en los países con mayor recuperación económica y, por tanto, donde la demanda laboral se habría recuperado más, probablemente hubo un retorno más rápido de los trabajadores a la fuerza laboral.

En este trabajo se analiza la importancia de los determinantes antes mencionados en la dinámica de la tasa de participación laboral a través de estimaciones de panel. Utilizando datos trimestrales entre fines de 2019 y fines de 2021 para cerca de cuarenta economías avanzadas y emergentes, se estima la relevancia de los factores antes mencionados.

Los resultados sugieren que las restricciones de movilidad, el temor al Covid-19 y la recuperación de la actividad ayudan a explicar buena parte de las diferencias en el comportamiento de la participación laboral entre 2020 y

2021. Las restricciones a la movilidad tuvieron un impacto más relevante al comienzo de la pandemia y, sobre todo, en economías con mayor porcentaje de informalidad. Al mismo tiempo, los resultados sugieren que diferencias en los tipos y montos de ayudas fiscales también colaboran en entender el comportamiento dispar de la participación laboral entre economías. Aquellos países que implementaron programas de retención del empleo observaron menores caídas y una recuperación más rápida de la participación laboral. Finalmente, controlando por el resto de los factores, se observa una asociación negativa entre el tamaño de la ayuda fiscal y la recuperación de la participación laboral, especialmente en países en los que esta se implementó vía programas de retención del empleo. A su vez, las estimaciones también sugieren que hubo una recuperación más rezagada de la participación laboral en los países en los que se aprobaron retiros de fondos jubilatorios.

El resto de esta minuta está estructurada cómo sigue. La sección 2 describe la metodología de estimación y la muestra considerada. La sección 3 discute las variables a incluir en las estimaciones de panel. La sección 4 presenta los principales resultados y la última sección concluye.

II. Metodología de estimación y muestra

La presente sección describe la metodología utilizada para estimar la relevancia que los factores antes mencionados tienen en entender el comportamiento heterogéneo de la participación laboral entre economías. Para ello se realizan estimaciones de datos de panel, con efecto fijo tiempo y efecto fijo país, y errores *clusterizados* a nivel país. La especificación utilizada es la siguiente:

$$\widehat{TPL}_{it} = \beta + \delta Z_{ct} + \varphi_t + \varphi_c + \varepsilon_{ct}$$

Donde \widehat{TPL}_{it} representa la brecha de la tasa de participación laboral respecto a una tendencia lineal calculada entre 2014 y 2019 (para controlar por la tendencia pre-pandemia), Z_{ct} corresponde a los controles incluidos, φ_t es el efecto fijo tiempo y φ_c el efecto fijo país.

La muestra incluye a 38 países seleccionados en base a la data disponible de las distintas variables y exigiendo que tengan al menos un millón de habitantes. Así, se incluyen: Austria, Bélgica, Bulgaria, Canadá, Chile, Colombia, Croacia, Rep. Checa, Dinamarca, Estonia, Finlandia, Francia, Alemania, Grecia, Hungría, Irlanda, Italia, Japón, Lituania, Letonia México, Holanda, Nueva Zelanda, Macedonia del norte, Noruega, Perú, Polonia, Portugal, Rumania, Eslovaquia, Eslovenia, Sudáfrica, España, Suecia, Suiza, Reino Unido y EE.UU. El período muestral va desde 2019.4T hasta 2021.4T.

III. Variables explicativas y endogeneidad

En esta sección se describen las variables utilizadas para evaluar la relevancia de los factores que podrían haber incidido en la heterogeneidad del comportamiento de la participación laboral, y se discute la exogeneidad o endogeneidad de cada una de estas respecto a la participación laboral.

- Temor/imposibilidad de estar trabajando vinculado al Covid-19

Se utiliza el *Stringency Index* (restricciones de gobierno) en promedio trimestral y contemporáneo, y el cambio en los fallecimientos trimestrales por millón de habitantes, también contemporáneo. La primera variable pretende capturar el impacto de las restricciones impuestas por los gobiernos, exógena a la decisión de los individuos de participar en la fuerza laboral y la decisión de las empresas a demandar trabajadores. La segunda variable, en tanto, es un instrumento para medir el comportamiento precautorio de las personas como

consecuencia de la pandemia y la decisión de entrar al mercado laboral y arriesgarse a contagiarse. Se utiliza el cambio en los fallecimientos del trimestre y no los fallecimientos del trimestre dado que las personas podrían haberse acostumbrando a los registros de fallecimientos con el paso del tiempo y solo un incremento provocaría mayor temor.

Se agrega además la interacción del *Stringency Index* con el porcentaje de informalidad laboral en 2019 (perdiendo de la muestra a Australia, Nueva Zelanda, Canadá, Macedonia y Sudáfrica en este caso). Esto se hace para capturar el efecto heterogéneo que las restricciones podrían haber tenido sobre las relaciones laborales informales, considerando la mayor presencia relativa de contacto directo y menor posibilidad de teletrabajar en las relaciones informales versus formales. De todas maneras, esta interacción también podría capturar el efecto más nocivo de la pandemia en economías más pobres que suelen tener mayor informalidad. Finalmente, no es descartable la asociación tenga el signo contrario al que sugieren los dos efectos anteriores, considerando que los trabajadores informales podrían estar más obligados a no cumplir con las restricciones por la mayor dificultad de acceder al sistema de seguridad social.

- Programas de retención de empleo (PRE)

Ante la falta de una variable que permita identificar los países que realizaron programas de retención del empleo y la relevancia de estos, se construye la siguiente variable a partir de la evolución de las horas trabajadas por trabajador y el empleo:

- Si la variación anual de horas trabajadas por trabajador y del empleo fueron menores a cero para el país i en el trimestre t , entonces $PRE = H/(H+E)$, esto es, la variación anual de horas trabajadas por trabajador dividida la suma entre la misma variable y la variación anual del empleo. Si las dos variables son negativas (lo que pasa para la mayoría de los países entre 2020q2 y 2021q1), el ratio está entre 0 y 1. Mientras más cercano a 1, más relevante habría sido el programa de retención porque la caída fue absorbida principalmente por las horas trabajadas.

- En las soluciones de esquina (horas caen, pero empleo no, o empleo cae, pero horas no) la variable toma el valor 0 o 1 dependiendo que efecto predomina (si es horas, es 1 porque sugiere hubo retención).

- En solo tres observaciones entre 2020q2 y 2021q1 las dos variables fueron positivas, para las que se usó el promedio de los trimestres previos de la variable.

- Para los datos entre 2021q2 hasta 2021q4, como las variaciones anuales tienden a ser positivas en la mayoría de los países por la recuperación del mercado laboral y las bajas bases de comparación, se utiliza el promedio de la variable durante los últimos cinco trimestres.

Esta variable está calculada a partir de variables del mercado laboral (empleo y horas). Por la manera en la que se construye, ella debería estar correlacionada con los programas de retención del empleo y se supone solo guarda relación con la participación laboral vía el impacto que los programas de retención del empleo tuvieron en la participación laboral, aunque este supuesto no es demostrado. En otras palabras, se utiliza esta variable como un proxy de los programas de retención del empleo. Durante el período en el que estos estuvieron vigentes, parte del efecto es mecánico en la medida que las relaciones laborales protegidas se mantuvieron categorizadas como empleo, pero también podría reflejar el efecto positivo de mantener relaciones laborales y evitar un costoso proceso de búsqueda que puede resultar disuasivo para muchos trabajadores desplazados.

- Transferencias de recursos estatales

Se incluyen como variables el gasto anunciado por Covid-19 y los retiros de pensiones, ambos como porcentaje del PIB. Para la variable de gasto anunciado por Covid-19, la variable toma el valor de los paquetes fiscales anunciados por los gobiernos (recolectados por el IMF Policy Tracker y excluyendo los gastos en salud) desde 2020q2. La vigencia del paquete depende de datos cualitativos incluidos en el Fiscal Monitor Tracker del IMF y la evolución del déficit estructural entre 2019, 2020 y 2021. Por ejemplo: para Chile el paquete es positivo hasta 2021q4 ya que los IFEs se extendieron hasta ese trimestre y para EEUU hasta 2021q3 porque allí finalizaron los montos extras de subsidios. Si bien la variable es una medición imperfecta de las transferencias a los hogares, hasta donde sabemos no existe una base de datos que contenga las transferencias a hogares entregadas durante el Covid-19, con los montos totales transferidos y la duración de las transferencias para un grupo grande de países.

La exogeneidad de esta variable es poco evidente, considerando es posible los gobiernos hayan decidido realizar paquetes fiscales más cuantiosos y extensos en países donde la pandemia fue más severa y la participación laboral cayó más. Considerando el tipo de información utilizada (datos a nivel macro), tener una correcta identificación del efecto de las ayudas fiscales en la participación laboral es complejo, por lo que en la interpretación de este coeficiente es importante hablar de asociación y no impacto. En la discusión de resultados se incluirá también un breve resumen de los resultados presentes en la literatura reciente sobre el impacto que tuvo el incremento de las transferencias entregadas en EE.UU. durante 2020 y 2021. Por último, se agrega en las estimaciones la interacción entre los PRE y las ayudas fiscales de los gobiernos. Así, se busca distinguir entre la asociación que las ayudas fiscales y la participación laboral habrían tenido en países que realizaron programas de protección del empleo versus países en los que no.

Por último, se agrega como variable adicional el monto de los retiros de fondos de pensiones aprobados en Perú, Canadá y Chile, como porcentaje del PIB, tanto en el trimestre que sucedieron como el inmediato posterior, midiendo así el impacto de estos en los primeros dos trimestres en los que se retiraron los fondos. Esta variable debiese medir el efecto de la disposición inmediata de liquidez por parte de los hogares. El hecho que en Chile los retiros hayan sido prácticamente iguales al máximo permitido e invariante al nivel de ingreso o condición laboral, es un argumento a favor de la exogeneidad de esta variable respecto a la decisión de trabajar o no.

- Recuperación económica

Se utiliza el gap del PIB respecto a una tendencia lineal calculada entre 2014 y 2019 al igual que para la tasa de participación laboral, rezagado un trimestre para mitigar problemas de endogeneidad.

- Retiro anticipado

Se utiliza como instrumento el gap del precio real de las viviendas (deflactado por IPC de cada país) respecto a una tendencia lineal calculada entre 2014 y 2019, también rezagado un trimestre. Se supone existe una correlación positiva entre esta, la riqueza del individuo y la decisión de retiro de las personas cercanas a la edad de jubilarse y que esta afecta a la participación laboral solo vía el incentivo a retirarse anticipadamente. Se agrega una interacción de esta variable con el porcentaje de personas mayor a 55 años en 2019, para evaluar la posibilidad que este efecto haya sido mayor en países en los que la proporción de personas cercanas a jubilarse era mayor.

IV. Resultados

Esta sección presenta y discute los principales resultados. La Tabla 1 presenta correlaciones simples entre las distintas variables de interés y el gap de participación laboral controlando únicamente por efecto fijo tiempo y país. Los resultados tienen todas el signo esperado y como veremos en la Tabla 2, tienden a ser robustos a la inclusión de más controles. Controlando por efecto fijo tiempo y país, la recuperación de la participación laboral habría tenido una asociación negativa con el nivel de restricciones, el cambio en los fallecimientos, las ayudas fiscales (coeficiente no significativo), los retiros de pensiones y los precios de las viviendas (este coeficiente es el menos robusto, no teniendo nunca significancia estadística y cambiando de signo en distintas regresiones de panel). Al mismo tiempo, la asociación es positiva con los programas de retención del empleo y la recuperación de la actividad rezagada, tal como se esperaba.

Tabla 1: Correlaciones simples controlando por efecto fijo país y tiempo

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Stringency	-0.0434** (0.01)						
Ayuda Fiscal		-0.0263 (0.43)					
Retiros AFP			-0.597* (0.052)				
Programa de retención				0.583** (0.013)			
Riqueza (precio de viviendas)					-0.00682 (0.90)		
PIB						0.229* (0.08)	
Muertes pmh							-0.00103** (0.03)
Constante	0.461 (0.14)	0.451 (0.31)	0.341 (0.14)	0.148 (0.55)	0.178 (0.53)	-0.207 (0.36)	0.167 (0.49)
EF País	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
EF Tiempo	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
N	342	342	342	342	342	342	342
R-Sq	0.554	0.523	0.556	0.524	0.522	0.614	0.539

Las distintas estimaciones de panel que se presentan en la Tabla 2 entregan resultados robustos en términos del impacto que las restricciones y muertes habrían tenido en el comportamiento de la participación laboral. Si bien el *Stringency Index* es no significativo en la primera especificación, al incluir la interacción con una dummy que toma el valor 1 antes de 2020q4 o con el porcentaje de informalidad laboral en 2019, la variable gana significancia estadística y económica (como sugiere el Gráfico 1 de más abajo). Así, un incremento en las restricciones estuvo en general acompañado de menores tasas de participación laboral, especialmente en países con elevado nivel de informalidad y/o durante el año 2020. Respecto al temor al Covid-19, la variable que mide los fallecimientos por millón de habitantes tiende a ser significativa y robusta a las distintas especificaciones, sugiriendo que un impacto sanitario más grave de la pandemia tuvo un impacto negativo en la participación laboral, aun controlando por las restricciones de gobierno y considerando el resto de los factores incluidos en la regresión.

Respecto a la recuperación de la actividad económica, capturada por la brecha del PIB rezagada un trimestre, si bien la significancia estadística está en general cercana al umbral del 10%, el coeficiente tiende a ser robusto a las distintas estimaciones y su significancia económica es grande con relación con el resto de las variables, tal como sugiere el Gráfico 1. Así, una mayor recuperación de la actividad habría incidido, en promedio y controlando por el resto de las variables, en una mayor recuperación de la participación laboral.

Respecto al retiro anticipado, no parece haber asociación entre el incremento de la riqueza y el comportamiento de la participación laboral. El coeficiente tiende a cambiar de signo dependiendo de la especificación, no es significativamente estadístico al incluir la interacción con el porcentaje de personas mayores de 55 años, y su significancia económica también es marginal. Estos resultados sugieren el retiro anticipado de trabajadores no habría sido un factor relevante en la explicación del comportamiento dispar de la participación laboral entre

países. En esta línea, el comportamiento relativamente similar durante buena parte de 2020 y 2021 (con la excepción del primer semestre de 2021) entre la mediana de la participación laboral entre mayores de 55 y menores de 55 años sugiere una relevancia menor de este factor (Gráfico 2). De todas maneras, es posible que en algunos países como en EE.UU., donde el valor de los activos financieros aumentó de manera considerable, este factor haya tenido una relevancia mayor que en el resto.

Respecto a los tipos y montos de ayudas fiscales, la variable construida para capturar la relevancia de los programas de protección al empleo tiene en general una asociación positiva y significativa con el comportamiento de la participación laboral. Si bien el coeficiente por sí solo pierde significatividad al incluir la interacción con las ayudas fiscales, la relevancia de la variable en este caso debe ser evaluada considerando el coeficiente de la interacción con las ayudas y dado los promedios de ayudas fiscales entre países. De todas maneras, es importante destacar que las estimaciones aquí realizadas no permiten concluir si los programas de retención fueron relevantes solo por el efecto mecánico descrito en la sección anterior o por el efecto económico asociado a la disuasión que el costoso proceso de búsqueda podría generar para los trabajadores desplazados.

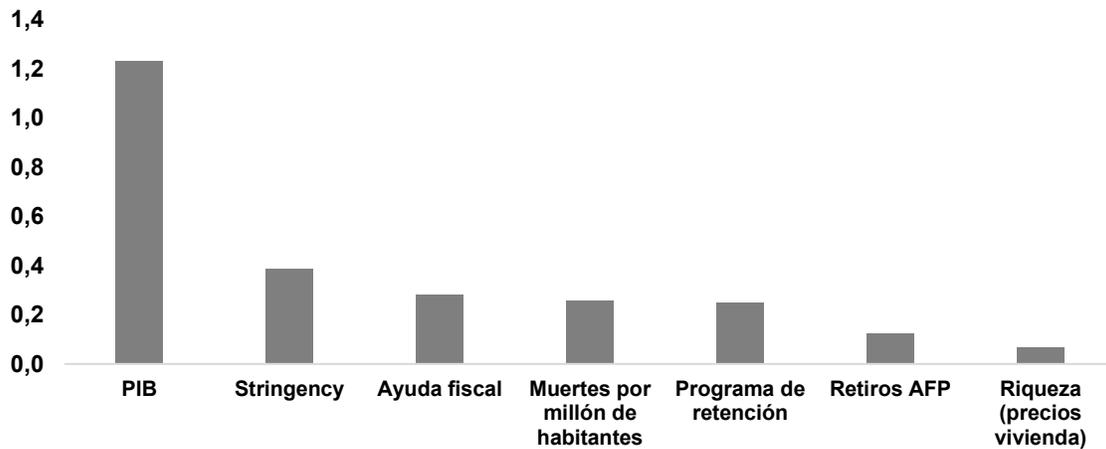
Finalmente, una vez que se controla por el resto de las variables, se observa una asociación negativa entre el comportamiento de la participación laboral y las variables que miden el monto y extensión de las ayudas fiscales y los retiros jubilatorios. Respecto a la primera, su significancia estadística es solo evidente una vez que se interactúa con los programas de retención, lo que sugiere que, como era de esperarse, solo en países donde no se implementaron programas de retención o estos tuvieron un bajo alcance, la asociación entre ayudas y participación laboral es negativa. Respecto al coeficiente que acompaña a los retiros, el mismo tiende a ser significativo y negativo, con la excepción de la ecuación 3, posiblemente por el hecho que por falta de datos se omite a Australia de la muestra. La significancia económica presentada en el Gráfico 1 sugiere la asociación negativa entre las ayudas fiscales y el comportamiento de la participación laboral es relevante a la luz de las otras variables consideradas.

Tabla 2: Resultados estimaciones de panel

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	
Stringency	-0.0198 (0.14)	-0.0038 (0.78)	0.0114 (0.43)	0.01256 (0.46)	-0.0307** (0.02)	(-)
Stringency x Dum. Pre-2020.q4		-0.0351** (0.03)				(-)
Stringency x Inform. (% 2019)			-0.0013*** (0.00)	-0.0013*** (0.00)		(-)
Muertes pmh	-0.0007* (0.07)	-0.0007** (0.05)	-0.0008* (0.07)	-0.0008* (0.06)	-0.0006* (0.10)	(-)
Programa de retención	0.6676* (0.08)	0.6332** (0.05)	0.1319 (0.81)	0.0813 (0.87)	0.6011** (0.02)	(+)
Ayuda fiscal	-0.0211 (0.53)	-0.0186 (0.58)	-0.0939* (0.102)	-0.0961* (0.104)	-0.0222 (0.48)	(-)
Ayuda fiscal x PRE			0.1146* (0.07)	0.1166* (0.07)		(+)
Retiros AFP	-0.3923* (0.08)	-0.3748* (0.09)	-0.1262 (0.45)	-0.1355 (0.45)	-0.4437* (0.08)	(-)
PIB	0.2116* (0.104)	0.2043* (0.102)	0.2335* (0.07)	0.2320* (0.07)		(+)
Riqueza (precios vivienda)	0.0012 (0.98)	-0.0003 (0.99)	-0.0138 (0.83)	0.176 (0.80)	0.0076 (0.14)	(-)
Riqueza x Pob. Mayor 55 años				-0.0051 (0.79)		(-)
EF País	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	
EF Tiempo	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	
N Países	38	38	33	33	38	
R-sq	0.66	0.67	0.74	0.74	0.58	

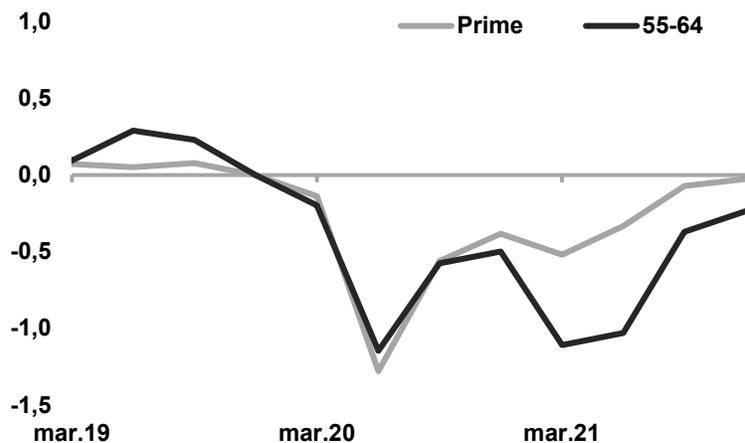
(***) Significancia al 1%, (**) Significancia al 5%, (*) Significancia al 10.4%.

Gráfico 1. Significancia económica (*)



(*) Significancia económica calculada como valor absoluto de la multiplicación entre la desviación estándar de la variable y el coeficiente estimado para cada variable según ecuación 3. Para las interacciones se considera el promedio de la variable con la que se interactúa.

Gráfico 2. Tasa de participación laboral por rango etario



Fuente: Organización Internacional del Trabajo (OIT). Se grafica la mediana entre 31 países de la brecha de la tasa de participación laboral de cada grupo etario con respecto a su tendencia lineal (calculada entre 2015 y 2019). Ambas series se calculan como diferencia de su valor en el IV.2019.

Resultados sobre el rol de las transferencias en EE.UU.

A modo de complementar los resultados aquí encontrados, presentamos un breve detalle de la literatura que estudia los efectos que las transferencias fiscales que se entregaron en EE.UU. tuvieron en el mercado laboral.

Los programas de subsidio al desempleo en EE.UU. terminaron en distintos momentos del tiempo dependiendo del estado, lo que resulta un buen experimento para determinar y cuantificar el efecto causal de las ayudas fiscales sobre el mercado laboral. En Coombs et al (2021) miden el impacto del fin del seguro de cesantía suplementario por la pandemia (UI por sus siglas en inglés) comparando las trayectorias de empleo de

desempleados en estados que eliminaron los beneficios contra personas con la misma duración de desempleo en estados que mantuvieron los beneficios. Usando datos de transacciones bancarias, encuentran que terminar las ayudas provocó un aumento de 4,4 puntos porcentuales en la probabilidad de encontrar empleo. Siguiendo una metodología similar, pero usando datos de encuestas, Holzer et al (2021) encuentran un aumento de 13,3 pp en las transiciones desde desempleo a empleo con el fin del subsidio, siendo estables en distintos grupos de la oferta laboral según edad, educación y sector de trabajo.

En Arbogast y Dupor (2022) se estudia el impacto del fin de los programas sobre el empleo usando datos de encuestas e identificando el efecto causal a través de una variable instrumental definida como el mes de término de los beneficios. Los resultados indican que a los tres meses de terminado el programa de ayuda fiscal, por cada 100 beneficiarios menos, el empleo en el estado aumentó en 35 personas. Por otro lado, Michaud (2022) estudia la expansión del subsidio de desempleo a grupos de trabajadores de bajo sueldo anteriormente no elegibles. En los resultados encuentra que estos trabajadores presentaron una menor tasa de salida del desempleo que los trabajadores típicamente elegibles al programa de subsidio.

En contraposición a los trabajos anteriores, Ganong et al (2022) encuentra que el aumento en el subsidio al desempleo, si bien provocó un gran impacto en las decisiones de consumo, tuvo un bajo efecto en el mercado laboral. Usando datos administrativos de cuentas bancarias e identificando el efecto causal con una regresión discontinua, los resultados indican que con el fin del subsidio de USD 600, la tasa de salida del desempleo aumentó en solo 0,8 pp y en 0,6 pp con el fin del subsidio de USD 300 en las cuatro semanas después del fin de las ayudas.

V. Conclusiones

Comprender el comportamiento de la participación laboral tras la pandemia de Covid-19 es importante por sus implicancias tanto para el ciclo como para el crecimiento económico de largo plazo. Con el paso del tiempo, es posible evaluar el rol que distintos factores en la oferta y demanda de trabajo tuvieron en la participación laboral. En este trabajo se analiza la relevancia de distintos factores a través de estimaciones de panel, utilizando datos trimestrales entre fines de 2019 y fines de 2021 para cerca de cuarenta economías avanzadas y emergentes.

Los resultados sugieren que las restricciones, el temor al Covid-19 y la recuperación de la actividad ayudan a explicar buena parte de las diferencias entre países en el comportamiento de la participación laboral entre 2020 y 2021. Al mismo tiempo, los resultados sugieren que los tipos y montos de ayudas fiscales también colaboran en el entendimiento del comportamiento dispar de la participación laboral entre economías. Aquellos países que implementaron programas de retención del empleo observaron menores caídas de la participación laboral, aunque este podría ser el efecto mecánico o contable de los programas de retención. Finalmente, controlando por los factores anteriores, se observa una asociación negativa entre el tamaño de la ayuda fiscal y la recuperación de la participación laboral.

VI. Referencias

- 1) Amanda Michaud. 2022. "Expanding Unemployment Insurance Coverage", Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- 2) Arbogast, I., Dupor, B. 2022. "The Jobs Effect of Ending Pandemic Unemployment Benefits: A State-Level Analysis", Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper 2022-010.
- 3) Coombs, K., Arindrajit D., Calvin J., Raymond K., Suresh N., and Michael S. 2021. "Early Withdrawal of Pandemic Unemployment Insurance: Effects on Employment and Earnings." HBS, Working Paper 22-046.
- 4) Ganong, P., F. Greig, M. Liebeskind, P. Noel, D. M. Sullivan, and J. Vavra. 2021. "Spending and job search impacts of expanded unemployment benefits: Evidence from administrative micro data," University of Chicago, Becker Friedman Institute for Economics Working Paper
- 5) Holzer, Harry J.; Hubbard, Glenn; Strain, Michael R. 2021. "Did Pandemic Unemployment Benefits Reduce Employment? Evidence from Early State-Level Expirations in June 2021", IZA Discussion Papers, No. 14927, Institute of Labor Economics (IZA), Bonn

Determinantes de precios en períodos de alta y baja inflación¹

Elías Albagli, Emiliano Luttini, Dagoberto Quevedo

1 Introducción

La dinámica de traspaso de las presiones de costos y demanda a los precios que fijan las empresas es una variable clave para la inflación y para el diseño de la política monetaria. En un ambiente de alta inflación, un mayor grado de traspaso de los *shocks* de costos y demanda podría explicarse porque los *shocks* se perciben más persistentes. La coyuntura de alta inflación, la persistente disrupción de las cadenas productivas y las políticas de estímulo a la demanda agregada darían el marco para que un mayor grado de traspaso tome lugar en la economía.

En este contexto, este trabajo analiza el grado de traspaso de cambios nominales en la demanda y costos de las empresas, enfatizando en las diferencias entre un período de baja y alta inflación. En primer lugar, usando microdatos innominados de la demanda, precios de insumos, y salarios de las empresas, caracterizamos las diferencias entre los períodos recientes de alta, 2019T4-2021T4, y baja inflación, 2018T1-2019T3; mostramos gráficamente que en este ambiente aumenta la frecuencia y la magnitud de los cambios de los precios. Luego, cuantificamos el grado de traspaso de estas variables a los precios de venta de las empresas. Encontramos que un cambio de **1%** en la demanda se traspasa a sus precios de venta en **0,15%**, adicionalmente encontramos que el traspaso de cambios en costos es incompleto, cambios de **1%** se traspasan **0,5%**. Finalmente, nuestra principal contribución es que el grado de traspaso en el período de alta inflación es significativamente mayor que en el de baja, sobre todo para los precios de los insumos.

La evidencia presentada en este trabajo puede conciliarse con varias líneas de literatura empírica que estudia el grado de traspaso de costos a precios finales. Por ejemplo, Burstein y Gopinath (2014) y Amity *et al.* (2019) discuten que un traspaso incompleto de los costos a los precios de las empresas se debe a que estas eligen óptimamente no alejarse del precio que fijan sus competidores. Adicional al argumento teórico, estos autores y Nakamura y Zerom (2010), presentan evidencia que el traspaso de variaciones en los costos es parcial.

¹ Los autores agradecen la colaboración de Pablo Acevedo, Hector Alvarez, Rachel Coroseo y Pablo Gonzalez en el desarrollo del trabajo. Todos los errores son nuestros.

Respecto a asimetrías entre un período de baja y alta inflación, Amiti et al. (2022) reportan que, en Estados Unidos, el traspaso de los salarios e insumos es significativamente mayor en 2021 que en los años anteriores. Utilizando la línea argumentativa de Taylor (2000), un mayor grado de traspaso podría atribuirse a la combinación de una alta inflación, junto con una mayor persistencia de *shocks* de oferta negativos.² Mackowiak y Wiederholt (2009) muestran que la transmisión de *shocks* agregados depende del grado de atención que las empresas ponen a estos. En un contexto de *shocks* nominales volátiles, los precios responden más fuerte y con mayor velocidad a estos *shocks*. Alvarez *et al.* (2011) muestran que la frecuencia de cambio de precios de las empresas aumenta en presencia de *shocks* nominales de mayor tamaño. Así, un ambiente con *shocks* nominales más volátiles y de mayor persistencia, daría lugar a mayores cambios de precios y mayor inflación que en tiempos de baja volatilidad nominal.

El resto del trabajo se organiza como sigue: en la siguiente sección, presentamos la metodología que utilizamos para cuantificar el grado de traspaso; en la Sección 3, discutimos las fuentes de información y la construcción de las variables del trabajo; en la Sección 4 presentamos los resultados; finalmente, en la Sección 5, concluimos y discutimos las implicancias de política del trabajo.

2 Metodología

Estimamos el impacto que tienen distintos *shocks* nominales sobre el proceso de formación de precios de las empresas. Una estrategia estándar en la literatura de traspaso de tipo de cambio a precios (ver Burstein y Gopinath, 2014, para una discusión detallada) es utilizar modelos dinámicos de rezagos distribuidos, donde la variable dependiente es un indicador de inflación y las variables independientes son los *shocks* de interés para el análisis. Siguiendo a esta literatura, estimamos el efecto de aumentos en la demanda de los clientes de las empresas, el precio de sus insumos y los salarios, sobre la frecuencia de ajuste y cambio de sus precios,

$$\Delta y_{ft} = \alpha_f^y + \sum_{s=0}^P \beta_s^{y,dd} \Delta dd_{ft-s} + \sum_{s=0}^P \beta_s^{y,ipp} \Delta ipp_{ft-s} + \sum_{s=0}^P \beta_s^{y,w} \Delta w_{ft-s} + \varepsilon_{fy}^y, \tag{1}$$

² Taylor presenta su argumento en un contexto de caída del traspaso a principio a finales de la década del noventa. En su caso, la caída del traspaso se da en un escenario de baja inflación junto con una menor persistencia de los *shocks* de costos.

donde Δy_{ft} corresponde a la magnitud en el cambio de precios de venta o la proporción de variedades que cambian de precios en la empresa f , en el trimestre t , ppi es un índice de precios de la compra de insumo, w es un índice de costos salariales y dd es un indicador de la demanda de las empresas; P toma el valor de cuatro períodos; $\Delta x_{ft} = x_{ft} - x_{ft-1}$ y $x_{ft} = \ln X_{ft}$.³

La suma de los coeficientes beta, por ejemplo, en el caso de la demanda, $\sum_{s=0}^p \beta_s^{dd}$, tiene la interpretación de ser el traspaso acumulado de un *shock* p períodos más tarde de haber tomado lugar. En este tipo de ejercicios, la literatura ha encontrado traspasos menores a 1; una explicación de un traspaso incompleto es que las empresas, a la hora de fijar sus precios, prestan atención al precio de sus competidores. Si este es el caso, las empresas eligen absorber en sus márgenes parte del aumento de precios y no perder de esta forma demanda (Burstein y Gopinath 2014, Amiti et al., 2019).

Un período de alta volatilidad nominal podría aumentar la sensibilidad de los precios a lo que ocurre en los costos y la demanda de la empresa. El modelo anterior es lo suficientemente flexible para evaluar si la fijación de precios es distinta en un período de alta o baja inflación. Para responder esta pregunta, se crean dos variables *dummies*, una para el período de inflación baja y otra para el de alta, luego se interactúan los regresores con estas variables; de esta forma se considera la siguiente especificación,

$$\begin{aligned} \Delta y_{ft} = & \alpha_f^y + \sum_{s=0}^P \beta_s^{y,dd,nor} \Delta dd_{ft-s} \times normal_t + \sum_{s=0}^P \beta_s^{y,ipp,nor} \Delta ipp_{ft-s} \times normal_t \\ & + \sum_{s=0}^P \beta_s^{y,w,nor} \Delta w_{ft-s} \times normal_t + \sum_{s=0}^P \beta_s^{y,dd,ext} \Delta dd_{ft-s} \times alta_t \\ & + \sum_{s=0}^P \beta_s^{y,ipp,ext} \Delta ipp_{ft-s} \times alta_t + \sum_{s=0}^P \beta_s^{y,w,ext} \Delta w_{ft-s} \times alta_t \\ & + \sum_{s=0}^P \beta_s^{y,nor} normal_{t-s} + \varepsilon_{fy}^y \end{aligned} \quad (2)$$

donde *normal* toma el valor uno para el período 2018T1-2019T3 y cero para los demás, *alta* toma el valor uno para el período 2019T4-2021T4 y cero para los otros. La suma de los coeficientes $\sum_{s=0}^P \beta_s^{y,ipp,nor}$ menores a $\sum_{s=0}^P \beta_s^{y,ipp,ext}$ indican que el traspaso de cambios en los precios de los insumos, por ejemplo, en tiempos de inflación normal, es menor que el traspaso en tiempos de inflación alta.

³ En la sección 3.1 se discute la construcción de cada variable considerada en los distintos modelos.

3 Datos y construcción de variables

Para la construcción de las variables de interés, utilizamos dos fuentes de datos, el Servicio de Impuestos Internos y la Administradora de Fondos de Cesantía. Construimos las variables de precios de venta, demanda y precios de compra utilizando información innominada de los Documentos Tributarios Electrónicos recopilados por el Servicio de Impuestos Internos. Para construir la medida de cambios de salarios, usamos datos de la Administradora de Fondos de Cesantía. Estas dos fuentes de información tienen el mismo identificador ficticio, por lo que nos es posible unir los datos e incluir los salarios dentro de las variables a analizar.

Los registros administrativos se caracterizan por tener reportes que, aun siendo identificados como empresas, en la práctica no lo son (por ejemplo, organizaciones que se constituyen para obtener alguna ventaja tributaria). Para evitar incluir información de este tipo, el análisis se restringe a identificadores de empresas que son utilizado para la elaboración de las Cuentas Nacionales por el Banco Central de Chile. Nuestro análisis se centra en sectores económicos donde los registros administrativos tienen mejor información en general, estos son los sectores de Manufacturas y Comercio. Adicionalmente, se restringe la muestra a identificadores que reportan tener al menos cinco empleados (promedio del año). A continuación, se discute la construcción de las variables que ingresan en el análisis.

3.1 Construcción de variables

Cambio de precios de venta

Sea p_{fit} y q_{fit} la mediana del precio observado y la cantidad total transada respectivamente de la empresa f , con la variedad del producto o servicio i en el período t ; la diferencia intertrimestral entre dos precios consecutivos es,

$$\Delta \ln P_{fit} = \frac{p_{fit}}{p_{fit-1}},$$

cómo tratamiento de *outliers*, se consideran sólo precios de venta cuyo rango de variación intertrimestral es $0.5 < \frac{p_{fit}}{p_{fit-1}} < 2$. Las medidas de inflación están definidas por la variación de precios Δp_{ft} y frecuencia de cambio de precios Δf_{ft} , construidas de la manera siguiente,

$$\Delta p_{ft} = \sum_{i \in I_{ft}} \left(\frac{\sum_{s=0}^P P_{fit-s} Q_{fit-s}}{\sum_{h=0}^P \sum_{j \in I_{ft}} P_{fjt-h} Q_{fjt-h}} \right) \Delta \ln P_{fit},$$

$$\Delta f_{ft} = \sum_{i \in I_{ft}} \left(\frac{\sum_{s=0}^P P_{fit-s} Q_{fit-s}}{\sum_{h=0}^P \sum_{j \in I_{ft}} P_{fjt-h} Q_{fjt-h}} \right) \mathbf{1}_{ft},$$

donde I_{ft} es el conjunto de variedades que la empresa f vende en el período t , $\mathbf{1}_{ft}$ es 1 si $\Delta \ln P_{fit} > 0$, 0 en otro caso.

Cambio de precios de insumos

Para cada empresa f en el período t , se calcula el siguiente índice de precios de los insumos o compras,

$$\Delta i_{pp_{ft}} = \sum_{i \in K_{ft}} \left(\frac{\sum_{s=0}^P g_{fit-s}}{\sum_{h=0}^P \sum_{j \in K_{ft}} g_{fjt-h}} \right) \Delta \ln pp_{fit},$$

donde pp_{fit} es la mediana del precio de compra de la variedad i por la empresa f , g_{fit} es el monto neto de las compras que la empresa hace de la variedad i , K_{ft} es el conjunto de variedades que la empresa f compra en el período t . Como tratamiento de *outliers*, se consideran sólo precios de compra cuyo rango de variación intertrimestral es $0.5 < \frac{PP_{fit}}{PP_{fit-1}} < 2$; sólo se consideran la compra de insumos que las empresas teóricamente deberían de hacer, de acuerdo con la actividad económica que declaran y la clase de producto adquirido, lo anterior acorde a la matriz de utilización intermedia total a precios de usuarios elaborada por el área de Cuentas Nacionales del Banco Central de Chile.

Cambios de la demanda de la empresa

Para cada empresa f en el período t , se calcula el siguiente índice de la demanda,

$$\Delta dd_{ft} = \sum_{c \in C_{ft}} \left(\frac{\sum_{s=0}^P v_{fct-s}}{\sum_{h=0}^P \sum_{c' \in C} v_{fc't-h}} \right) \Delta \ln d_{fct},$$

donde C_{ft} es el conjunto de clientes de la empresa f , v_{fct} son las ventas que la empresa hace de la empresa f a la empresa c , d_{fct} es la demanda o las compras de la empresa c a todas las otras empresas excluyendo la empresa f , es decir,

$$d_{fct} = \sum_{x \in S_c \setminus \{f\}} g_{xct},$$

aquí S_c es el conjunto de empresas proveedoras de la empresa c , g_{xct} son las compras de la empresa c al proveedor x en el período t .

Cambio de los salarios

Para cada f en el período t , se realiza el cálculo intensivo del índice salarial,

$$\Delta w_{ft} = \sum_{l \in L_{ft}} \left(\frac{\sum_{s=0}^P w_{f|t-s}}{\sum_{h=0}^P \sum_{x \in L_{fh}} w_{fx|t-h}} \right) \Delta \ln w_{f|t},$$

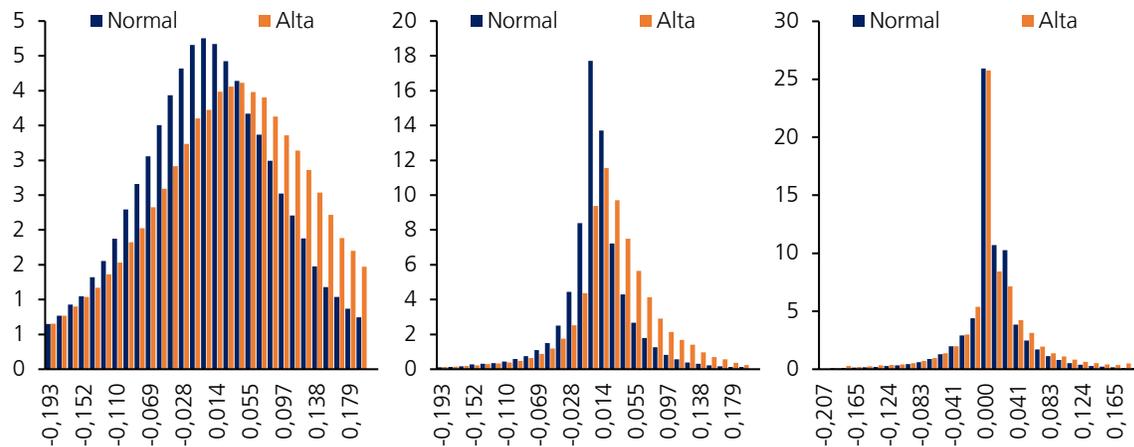
donde $w_{f|t}$ es la mediana del salario en la relación laboral de la empresa f con el empleado l en el período t , L_{ft} es el conjunto de empleados o relaciones laborales asignados a la empresa f . Previo al cálculo del índice salarial se realizan las siguientes correcciones: se eliminan relaciones laborales donde la renta superior es menor al sueldo mínimo promedio del año; se realizan correcciones en caso de haber pago de licencias; se imputa el tope de la cotización, en caso de haber un valor superior; se eliminan el primer y último mes de cada relación laboral.

En aras de obtener estimaciones más precisas, se excluyen observaciones donde Δp_{ft} , Δdd_{ft} , Δip_{ft} , o Δw_{ft} están fuera del rango $[-0.2, 0.2]$. Esto es equivalente a eliminar aproximadamente el 1% inferior y 99% superior de las observaciones de cada una de las distribuciones.

3.2 Estadísticas descriptivas

La **Figura 1** muestra las distribuciones de los cambios de la demanda, precios de insumos y salarios que enfrentan las empresas. Los histogramas comparan los períodos de baja y alta inflación. En cada uno de ellos surge un hecho notable, el despoblamiento del centro de la distribución en favor de movimientos más extremos. Esto es particularmente cierto para los cambios de la demanda y los precios de los insumos que enfrentan las empresas. Para el caso de los salarios, se observa que los desplazamientos de la distribución son mucho menos extremos.

FIGURA 1. HISTOGRAMAS DE SHOCKS NOMINALES

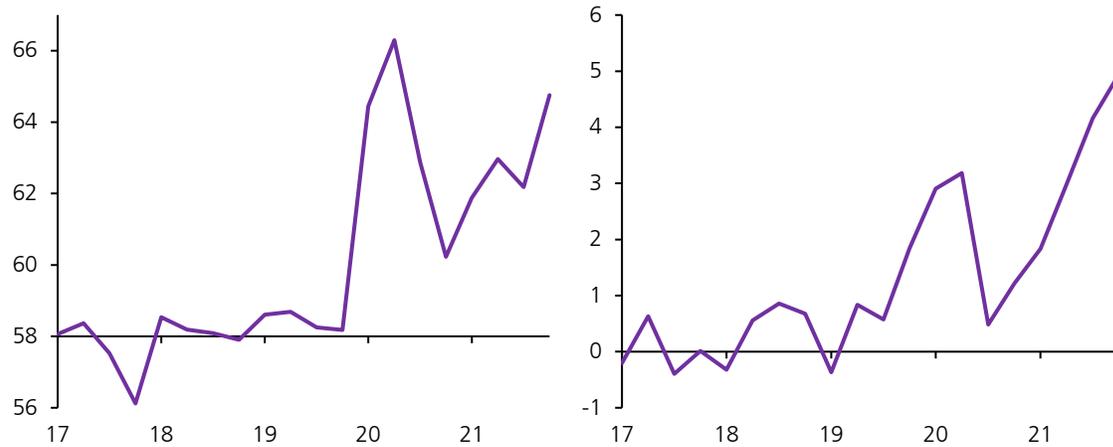


Notas: Histogramas de un índice de variación de precios, de demanda, de precios de insumos y de salarios. Las barras color azul representan lo ocurrido en el período 2018T1-2019T3 y las naranjas el período 2019T4-2021T4.

Fuente: Elaboración propia en base a datos del Servicio de Impuestos Internos y la Administradora de Fondos de Cesantía.

Lo anterior tiene implicancias en la respuesta endógena de las empresas ante estos cambios. En este contexto, la **Figura 2** gráfica la serie del tiempo de la frecuencia y magnitud del promedio de los cambios de precios de las empresas. En el período de alta inflación, se destaca un incremento de la frecuencia y del tamaño de ajuste que las empresas realizan. Esta evidencia sugiere dos posibilidades: las empresas están respondiendo de la misma forma a cambios más extremos de las variables nominales que enfrentan; adicional a lo anterior, las empresas responden más fuerte a cambios en las variables nominales que enfrentan. En la siguiente sección, presentamos evidencia coherente con que la segunda explicación es la más plausible.

FIGURA 2. SERIES DE TIEMPO: FRECUENCIA Y MAGNITUD DE LOS CAMBIOS DE PRECIOS



Notas: Series de tiempo promedio entre empresas (a) Proporción promedio de productos que cambian de precios que cambian de precios en las empresas. (b) Tamaño promedios de los cambios de precios que realizan las empresas.

Fuente: Elaboración propia en base a datos del Servicio de Impuestos Internos.

4 Resultados

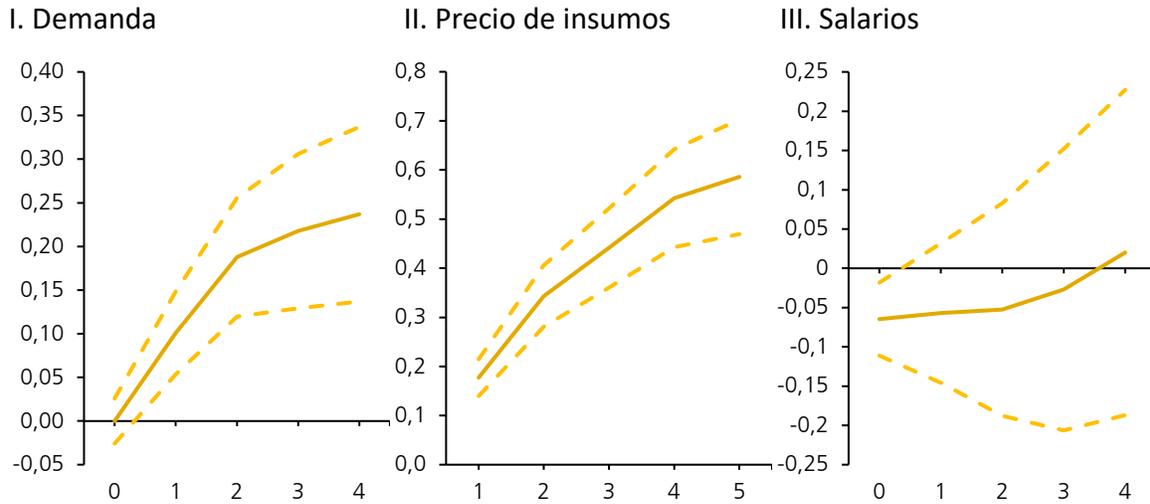
4.1 Traspaso de cambios nominales en la demanda y costos

Comenzamos nuestro análisis, estimando los parámetros de la **Ecuación (1)**. La **Figuras 3** reporta los traspasos de un aumento de un **1%** en la demanda, los precios de los insumos y los salarios, sobre la frecuencia de ajuste y los precios de las empresas ($\sum_{s=0}^P \beta_s^{y,dd}$, $\sum_{s=0}^P \beta_s^{y,ipp}$ y $\sum_0^P \beta_s^{y,w}$). Respecto a la frecuencia de ajuste, **Panel A)**, observamos que movimientos en la demanda y en el precio de los insumos tienen un rol significativo sobre las empresas. El segundo resultado es consistente con la predicción de modelos de costos menú, donde las empresas ajustan sus precios en presencia de *shocks* de costos de tamaño considerable. Respecto a los salarios, las empresas no modifican sus decisiones de ajuste al momento que se efectúan cambios salariales. Habiendo documentado que los cambios en la demanda y el precio de los insumos afectan la decisión de ajuste de precios de las empresas, cuanto traspasan las empresas de estos cambios, es lo que analizamos a continuación.

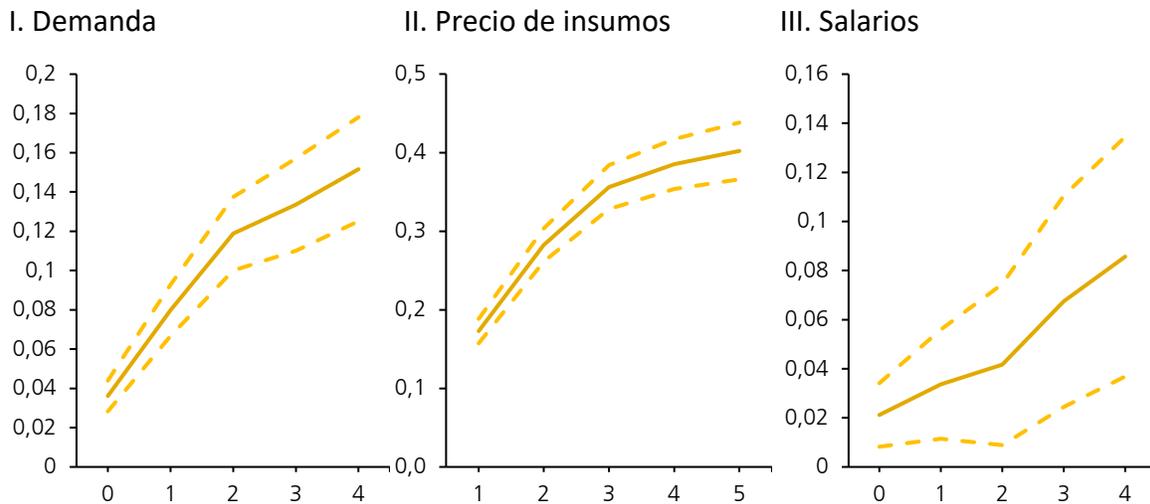
Las empresas traspasan el aumento de sus costos de forma incompleta, el mayor traspaso se da en el caso de cambios en los precios de los insumos. El **Panel B)** muestra que ante un cambio del **1%** en la demanda que las empresas enfrentan, sus precios reaccionan un **0,15%**. El traspaso más importante se da en el caso de los precios de los insumos; las empresas traspasan aproximadamente un **40%** de sus movimientos. Los salarios presentan el menor

FIGURA 3. TRASPASO DE SHOCKS NOMINALES: FRECUENCIA Y MAGNITUD

PANEL A) FRECUENCIA



PANEL B) CAMBIO DE PRECIOS



Notas: Paneles A) y B) Figuras I a III reportan los $\sum_{s=0}^P \beta_s^{dd}$, $\sum_{s=0}^P \beta_s^{ppi}$, $\sum_{s=0}^P \beta_s^w$ de estimar la siguiente regresión, $\Delta y_{ft} = \alpha_f + \sum_{s=0}^P \beta_s^{ppi} \Delta ppi_{ft-s} + \sum_{s=0}^P \beta_s^w \Delta w_{ft-s} + \sum_{s=0}^P \beta_s^{dd} \Delta dd_{ft-s} + \varepsilon_{ft}$. Δy_{ft} puede corresponder a la magnitud en el cambio de precios (Δp_{ft}) o a la proporción de variedades que cambian de precios (Δf_{ft}) en la empresa, ppi es un índice de precios de compra, w es un índice de costos salariales y dd es un indicador de la demanda de las empresas. P Toma el valor de cuatro. Las líneas punteadas denotan intervalos de confianza al 5-95%.

Fuente: Elaboración propia en base a datos del Servicio de Impuestos Internos y datos de la Administradora de Fondos de Cesantía.

coeficiente de traspaso, aproximadamente un **10%**. Los coeficientes de traspaso en todos los casos son menores a uno. Este traspaso incompleto se puede racionalizar en qué las empresas no desean alejarse del precio de sus competidores, por lo tanto, hacen variar sus márgenes en aras mantenerse competitivos con otras empresas.

Escenarios de alta inflación podrían generar un cambio en el comportamiento de fijación de precios de las empresas, produciendo modificaciones relevantes en los patrones y rezagos a través de los cuales cambios en la demanda o costos afectan sus decisiones de fijación de precios. Nos hacemos cargo de este planteo separando el período bajo análisis en un período de baja y alta inflación.

4.2 Comportamiento en períodos de baja y alta inflación

Estudiamos las diferencias en la determinación de los precios de las empresas, en un período de baja y alta inflación, explotando las implicancias de la mayor presión de demanda y costos que mostramos en los histogramas de la **Figura 1**. La **Figura 4** muestra que las diferencias entre estos períodos son notables.

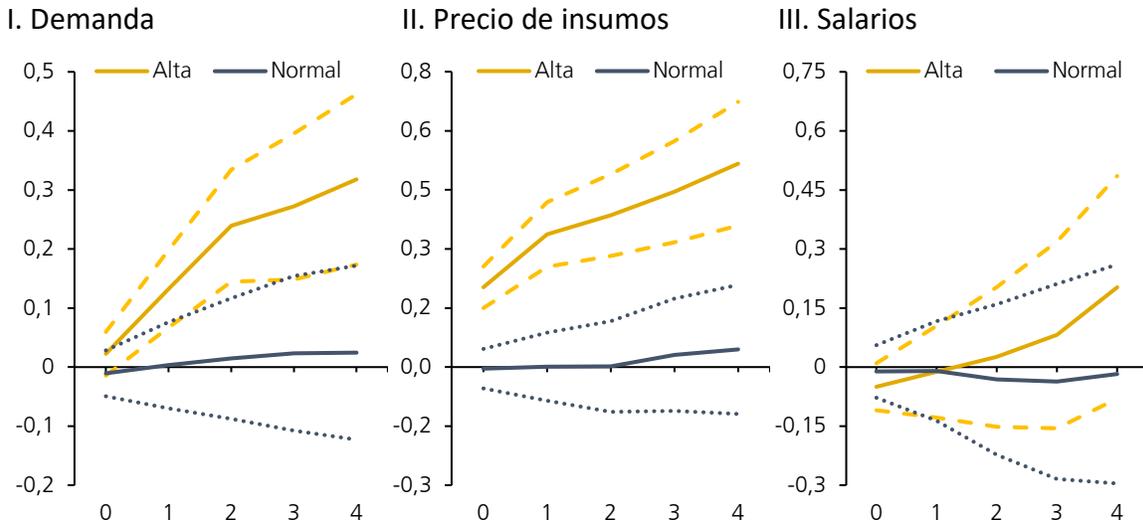
En el período de baja inflación, las empresas son menos sensibles tanto a movimientos de la demanda como de sus costos. Comenzando con la decisión de las empresas de cambiar sus precios, el **Panel A)**, líneas color gris, muestra que la decisión de cambio de precios de las empresas no está influenciada por factores de demanda ni oferta. En este sentido, la decisión de cambio de precios podría bien describirse por aquellos modelos donde el momento de cambio no depende de hechos puntuales en la demanda u oferta. Si bien las empresas no toman en consideración esta información para definir la proporción de bienes que van a cambiar sus precios, el **Panel B)** muestra que sí determina la magnitud de los cambios. Por ejemplo, la suma del traspaso de un aumento de un **1%** de los salarios y los insumos es aproximadamente **0,2%**. En el caso de la demanda, el traspaso es aproximadamente **0,1%**.

En el período de alta inflación, la sensibilidad de las empresas a los movimientos de la demanda y los costos aumenta significativamente. Las líneas amarillas contienen la información para el período de alta inflación. El **Panel A)** muestra que la frecuencia de cambio de precios ahora sí se ve afectada por la demanda y por los precios de los insumos; para los salarios, la respuesta es cuantitativamente mayor, pero no es estadísticamente distinta de cero. En este sentido, modelos como los de costos de menú o de *rational inattention*, darían cuenta que las empresas deciden cambiar su conducta debido a *shocks* agregados de mayor tamaño que afectan sus márgenes y gatillan aumentos en sus precios. Respecto a cuanto de los movimientos de la demanda y costos traspasan, el **Panel B)** muestra que el traspaso es significativamente mayor en el período de alta inflación. Destaca el traspaso de los precios de los insumos, que es más del doble que en el período de baja inflación.

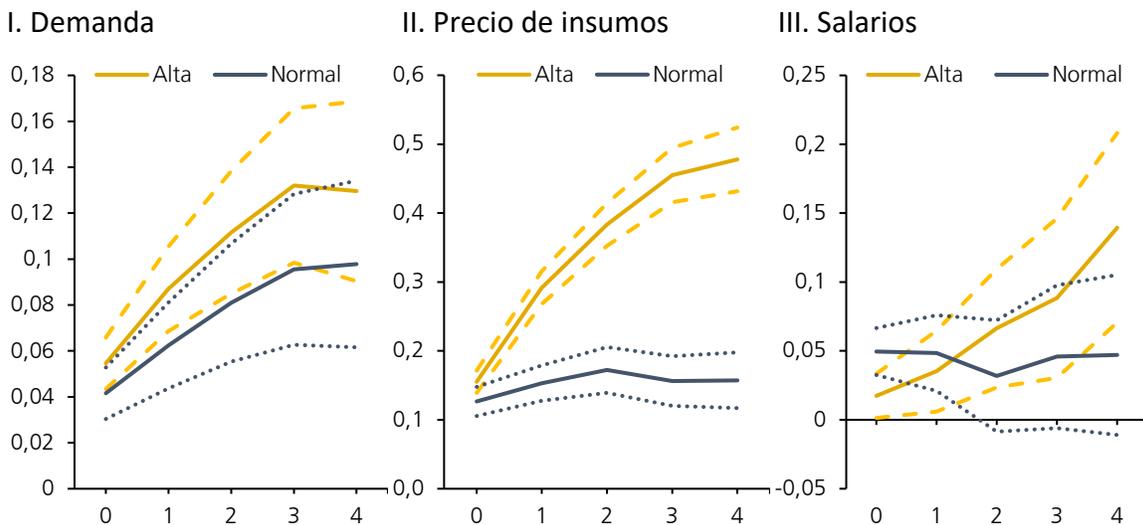
Con todo, la evidencia presentada en esta sección muestra que, en el período más reciente de alta inflación, el traspaso del alza del precio de los insumos es sustancialmente mayor

FIGURA 4: TRASPASO TIEMPOS NORMALES Y ALTA INFLACION: FRECUENCIA Y MAGNITUD

PANEL A) FRECUENCIA



PANEL B) CAMBIO DE PRECIOS



Notas: Paneles A) y B) Figuras I a III reportan en la serie Normal los $\sum_{s=0}^P \beta_s^{dd,nor}$, $\sum_{s=0}^P \beta_s^{ppi,nor}$, $\sum_{s=0}^P \beta_s^{w,nor}$ de estimar la siguiente regresión, $\Delta p_{ft} = \alpha_f + \sum_{s=0}^P \beta_s^{ppi,nor} \Delta ppi_{ft-s} \times normal_t + \sum_{s=0}^P \beta_s^{w,nor} \Delta w_{ft-s} \times normal_t + \sum_{s=0}^P \beta_s^{dd,nor} \Delta dd_{ft-s} \times normal_t + \sum_{s=0}^P \beta_s^{ppi,ext} \Delta ppi_{ft-s} \times alta_t + \sum_{s=0}^P \beta_s^{w,ext} \Delta w_{ft-s} \times alta_t + \sum_{s=0}^P \beta_s^{dd,ext} \Delta dd_{ft-s} \times alta_t + \sum_{s=0}^P \beta_s^{nor} normal_{t-s} + \varepsilon_{ft}$. La serie Alta (líneas amarillas) reporta los $\sum_{s=0}^P \beta_s^{dd,ext}$, $\sum_{s=0}^P \beta_s^{ppi,ext}$, $\sum_{s=0}^P \beta_s^{w,ext}$. Δy_{ft} puede corresponder a la magnitud en el cambio de precios (Δp_{ft}) o la es la proporción de variedades que cambian de precios (Δf_{ft}) en la empresa, ppi es un índice de precios de compra, w es un índice de costos salariales y dd es un indicador de la demanda de las empresas, $normal_t$ y $alta_t$ son variables *dummies* para los períodos 2018T1-2019T3 y 2019T4-2021T4, respectivamente. P Toma el valor de cuatro. Las líneas punteadas denotan intervalos de confianza al 5-95%.

Fuente: Elaboración propia en base a datos del Servicio de Impuestos Internos y datos de la Administradora de Fondos de Cesantía.

que en el período de baja inflación. Para la demanda y los salarios, la diferencia también es significativa, pero de menor en magnitud.

4.3 Asimetría en la respuesta a cambios positivos y negativos

En esta sección, analizamos el rol de los cambios positivos y negativos en las variables de interés, en los períodos de inflación *normal* y *alta*. Con tal fin, la **Ecuación (2)** se aumenta interactuando cada uno de los regresores, si es positivo o negativo. De esta forma, se considera el siguiente modelo empírico,

$$\begin{aligned} \Delta y_{ft} = & \alpha_f + \sum_{s=0}^P \beta_s^{dd^+,nor} dd_{ft-s}^+ \times normal_t + \sum_{s=0}^P \beta_s^{dd^-,nor} dd_{ft-s}^- \times normal_t \\ & + \sum_{s=0}^P \beta_s^{dd^+,ext} dd_{ft-s}^+ \times alta_t + \sum_{s=0}^P \beta_s^{dd^-,ext} dd_{ft-s}^- \times alta_t + \dots \\ & + \sum_{s=0}^P \beta_s^{nor} normal_t + \varepsilon_{ft}, \end{aligned}$$

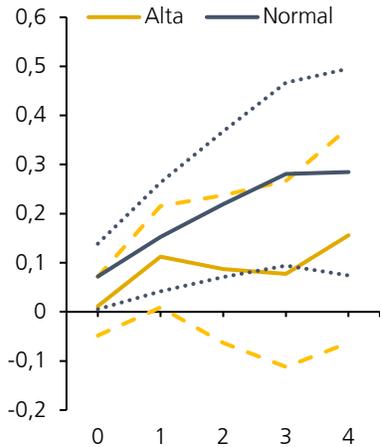
donde un supra índice +, indica un cambio mayor a igual a cero, y un supra índice –, un cambio negativo.

La mayor sensibilidad identificada en el período de alta inflación obedece a que las empresas se vuelven más reactivas a aumentos de sus costos. La **Figura 5 Paneles A) y B)** muestran la frecuencia y magnitud del cambio de los precios, frente a aumentos de la demanda y los costos. Centrando la atención en el precio de los insumos y los salarios, los resultados indican que las empresas presentan mayor sensibilidad a revisar sus precios y a ajustarlos más fuertemente en el período de alta inflación. Los **Paneles A) y B)** de la **Figura 6** muestran que, frente a caídas, la frecuencia y magnitud del cambio de los precios no ha sido muy distinta entre períodos.

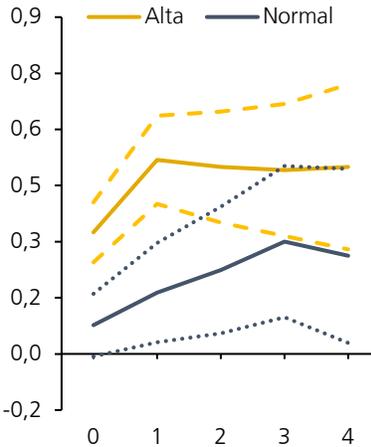
FIGURA 5. CAMBIOS POSITIVOS: TRASPASO TIEMPOS NORMALES Y ALTA INFLACION, FRECUENCIA Y MAGNITUD

PANEL A) FRECUENCIA

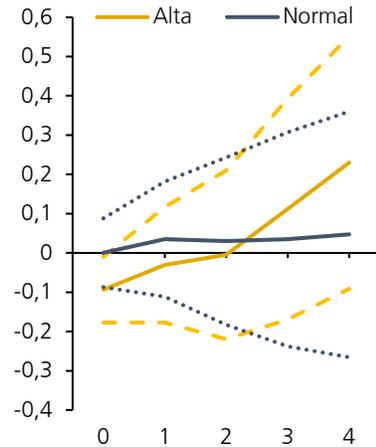
I. Demanda



II. Precio de insumos

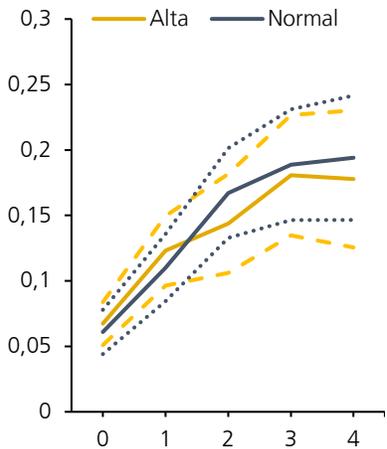


III. Salarios

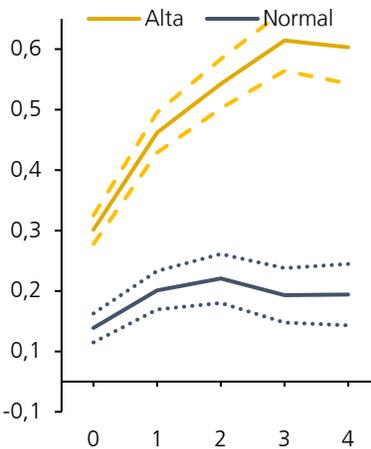


PANEL B) MAGNITUD

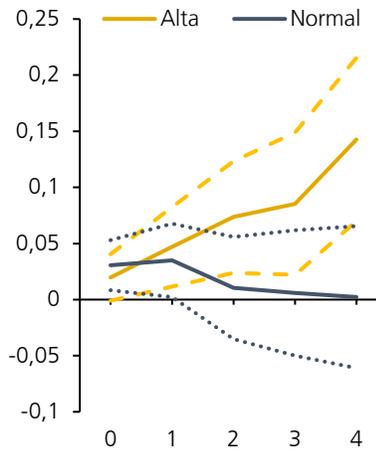
I. Demanda



II. Precio de insumos



III. Salarios

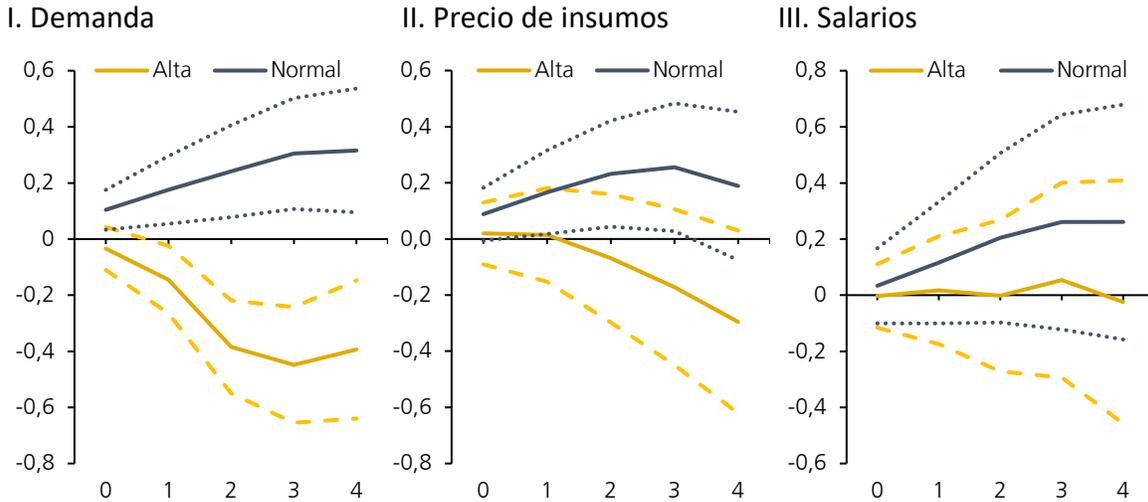


Notas: Paneles A) y B) Figuras I a III reportan en la serie Normal los $\sum_{s=0}^P \beta_s^{dd^+,nor}$, $\sum_{s=0}^P \beta_s^{ppi^+,nor}$, $\sum_{s=0}^P \beta_s^{w^+,nor}$ de estimar la siguiente regresión, $\Delta f_{ft} = \alpha_f + \sum_{s=0}^P \beta_s^{dd^+,nor} dd_{ft-s}^+ \times normal_t + \sum_{s=0}^P \beta_s^{dd^-,nor} dd_{ft-s}^- \times normal_t + \sum_{s=0}^P \beta_s^{dd^+,ext} dd_{ft-s}^+ \times alta_t + \sum_{s=0}^P \beta_s^{dd^-,ext} dd_{ft-s}^- \times alta_t + \dots + \sum_{s=0}^P \beta_s^{nor} normal_t + \varepsilon_{ft}$. La serie Alta reporta los $\sum_{s=0}^P \beta_s^{dd^+,ext}$, $\sum_{s=0}^P \beta_s^{ppi^+,ext}$, $\sum_{s=0}^P \beta_s^{w^+,ext}$. Δy_{ft} puede corresponder a la magnitud en el cambio de precios (Δp_{ft}) o a la es la proporción de variedades que cambian de precios (Δf_{ft}) en la empresa, *ppi* es un índice de precios de compra, *w* es un índice de costos salariales y *dd* es un indicador de la demanda de las empresas, *normal*_t y *alta*_t son variables *dummies* para los períodos 2018T1-2019T3 y 2019T4-2021T4, respectivamente. *P* Toma el valor de cuatro. Las líneas punteadas denotan intervalos de confianza al 5-95%.

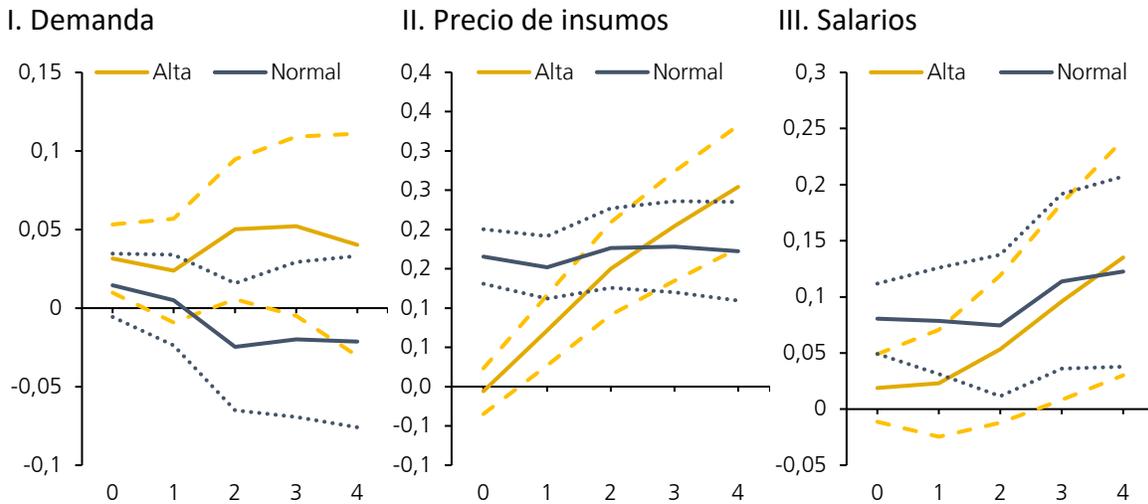
Fuente: Elaboración propia en base a datos del Servicio de Impuestos Internos y datos de la Administradora de Fondos de Cesantía.

FIGURA 6. CAMBIOS NEGATIVOS: TRASPASO TIEMPOS NORMALES Y ALTA INFLACION, FRECUENCIA Y MAGNITUD

PANEL A) FRECUENCIA



PANEL B) MAGNITUD



Notas: Paneles A) y B) Figuras I a III reportan en la serie Normal los $\sum_{s=0}^P \beta_s^{dd^-,nor}$, $\sum_{s=0}^P \beta_s^{-,nor}$, $\sum_{s=0}^P \beta_s^{w^-,nor}$ de estimar la siguiente regresión, $\Delta f_{ft} = \alpha_f + \sum_{s=0}^P \beta_s^{dd^+,nor} dd_{ft-s}^+ \times normal_t + \sum_{s=0}^P \beta_s^{dd^-,nor} dd_{ft-s}^- \times normal_t + \sum_{s=0}^P \beta_s^{dd^+,ext} dd_{ft-s}^+ \times alta_t + \sum_{s=0}^P \beta_s^{dd^-,ext} dd_{ft-s}^- \times alta_t + \dots + \sum_{s=0}^P \beta_s^{nor} normal_t + \varepsilon_{ft}$. La serie Alta reporta los $\sum_{s=0}^P \beta_s^{dd^+,ext}$, $\sum_{s=0}^P \beta_s^{dd^-,ext}$, $\sum_{s=0}^P \beta_s^{w^+,ext}$. Δy_{ft} puede corresponder a la magnitud en el cambio de precios (Δp_{ft}) o la es la proporción de variedades que cambian de precios (Δf_{ft}) en la empresa, ppi es un índice de precios de compra, w es un índice de costos salariales y dd es un indicador de la demanda de las empresas, $normal_t$ y $alta_t$ son variables *dummies* para los periodos 2018T1-2019T3 y 2019T4-2021T4, respectivamente. P Toma el valor de cuatro. Las líneas punteadas denotan intervalos de confianza al 5-95%.

Fuente: Elaboración propia en base a datos del Servicio de Impuestos Internos y datos de la Administradora de Fondos de Cesantía.

5 Conclusiones

El período 2019T4-2021T4 se vio caracterizado por *shocks* extremos a los precios de los insumos y la demanda de las empresas. Ante un ambiente de mayores cambios nominales, la respuesta óptima de las empresas fue aumentar la frecuencia y el grado de traspaso con que ajustan sus precios, fundamentalmente respecto a sus insumos. Lo anterior habría tomado lugar en un ambiente donde las empresas tuvieron un mayor grado de atención a *shocks* agregados que impactan en sus costos.

En el marco de la alta inflación actual, el mayor traspaso de los costos a los precios de venta plantea desafíos importantes para la conducción de la política monetaria. *Shocks* nominales adicionales, sumados a traspasos más altos, pueden llevar a que la inflación reaccione más vigorosamente que en tiempos normales, lo que tiene que ser considerado en el proceso de proyecciones de inflación por parte del Banco Central. Finalmente, el mismo hecho de que la estrategia de fijación de precios se haya modificado en respuesta a cambios en el entorno macroeconómico y a las mayores expectativas de inflación podría introducir mayor persistencia en la dinámica inflacionaria y dificultar la convergencia hacia la meta de inflación del Banco.

6 Referencias

Alvarez Fernando E., Francesco Lippi, and Luigi Paciello, 2011. “Optimal Price Setting With Observation and Menu Costs”, *The Quarterly Journal of Economics*, 126(4), 1909-1960.

Amiti Mary, Sebastian Heise, Fatih Karahan, and Ayşegül Şahin, 2022. “Pass-Through of Wages and Import Prices Has Increased in the Post-COVID Period”, *Liberty Street Economics*, Federal Reserve Bank of New York.

Amiti Mary, Oleg Itskhoki, and Jozef Konings, 2019. “International Shocks, Variable Markups, and Domestic Prices”, *The Review of Economic Studies*, 86(6), 2356-2402.

Burstein Ariel, and Gita Gopinath, 2014. “International Prices and Exchange Rates”, *Handbook of International Economics*, in: Gopinath, Helpman, and Rogoff (ed.), *Handbook of International Economics*, edition 1, volume 4, chapter 0, 391-451.

Mackowiak Bartosz, and Mirko Wiederholt, 2009. “Optimal Sticky Prices under Rational Inattention”, *American Economic Review*, 99(3), 769-803.

Nakamura Emi, and Dawit Zerom, 2019. “Accounting for Incomplete Pass-Through”, *The Review of Economic Studies* 77(3), 1192–1230.

Taylor John, 2000. “Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms”, *European Economic Review*, 44(7), 1389-1408.