



Minutas Citadas en el IPoM de Junio 2024

División Política Monetaria - Banco Central de Chile

RECUADRO I.1: DINÁMICA Y PERSPECTIVAS DE LA INFLACIÓN DE SERVICIOS EN EL MUNDO

Gent Bajraj, Diego Rodriguez, Juan M. Wlasiuk y Gabriel Zelpo

RECUADRO I.2: PRECIO DEL COBRE

Gabriel Zelpo, Diego Rodriguez, Victor Riquelme, Jorge Lorca, Guillermo Carlomagno

RECUADRO I.3: ESTIMACIÓN DE LOS DETERMINANTES DEL CRECIMIENTO DEL CRÉDITO COMERCIAL: EVIDENCIA PARA CHILE

Sofía Bauducco, Ramiro de Elejalde, Juan Guerra-Salas y Valeria Ulloa

RECUADRO II.1: COSTO DE ELECTRICIDAD Y TRASPASO A PRECIOS DE FIRMAS

Sebastián Andalaft, Sofía Bauducco, Luis Gonzales, Gustavo González, David Kohn, Dagoberto Quevedo y José Elías Rishmawi

Minuta citada en Recuadro I.1:

Dinámica y Perspectivas de la Inflación de Servicios en el Mundo

Gent Bajraj, Diego Rodriguez, Juan M. Wlasiuk y Gabriel Zelpo [Junio 2024]

Esta minuta entrega detalles del análisis de la inflación de servicios en el mundo, citado en el Recuadro I.1 del IPoM de junio de 2024. Se incluyen cuatro ejercicios: (A) un análisis del co-movimiento internacional de la inflación de servicios mediante un modelo de factores dinámicos; (B) un ejercicio que evalúa la sincronización del ciclo económico entre economías; (C) un análisis de cointegración de la inflación de bienes y servicios mediante un modelo vectorial de corrección de errores; y, (D), un ejercicio que analiza cambios en la persistencia de la inflación de servicios en EE.UU. mediante un VAR Bayesiano con coeficientes variantes en el tiempo.

A. Modelo de Factores Dinámicos para Análisis de Co-movimiento de Inflación de Servicios

C.I. Introducción

Para cuantificar el grado de sincronización en las series de inflación de servicios de diferentes economías, se postula un modelo que extrae un factor común latente que describa, en la mayor medida posible, la trayectoria de las series observadas. Una vez obtenido el factor latente, se realizan regresiones independientes para cada serie con respecto a dicho factor y una constante, y se calculan los coeficientes de determinación para medir la proporción de la varianza en las series explicada por el factor. Posteriormente, se reporta la media de los coeficientes de determinación para resumir la distribución de la varianza explicada. Este ejercicio se realiza tanto para la serie de servicios como para sus cinco componentes principales: recreación y cuidado personal, transporte, vivienda, comunicación, y otros servicios. Para comparar la sincronización en dos períodos diferentes, el ejercicio descrito se lleva a cabo por separado para los períodos 2015Q1-2019Q4 y 2020Q1-2024Q1.

A continuación, se presenta una explicación detallada de los pasos descritos arriba.

C.II. Datos y Metodología

Las series temporales de precios de servicios y sus componentes se obtienen de Bajraj et al. (2024) para una muestra de 56 países con frecuencia trimestral. Cada serie fue transformada tomando su diferencia logarítmica y posteriormente normalizada para tener media igual a cero y desviación estándar igual a uno. En el resto de esta sección, inflación se refiere a esta serie transformada.

Para describir la trayectoria de las series se postula el siguiente modelo de factores dinámicos:

$$\begin{aligned}\pi_{i,t}^j &= \lambda_i F_t^j + \varepsilon_{i,t}^j \\ F_t^j &= \alpha^j F_{t-1}^j + v_t^j\end{aligned}$$

donde $\pi_{i,t}^j$ es la inflación normalizada del componente j de servicios del país i en el período t ; F_t^j es el factor global del componente j en el período t ; λ_i es la descarga del factor global sobre la inflación del país i ; α_j es el coeficiente autorregresivo del factor global; $\varepsilon_{i,t}^j$ es el error de medición de la inflación j del país i ; y v_t^j denota las innovaciones del factor global. Se asume que $\varepsilon_{i,t}^j$ tiene una distribución normal con media cero y varianza $\sigma_{\varepsilon_{ij}}^2$, y v_t^j tiene una distribución normal estándar. Adicionalmente, se asume que los errores de medición e innovaciones no están correlacionados ni serial ni transversalmente. Los parámetros son estimados maximizando la función de verosimilitud, y posteriormente se extrae el factor a través del *smoother* de Kalman.

Una vez obtenido el factor latente, se realiza una regresión lineal de cada serie de inflación sobre el factor. La ecuación de regresión para cada país es de la forma:

$$\pi_{i,t}^j = c_i^j + \beta_i^j F_t^j + \epsilon_t^j$$

donde c_i^j es una constante y β_i^j es el coeficiente del factor global. Para cada regresión, se calcula el coeficiente de determinación ajustado (R^2), que mide la proporción de la varianza en la serie de inflación que es explicada por el factor latente. Los valores de R^2 obtenidos para las series de inflación se promedian para cada categoría para obtener una medida global de la capacidad explicativa del factor latente.

C.III. Resultados

La tabla A.1. reporta las medias de los coeficientes de determinación para servicios y sus cinco componentes para los períodos 2015Q1-2019Q4 y 2020Q1-2024Q1.

Tabla A.1: Varianza explicada por factor común
(R2-Ajustado, porcentaje)

	Servicios	Recreación y cuidado personal	Transporte	Vivienda	Comunicación	Otros
2015-2019	15.6%	13.9%	10.0%	26.0%	13.6%	15.5%
2020-2024	47.8%	43.6%	23.4%	43.5%	14.5%	32.2%

Notas: Modelo de Factores Dinámicos con un solo factor estimado para cada serie de inflación, para cada uno de los distintos períodos. Series armonizadas para los períodos 2015-2019 y 2020-2024.

Fuente: Base de datos de inflación global, (Bajraj, Carlomagno, Ledezma, Pustilnik y Wlasiuk, 2024).

C.IV. Conclusiones

Los resultados indican una mayor sincronización de la inflación de servicios a partir de 2020. Mientras que para el período previo a 2020, el factor global explicaba cerca de 15% de la varianza de servicios, este número aumentó a cerca de 48% en el período posterior. Este aumento de sincronización es observado no solo en el agregado de servicios sino también en sus componentes. Una explicación posible se debe a la sincronización de *shocks* asociados a la pandemia y el inicio de la guerra en Ucrania, así como las políticas adoptadas para enfrentarlo.

C.V. Referencias

Bajraj, G., G. Carlomagno, J. Ledezma, B. Pustilnik y J.M. Wlasiuk. Base de inflación global (2024), Banco Central de Chile, en base a Bajraj, Gent, Guillermo Carlomagno, and Juan M. Wlasiuk. [Where is the Inflation?: The Diverging Patterns of Prices of Goods and Services](#). Documento de Trabajo del Banco Central de Chile Nro. 969, 2023.

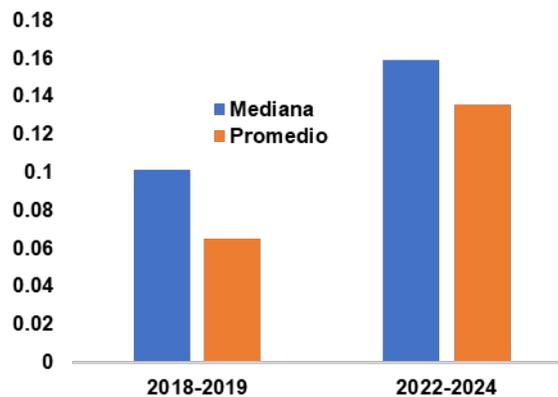
B. Sincronización del Ciclo Económico Internacional

Un ejercicio simple para evaluar el nivel de sincronización de las distintas economías es medir el nivel de correlación de Pearson que estas presentan entre ellas. En este ejercicio se comparan las correlaciones promedio y medianas de las brechas de producto de 59 economías en el dos años recientes, con las observadas en los dos años inmediatamente previos a la pandemia.

B.I. Datos, Metodología y Resultados

Se utiliza la metodología de Soyres (2019), para lo cual se extraen las brechas de producto trimestrales¹ de las 59 economías que alimentan al modelo de proyecciones internacionales del Banco Central (GPM7)², y se computa la matriz de correlación entre ellas para los períodos 2018T1-2019T4 y 2022T1-2024T1³. El gráfico B.1 muestra la correlación mediana y promedio del grupo de países para cada período. Se observa un marcado aumento en ambas medidas en los años posteriores a la pandemia.

Gráfico B.1: Correlación de la brecha producto
(coeficiente de correlación)



Notas: Mediana y Promedio de correlaciones entre brechas de producto de 59 economías.

Fuente: Elaboración propia en base a datos de Bloomberg y oficinas nacionales de estadísticas.

B.II. Referencias

Banco Central de Chile (2020) "Uso de Modelos Macroeconómicos en el Banco Central de Chile"

François de Soyres (2019). "Increasing Business Cycles Synchronization: The Role of Global Value Chains, Market Power and Extensive Margin Adjustments," FEDS Notes. Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System, December 13, 2019, <https://doi.org/10.17016/2380-7172.2489>.

¹ Se aplica el filtro HP a las series desestacionalizadas de PIB a precios constantes (log). Los datos de PIB se obtienen de Bloomberg y se complementan en algunos casos con información obtenida desde las oficinas estadísticas oficiales de los países.

² Para más detalles sobre el Global Projection Model (GPM) 7, ver la Separata sobre "Uso de Modelos Macroeconómicos en el Banco Central de Chile" (Banco Central de Chile, 2020). Las 59 economías incluidas representan el 85% del PIB global (medido a paridad de poder de compra, PPP).

³ Para evitar que la correlación post-pandemia se vea afectada por la magnitud de los shocks en 2020 y 2021, se computan las correlaciones desde el primer trimestre de 2022, y se lo compara luego con las correlaciones observadas en un período similar previo a la pandemia.

C. Modelo Vectorial de Corrección de Errores (VECM) para análisis de cointegración de inflación de bienes y servicios

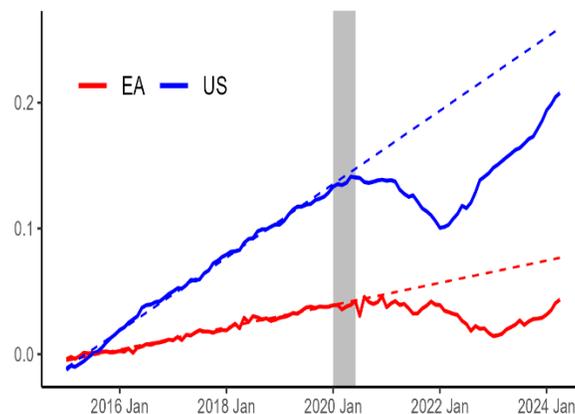
C.I. Introducción

Siguiendo la metodología propuesta por Peach et al (2004), en esta sección se analiza la relación de equilibrio histórica entre los precios de bienes y los precios de servicios desde el año 2000 hasta 2024 para un conjunto de economías, con el fin de estimar, mediante un modelo de vectores de corrección de errores en panel (VECM), la velocidad con la que debiesen converger las inflaciones de bienes y de servicios a sus promedios históricos.

C.II. Datos, Análisis Descriptivo y Modelo

Se utilizan datos trimestrales de inflación de servicios y de bienes industriales sin energía disponibles en la base global de inflación (Bajraj et al, 2024)⁴.

Gráfico C.1: Precios relativos Servicios–Bienes SAE
(índice logarítmico)



Notas: Logaritmo natural del ratio entre el IPC de Servicios y el IPC de Bienes Ind. (exc. Energía), ambos normalizados 2015=1. Las líneas punteadas corresponden a la proyección lineal de la tendencia entre 2015 y 2019. Fuente: Base de inflación global (Bajraj, Carlomagno, Ledezma, Pustilnik y Wlasiuk, 2024).

La relación histórica de ambos componentes permite evidenciar una relación de equilibrio entre la inflación de bienes y la inflación de servicios (Gráficos C.1). La inflación de servicios suele ser mayor que la inflación de bienes. Esta regularidad se alteró en 2021 ante el elevado aumento de los precios de los bienes durante la pandemia, pero se ha corregido en lo reciente debido al descenso marcado de la inflación de bienes, así como a las altas inflaciones de servicios. Aun así, como puede observarse en el gráfico C.1, la relación entre los precios servicios y los de bienes todavía se encuentra por debajo de la tendencia previa a la pandemia para los casos de Estados Unidos, y Eurozona.

Tabla C.1: Test de raíz unitaria

Medida	$\pi^{Servicios}$	π^{Bienes}
ADF – Prob. Chi2 (para π)	0.056	0.2498
ADF – Prob. Chi2 (para $\Delta\pi$)	0.000	0.00
Periodo	2013-2024	2000-2024

Nota: Se reporta la probabilidad de rechazo. Valores menores a 0.050 implica rechazar la hipótesis nula.

⁴ Se utilizan 30 países que también reportan datos de compensación laboral en las bases de la OECD.

Para analizar esta regularidad, se utiliza un modelo vectorial de corrección de errores (VECM), para lo cual es necesario evaluar si las inflaciones en variación anual de esta muestra presentan raíz unitaria y si las series están cointegradas. La tabla C.1 resume los resultados de un test de hipótesis Dickey-Fuller para la inflación de bienes y para la inflación de servicios. Ambas series son estacionarias en diferencias, pero no en nivel. La tabla C.2, a su vez, resume los resultados de un test de cointegración de Johansen. El resultado señala que existe al menos una cointegración entre la inflación de servicios y la inflación de bienes.

Tabla C.2: Test de cointegración de Johansen

Método	Trace (Prob)	Max-vector (Prob)
No Cointegradas	0.093	0.199
Cointegradas -I(1)	0.048	0.048

Nota: Se reporta la probabilidad de rechazo. Valores menores a 0.050 implica rechazar la hipótesis nula.

Con la confirmación de los resultados de los tests, se desarrolla un VECM. En el largo plazo, la relación de las variables estará dado por:

$$\pi_{i,t}^{Servicios} = \alpha_i + \beta \pi_{it}^{bienes} + \epsilon_{i,t}$$

Donde i son los países y t los trimestres. α_i son efectos fijos por país.

La ecuación de corrección de errores para bienes y servicios se resume como:

$$\Delta \pi_{i,t}^{servicios} = \alpha_i + \gamma \epsilon_{i,t-1} + \rho_{s,j} \Delta \pi_{i,t-j}^{servicios} + \rho_{b,j} \Delta \pi_{i,t-j}^{bienes} + \mu_{it}^{servicios}$$

$$\Delta \pi_{i,t}^{bienes} = \alpha_i + \theta \epsilon_{i,t-1} + \rho_{s,j} \Delta \pi_{i,t-j}^{servicios} + \rho_{b,j} \Delta \pi_{i,t-j}^{bienes} + \mu_{it}^{bienes}$$

La ecuación considera la relación de cointegración $\epsilon_{i,t-1} = \pi_{i,t-1}^{Servicios} - \alpha_i - \beta \pi_{i,t-1}^{bienes}$ por lo que γ debe cumplir con la restricción $-1 < \gamma < 0$ y θ debe cumplir con la restricción $0 < \theta < 1$ para que el sistema sea estable. Además, las ecuaciones de corrección de bienes y servicios consideran $j = 1, 2$.

C.III. Resultados

La tabla C.3 resume los resultados. Se observa que $\gamma = -0.16$ y que $\theta = 0.01$, respetando las condiciones de cointegración. También se verifica que $\gamma > \theta$ en valor absoluto, lo que es indicativo que la inflación de servicios corrige en mayor proporción que la inflación de bienes hacia la relación de largo plazo. En el contexto actual, donde los precios de servicios aumentaron menos que los precios de bienes, el modelo predice que el retorno de los precios relativos ocurriría a través de una inflación de servicios algo más persistente que lo habitual, más que por menores inflaciones de bienes (Gráficos C.2, a y b).

Tabla C.3: Resumen de resultados

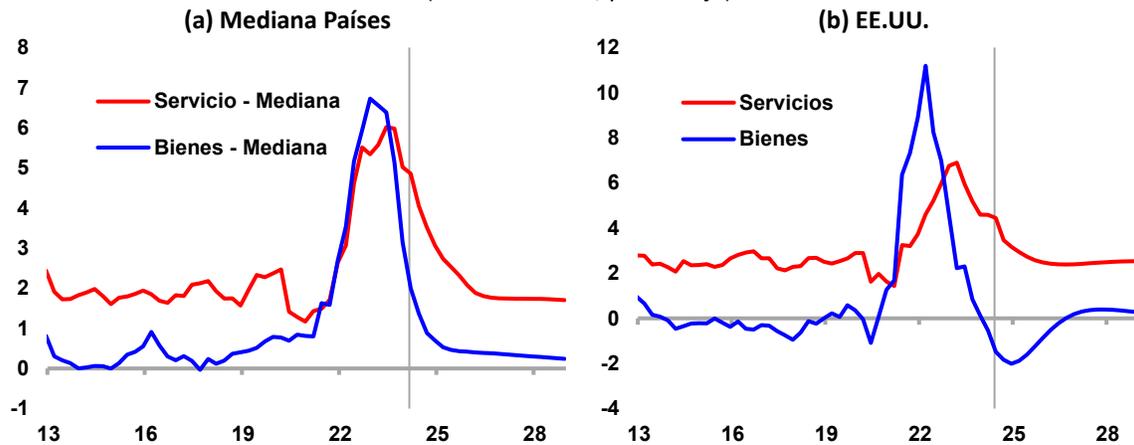
Variabes	Relación de largo plazo	Ecuación de Servicios	Ecuación de bienes
π_{it}^{bienes}	0.734*** (0.013)		
$\epsilon_{i,t-1}$		-0.160*** (0.015)	0.011** (0.008)
$\Delta \pi_{i,t-1}^s$		0.339***	0.136***

		(0.029)	(0.022)
$\Delta\pi_{i,t-2}^s$		0.105***	-0.071***
		(0.029)	(0.022)
$\Delta\pi_{i,t-1}^b$		0.116***	0.346*
		(0.024)	(0.021)
$\Delta\pi_{i,t-2}^b$		-0.04**	0.094***
		(0.025)	(0.021)
Efectos fijos	Si	Si	Si
R2	0.65	0.28	0.18
Obs	3038	1410	2910

*, **, ***, indica 10%, 5% y 1% de significancia, respectivamente. Desvío estándar entre paréntesis. Efectos fijos por país.

Así, gráfico C.2(a) resume la proyección esperada para la mediana de países de la muestra. La inflación de servicios volvería a su valor promedio a mediados de 2025, y la de bienes a mediados de 2024. En el caso de EE. UU., la inflación de servicios retornaría a su promedio hacia mediados de 2025, mientras que la de bienes ya habría alcanzado dichos niveles.

Gráfico C.2: Proyección VECM
(variación anual, porcentaje)



Notas: línea vertical indica inicio de proyección.

Fuente: Base de inflación global (Bajraj, Carlomagno, Ledezma, Pustilnik y Wlasiuk, 2024).

C.IV. Referencias

Bajraj, G., G. Carlomagno, J. Ledezma, B. Pustilnik y J.M. Wlasiuk. Base de inflación global (2024), Banco Central de Chile, en base a Bajraj, Gent, Guillermo Carlomagno, and Juan M. Wlasiuk. [Where is the Inflation?: The Diverging Patterns of Prices of Goods and Services](#). Documento de Trabajo del Banco Central de Chile Nro. 969, 2023.

Peach, Richard W., Robert W. Rich, and Alexis Antoniadis. "The historical and recent behavior of goods and services inflation." *Economic Policy Review* Dec (2004): 19-31.

D. Ejercicio cambios en las sensibilidades (VAR Bayesiano con coeficientes variantes en el tiempo para EE.UU.)

D.I. Introducción

Este ejercicio busca mostrar cómo ha cambiado la sensibilidad de la inflación de servicios en EE.UU. desde un período de inflación baja y estable hasta el escenario actual, que se caracteriza por una inflación general más elevada y mayores aumentos en las compensaciones laborales.

D.II. Literatura, metodología y datos

El ejercicio está alineado con trabajos que analizan cómo cambia la dinámica de la inflación en escenarios de mayor inflación y estreches del mercado laboral. Entre ellos, destaca Borio et al (2023), que mencionan que cuando la inflación pasa a un régimen de inflación baja a alta se convierte en un punto más focal para los trabajadores y empresas, aumentando el componente de cambios de precios que es común entre diferentes bienes y servicios, y resultando en la disminución de propiedades auto-estabilizadoras que se tiene en regímenes de baja inflación. Bernanke y Blanchard (2023), a su vez, muestran cómo al principio de la pandemia los shocks de precios relativos y problemas de oferta impulsaron al salto inicial de la inflación y que, si bien esos efectos se revirtieron, los mercados laborales ajustados se convirtieron en un factor más importante en la persistencia de la inflación. Este estudio fue posteriormente extendido a diez economías más, verificando resultados similares (Bernanke y Blanchard, 2024). En este sentido, modelos de parámetros que varían en el tiempo --como el del presente ejercicio-- ayudan a representar y entender la dinámica reciente de precios.

Para el presente ejercicio se realiza un VAR Bayesiano con parámetros que varían en el tiempo con cuatro rezagos, en base a la siguiente especificación:

$$y_t = \beta_{1t}y_{t-1} + \beta_{2t}y_{t-2} + \beta_{3t}y_{t-3} + \beta_{4t}y_{t-4} + \delta_t z_t + C_t + \epsilon_t, \epsilon_t \sim N(0, E)$$

$$y_t = \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \beta_3 y_{t-3} + \beta_4 y_{t-4} + \delta z_t + C + \epsilon_t, \epsilon_t \sim N(0, E)$$

Las variables están expresadas en frecuencia trimestral desde el primer trimestre del 2000 hasta el último del 2023. Donde y_t es un vector de tres variables que incluye las expectativas de inflación a 1 año (FMI), inflación trimestral de servicios (Bajraj et al, 2024), y la variación trimestral de costos laborales nominales trimestrales (OECD). Todas las variables se expresan variación logarítmica. Por su parte, z_t es el *Global Supply Chain Pressure Index* (Fed de New York) como variable exógena para controlar por disrupciones de oferta surgidas durante la pandemia.

Los coeficientes de los parámetros que varían en el tiempo siguen un proceso *random walk*:

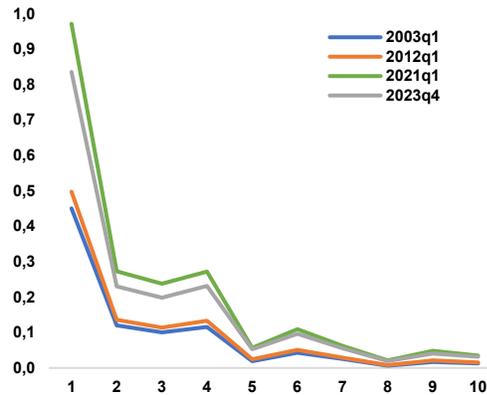
$$\beta_t = \beta_{t-1} + v_t, v_t \sim N(0, \Omega)$$

Por último, la identificación de los shocks estructurales está dada por la matriz de Cholesky con el orden de las variables originalmente especificado.

D.III. Resultados y Conclusiones

El gráfico C.1 presenta funciones de impulso respuesta de la inflación de servicios en respuesta a un shock propio para los 10 trimestres siguientes. Como se aprecia, la persistencia de la inflación de servicios aumentó considerablemente durante el período de 2021 y, si bien disminuyó hacia el final de 2023, todavía se mantenía muy por encima de lo observado en el período pre pandemia.

Gráfico D.1: IRF de inflación de servicios de EE.UU. a shock en su propia ecuación (porcentaje)



Nota: Estimaciones desde el primer trimestre del 2000 hasta el tercer trimestre del 2023.

Fuente: elaboración propia en base a datos de Bajraj, Carlomagno, Ledezma, Pustilnik y Wlasiuk (2024), OECD y FMI.

D.IV. Referencias

Bajraj, G., G. Carlomagno, J. Ledezma, B. Pustilnik y J.M. Wlasiuk. Base de inflación global (2024), Banco Central de Chile, en base a Bajraj, Gent, Guillermo Carlomagno, and Juan M. Wlasiuk. [Where is the Inflation?: The Diverging Patterns of Prices of Goods and Services](#). Documento de Trabajo del Banco Central de Chile Nro. 969, 2023.

Blanchard, Olivier J., and Ben S. Bernanke. What caused the US pandemic-era inflation?. No. w31417. National Bureau of Economic Research, 2023.

Bernanke, Ben, and Olivier Blanchard. "An analysis of pandemic-era inflation in 11 economies." Peterson Institute for International Economics Working Paper (2024)

Blanco, Andres, et al. Non-Linear Inflation Dynamics in Menu Cost Economies . No. w32094. National Bureau of Economic Research, 2024.

Borio, Claudio EV, et al. The two-regime view of inflation. BIS, Bank for International Settlements, 2023.

Chan, J. and Jeliazkov, I. (2009). Efficient Simulation and Integrated Likelihood Estimation in State Space Models

Minuta citada en Recuadro I.2

Precio del cobre

Gabriel Zelpo, Diego Rodriguez, Victor Riquelme, Jorge Lorca, Guillermo Carlomagno
(Junio 2024)

A. Introducción

La presente minuta entrega detalles del análisis acerca de la evolución reciente del precio del cobre que se presenta en el Recuadro Evolución reciente del precio del cobre del IPoM de junio de 2024, donde se concluye que más de la mitad del aumento acumulado anual —15% al cierre estadístico— pueden atribuirse a factores relativamente persistentes, lo cual es consistente a su vez con la revisión al alza en el precio proyectado para el período 2024-26.

A continuación, se describen dos ejercicios econométricos y luego se proporcionan detalles acerca de la evaluación de la persistencia respecto tanto de las proyecciones de precio de cobre por parte de otras entidades, así como de lo obtenido mediante metodologías alternativas.

B. Modelos de descomposición del precio del cobre: Persistencia

El primer ejercicio (Modelo A) comprende una descomposición de forma reducida para analizar cuán específicos serían los movimientos recientes del precio del cobre a la luz del incremento general que han experimentado los metales bajo el mismo período de análisis. Mientras que la segunda aproximación (Modelo B) corresponde a una descomposición semi-estructural del precio del cobre mediante un VAR Bayesiano —identificado por medio de restricciones de signo—, lo cual permite aislar distintos tipos de perturbaciones que concomitantemente estarían jugando un papel relevante en las fluctuaciones recientes.

B.I. Datos y metodología

Modelo A

Para el primer ejercicio se analiza la relación de cointegración entre el precio de distintos metales, en base a la siguiente especificación:

$$cobre_t = c + \beta_1 Oro_t + \beta_2 Zinc_t + \beta_3 Aluminio_t + \beta_4 Plomo_t + \epsilon_t, \epsilon_t \sim N(0, \Sigma)$$

Las variables utilizadas corresponden a los logaritmos naturales de primeros futuros del precio de los distintos metales, en frecuencia diaria desde principios del 2010 hasta finales de 2023.

Modelo B

Para el segundo ejercicio se estima un VAR Bayesiano con Minnesota *prior* e identificado con restricciones de signo, en base a la metodología de Litterman (1986) y Arias et al. (2014), y considerando cuatro rezagos. El periodo muestral abarca datos semanales entre la primera semana de 2010 hasta fines de mayo del año en curso. Se utiliza la siguiente especificación:

$$D_0 y_t = D_1 y_{t-1} + D_2 y_{t-2} + D_3 y_{t-3} + D_4 y_{t-4} + \epsilon_t, \epsilon_t \sim N(0, \Sigma)$$

Las variables que componen el vector y_t son (i) “ETF verde” representado por el Ishares USD Green Bond ETF de Black Rock; (ii) “Cobre”, que es el precio cobre del primer futuro del London Metal Exchange; (iii) “Cobre/Oro”, el ratio del precio del futuro del cobre sobre el precio del primer futuro del oro de COMEX; (iv) “Cobre/Aluminio”, el ratio del precio del futuro del cobre sobre el precio del primer futuro del aluminio del London Metal Exchange; (v) “Cobre/SP500”, el ratio del precio del futuro del cobre sobre el SP500; y (vi) “Tasa a 10 años”, la tasa de interés del bono del tesoro americano a 10 años. Todas las variables se incluyen en primera diferencia de sus respectivos logaritmos naturales.

La Tabla 1 presenta la lista de shocks estructurales subyacentes que se busca identificar y las relaciones contemporáneas consiguientes respecto de las variables observadas. En el caso de la “Demanda verde”, el aumento del precio de activos relacionados con ETF verdes impulsaría el precio del cobre, pero en mayor proporción que al precio del oro y otros activos financieros. El “Específico del cobre” es un shock que está relacionado con un aumento del precio del cobre sobre todos los metales y activos financieros y que afecta negativamente al ETF verde, relacionado con un mayor costo insumos. El de “Crecimiento” sube el precio del cobre, pero se mantiene estable respecto a otros metales y sube más que el precio de otros activos financieros. El “Geopolítico” busca representar el mayor almacenamiento de metales críticos para la transición energética: esto se identifica mediante un aumento del precio del cobre, pero en menor medida que el del oro y con una caída del precio de los bonos del tesoro americano—otro activo de refugio. Por último, el shock financiero “Risk on” se subdivide en la parte “Common”, que induce un aumento de otros activos financieros e impulsa en menor medida al precio del cobre, y en la parte “Hedge”, que es la búsqueda de activo de reserva, y por ende incrementa el precio de los bonos del tesoro, el precio relativo del oro en relación con el cobre y disminuyen los activos más riesgosos, entre ellos, los “ETF verde”.

Tabla 1: Matriz de identificación de shocks

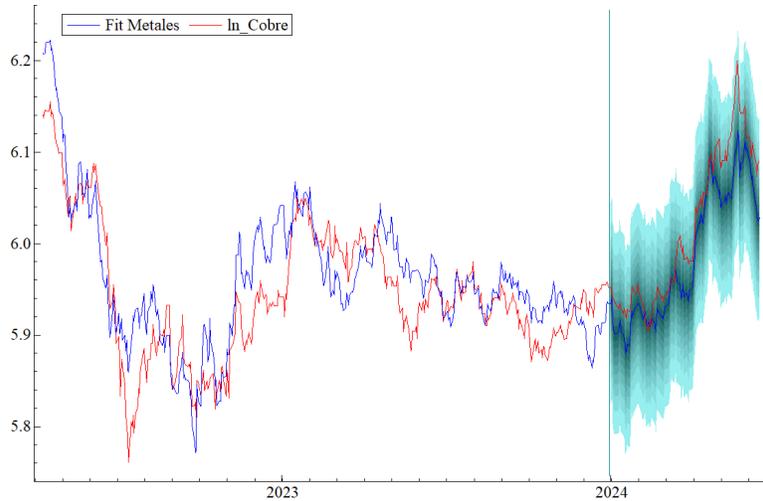
	Demand a verde	Cobre específico (oferta + especulac ión)	Crecimien to	Geopolíti co	Risk on- Common	Risk on- Hedge
ETF Verde	+	-				-
Cobre	+	+	+	+	-	
Cobre / Oro	+	+	0	-		-
Cobre / Aluminio		+	0			
Cobre / SP500	+	+	+		+	
Tasa a 10 años				+		-

B.II. Resultados

Modelo A

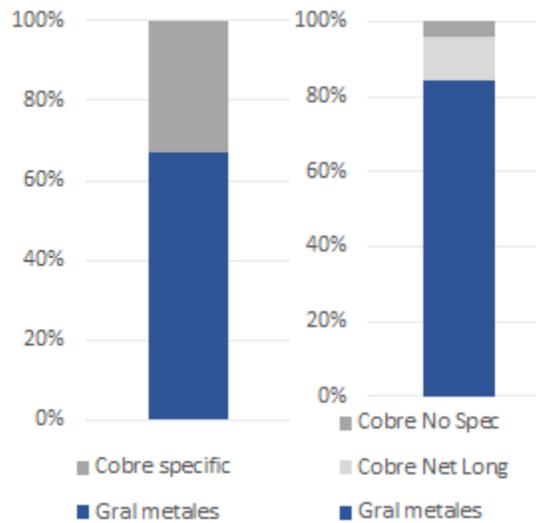
La relación de cointegración entrega una proyección fuera de muestra (usando parámetros estimados hasta diciembre de 2023 y precios de metales efectivos) y explica más de la mitad del aumento del precio desde principios de año (Gráficos 1 y 2), lo que implica que buena parte del aumento reciente del cobre es común a otros metales. Al agregar a la ecuación las posiciones netas especulativas en futuros del cobre, el componente común es incluso mayor, y las posiciones netas explican una fracción acotada (Gráfico 2).

Gráfico 1: Descomposición forma reducida (porcentaje, variación acumulada)



Nota: Hasta 31/12/2023 línea azul representa el fitted del modelo. Desde esa fecha línea azul corresponde a la proyección con parámetros estimados hasta el 31/12/2023 y precios de otros metales efectivos. Área verde representa intervalo de confianza de la proyección hasta el 95% de confianza.

Gráfico 2: Descomposición forma reducida entre el 31/12/2023 y el 12/06/2024 (porcentaje, promedio 5 días)



Nota: Las barras azules representan la fracción del aumento del cobre en 2024 explicada por los otros metales, la gris oscura por el residuo del modelo y la clara por las posiciones netas especulativas. Se consideran promedios de cinco días previos al 31/12/2023 y 12/06/2024.

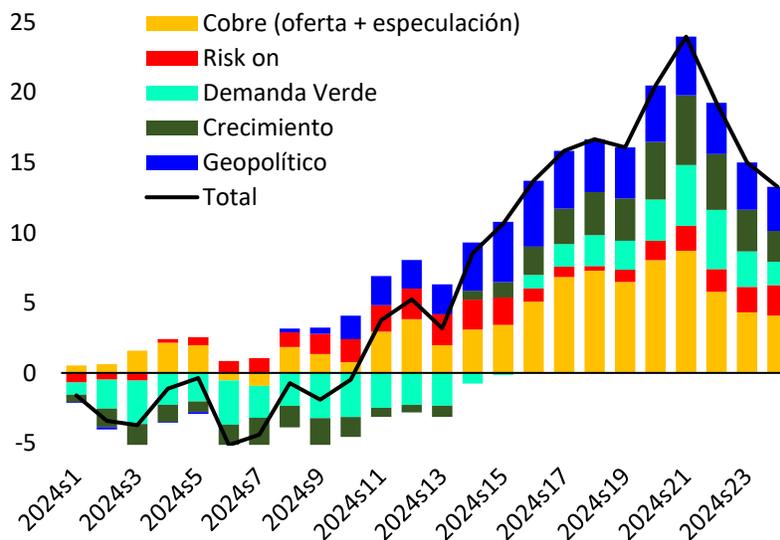
Modelo B

El segundo ejercicio (Gráfico 3) indica que shocks específicos del cobre —relacionados con interrupciones de oferta y la especulación— explican 32% del alza desde principio de año, mientras que los shocks de mercados financieros “risk on”, representados por factores de cobertura y de riesgo común, explican un 11%. Por otro lado, entre los factores con un horizonte temporal de efectos con carácter relativamente más permanente se encuentran los “Geopolíticos”, que representan el almacenamiento de reservas del cobre, y explican un 20%; la “demanda verde” —relacionada al aumento de activos financieros vinculados a energía renovable, electromovilidad—, y que explica un 17%; y “Crecimiento”, que representa la mayor demanda en general de metales por una economía global más dinámica, que explica 20%.

Dado que los problemas de oferta eran en su mayoría conocidos previamente al episodio alcista actual, un supuesto conservador sería asumir que los shocks específicos del cobre (asociados a oferta y especulación) y los de *risk-on* son de carácter transitorio y el resto será más persistente. Lo que implicaría cerca del 60% del aumento del precio desde inicios de año tendría un carácter persistente, y por ende llevaría a elevar la proyección de mediano plazo en torno a 10%. Naturalmente, otras clasificaciones son posibles, pero ésta entrega resultados que son coherentes con el cambio de proyecciones de contrapartes (ver sección C).

Como medida para probar la robustez de la identificación, se estimaron modelos con restricciones de signo adicionales y de niveles con restricciones de magnitud sin ratios, las cuales se pueden ver en el anexo, todos con resultados similares a los expuestos aquí.

Gráfico 3: Descomposición semi-estructural (porcentaje, variación acumulada)



C. Persistencia en proyecciones de contrapartes y metodologías alternativas

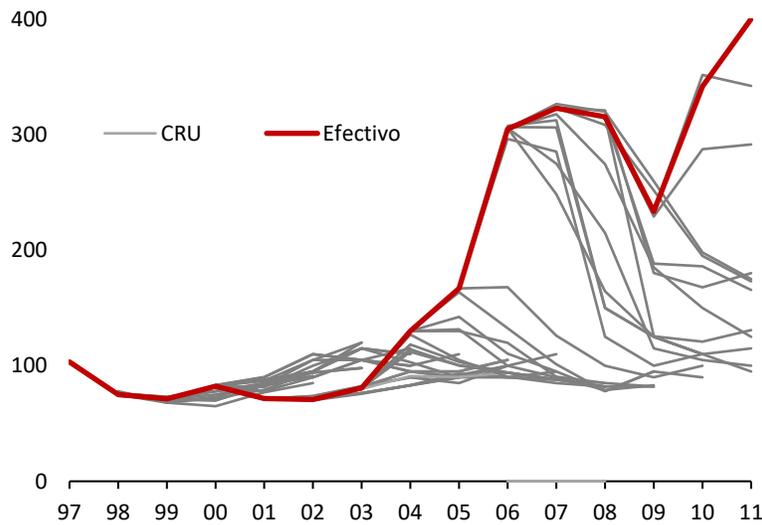
Un enfoque adicional a los presentados previamente guarda relación con la información que podemos extraer desde las proyecciones de contrapartes. Al respecto, contamos con las proyecciones del *Copper Research Unit* (CRU)¹, en frecuencia trimestral para el precio nominal anual hasta para cinco años plazo, desde el año 1982.

¹ Instituto inglés especializado en el mercado del cobre.

Además, tenemos las proyecciones de los expertos consultados en el *Consensus Forecasts* (CF), disponibles en distintas frecuencias², y para un horizonte similar al de CRU.

Una aproximación casuística para intentar captar el grado de transitoriedad que el mercado descontó en episodios de alza de precios anteriores radica en observar tanto los ajustes de proyecciones, como los plazos de ajuste de estas. En efecto, durante el episodio de 2003, por ejemplo, el CRU tardó aproximadamente 3 años en asumir un mayor precio en el mediano plazo, y por consiguiente se puede inferir que la persistencia atribuida al alza del precio efectivo durante tal período de incremento fue relativamente baja: es solo a contar de 2007 cuando la entidad especializada asume que los mayores niveles efectivos se mantendrían en el horizonte de proyección (Gráfico 4).

Gráfico 4: Proyección del precio del cobre (CRU), y promedio efectivo anual (US\$/lb; nominal)



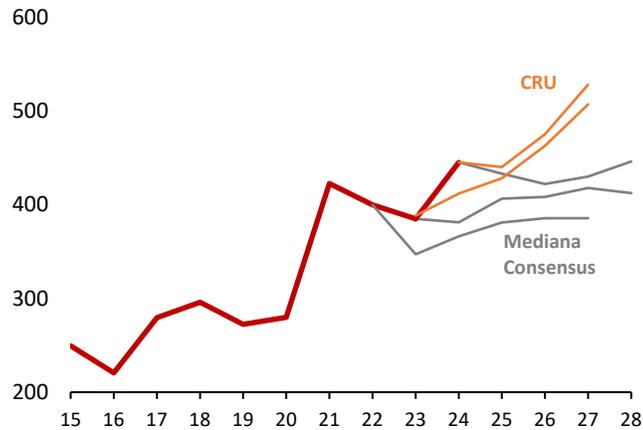
Fuente: Elaboración propia en base a datos de Cochilco y CRU.

En el episodio actual, en contraste, las proyecciones del CRU³ reflejan que los niveles de precios efectivos se mantendrían a lo largo del horizonte de proyección (Gráfico 5).

² Desde 2016 contamos con información mensual; previamente, se recibió en frecuencia trimestral y bimensual.

³ Contamos con información de enero y abril de este año.

Gráfico 5: Proyección del precio del cobre y promedio efectivo anual (US\$/lb; nominal)



Fuente: Elaboración propia en base a datos de Cochilco, Consensus Forecasts, y CRU.

Las proyecciones de Consensus Forecasts por su parte (disponibles hasta mayo), igualmente reflejan un incremento relevante de la parte percibida como persistente en el episodio alcista corriente: al considerar el cambio en la variación esperada para el precio promedio de 2025 entre las encuestas de diciembre de 2023 y mayo de 2024 se obtiene casi un 6% de incremento, fracción que a su vez se eleva por sobre el 11% al considerar el percentil 75 de la distribución de respuestas en el mismo período.

El mismo ejercicio respecto de las proyecciones de precio del cobre para 2025, pero en el caso del Ministerio de Hacienda, reflejadas en los Informes de Finanzas Públicas del cuarto trimestre de 2023 y el primer trimestre de este año, arroja un incremento de 8% en el precio proyectado para 2025.

Finalmente, al considerar el modelo propuesto por Fornero y Kirchner (2018⁴ —quienes examinan el grado de persistencia del ajuste de precios de commodities— y estimarlo para el caso del cobre, identificando la naturaleza del *shock* en base a las proyecciones entregadas por el CRU, se deduce que menos de la mitad del alza observada este año (cercana al 20% al momento de realizar el ejercicio) puede interpretarse como persistente.

De esta forma, la gama de estimaciones que van desde el modelo semi-estructural descrito en la sección previa, hasta las estimaciones de contrapartes de esta sección arrojan un grado de persistencia de más de la mitad de la variación de precio efectiva.

D. Conclusiones

Los ejercicios presentados en este documento buscan identificar el grado de persistencia implícito en el episodio de incremento del precio del cobre observado este año. Tanto a través de distintas aproximaciones metodológicas, como en visiones de contrapartes especializadas, se puede deducir que la fracción relativamente persistente representaría más de la mitad de la variación de precio observada.

⁴ Disponible en este [enlace](#).

Anexo

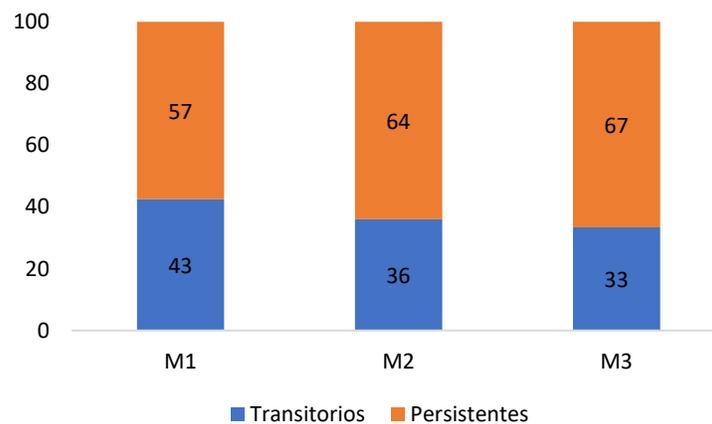
Como medida para probar la robustez de la identificación, se estimaron modelos con restricciones de signo adicionales, las cuales se pueden ver en las tablas 3 y 4, además de signos y magnitudes trabajando sin ratios. Los resultados son similares, como se puede apreciar en el gráfico 6 donde se compara los factores transitorios y persistentes de cada modelo.

Tabla 2: Matriz de identificación de shocks (modelo alternativo 1)

	Demand a verde	Cobre especifico (oferta + especulac ión)	Crecimien to	Geopolíti co	Risk on- Common	Risk on- Hedge
ETF Verde	+	-	+		-	-
Cobre	+	+	+	+	-	-
Cobre / Oro	+	+	0	-		-
Cobre / Aluminio		+	0			
Cobre / SP500	+	+	+		+	
Tasa a 10 años			+	+	+	-

Tabla 3: Matriz de identificación de shocks (modelo alternativo 2)

	Demand a verde	Cobre específico (oferta + especulación)	Crecimiento	Geopolítico	Risk on-Common	Risk on-Hedge
ETF Verde	+	Rest. Magn.	Rest. Magn.	Rest. Magn.	+	-
Cobre	+	+	+	+	+	
Oro		Rest. Magn.	Rest. Magn.	+	+	+
Aluminio	+	Rest. Magn.	+	+	+	
SP500	Rest. Magn.	Rest. Magn.	+	Rest. Magn.	+	-
Tasa a 10 años	Rest. Magn.	Rest. Magn.	+	+		-

Gráfico 6: Resultado distintas especificaciones


Nota: “m1” corresponde al especificado en la sección principal del documento que consta con menos restricciones. El “m2” al especificado en el apéndice con mayores restricciones. El “m3” al realizado sin ratios con restricciones de magnitud.

Referencias

Arias, J.E., Rubio-Ramírez, J.F. and Waggoner, D.F. (2018), Inference Based on Structural Vector Autoregressions Identified With Sign and Zero Restrictions: Theory and Applications. *Econometrica*, 86: 685-720.

Fornero, J., Kirchner, M. (2018). Learning about Commodity Cycles and Saving-Investment Dynamics in a Commodity-Exporting Economy. *IJCB*, March.

Litterman, R. B. (1986). Forecasting with Bayesian Vector Autoregressions: Five Years of Experience. *Journal of Business & Economic Statistics*, 4(1), 25–38.

Minuta citada en el Recuadro I.3:

Estimación de los determinantes del crecimiento del crédito comercial: Evidencia para Chile

Sofía Bauducco, Ramiro de Elejalde, Juan Guerra-Salas y Valeria Ulloa (Junio, 2024)

1. Introducción

Un buen funcionamiento del mercado del crédito es crucial para una adecuada asignación de recursos en la economía y actúa como un canal esencial para la transmisión de la política monetaria, conocido como el *bank lending channel*. Por ello, es fundamental entender los determinantes de la oferta y la demanda en este mercado y monitorear posibles desviaciones del equilibrio esperado a lo largo del tiempo.

En este contexto, esta minuta propone una metodología para estudiar los determinantes del crédito comercial del sector bancario en Chile, utilizando datos administrativos anonimizados a nivel de empresa-banco. El modelo propuesto busca predecir el crecimiento de la deuda bancaria de una empresa en función de factores idiosincráticos de la empresa (ventas, empleo e inversión) y factores agregados (nivel de actividad, expectativas, incertidumbre, deuda en incumplimiento y TPM). El modelo estimado se utiliza para calcular la media de los residuos estimados de la regresión para cada período, sirviendo esta media como un indicador de factores no observados de oferta o demanda de crédito que pueden provocar un crecimiento de esta variable distinto al esperado según sus determinantes.

Con una muestra del segundo trimestre de 2014 al primer trimestre de 2024, se encuentra que la evolución del crédito es consistente con sus determinantes, excepto en el segundo trimestre de 2020, donde se observa un residuo promedio positivo. Este resultado es coherente con las políticas de estímulo que fomentaron la toma de deuda por parte de las empresas en respuesta a la caída en la actividad económica.

El resto de esta minuta se organiza de la siguiente manera: la sección 2 describe los datos utilizados en el análisis. La sección 3 detalla la metodología empleada para estimar el modelo, y la sección 4 resume los principales resultados. Finalmente, la sección 5 ofrece las conclusiones del estudio.

2. Datos

En este trabajo se utilizan diversas fuentes de datos administrativos anonimizados para estimar el modelo de predicción. En primer lugar, se emplea el registro de deudores (base C11) de la Comisión para el Mercado Financiero (CMF). En esta base de datos, los bancos informan, a nivel de deudor y por tipo de activo, el nivel de deuda en estado regular, subestándar y en incumplimiento¹. Utilizando las colocaciones comerciales en estado regular o subestándar, construimos la tasa de crecimiento real respecto al trimestre anterior de la deuda de la empresa f :

$$\Delta \log(\text{deuda}_{f,t}) = \log(\text{deuda}_{f,t}) - \log(\text{deuda}_{f,t-1}),$$

¹ La CMF considera cartera en incumplimiento a los deudores que han dejado de pagar a sus acreedores, los que necesitan una reestructuración forzosa de sus deudas, y cualquier deudor que presente un atraso igual o superior a 90 días en el pago de intereses o capital de algún crédito. (Comisión para el Mercado Financiero (2022))

donde $deuda_{f,t}$ es el stock de deuda de la empresa en el último mes del trimestre, deflactado por el valor de la UF en ese mes.²

Además, utilizamos la misma fuente para calcular el ratio de deuda en incumplimiento respecto a la deuda total a nivel de sector económico s (clasificación CAE 12) de la forma:

$$\text{ratio deuda incumplimiento}_{s,t} = \sum_{f \in s} \text{deuda incumplimiento}_{f,t} / \sum_{f \in s} \text{deuda total}_{f,t},$$

donde $deuda incumplimiento_{f,t}$ es la deuda en situación de incumplimiento y $deuda total_{f,t}$ es la deuda total de la empresa en el último mes del trimestre.

En segundo lugar, utilizamos datos del formulario F29 del Servicio de Impuestos Internos (SII). El formulario F29 es la declaración de IVA mensual que presentan las empresas. De este formulario se obtienen la información de ventas e inversión (gastos en activos fijos) y se calcula el crecimiento de las ventas respecto al mismo trimestre del año anterior:

$$\Delta \log(\text{ventas}_{f,t}) = \log(\text{ventas}_{f,t}) - \log(\text{ventas}_{f,t-12}),$$

donde $\text{ventas}_{f,t}$ son las ventas reales de la empresa en el trimestre deflactadas por la UF, y el ratio inversión del trimestre sobre ventas anuales:

$$\text{ratio inversión}_{f,t} = \text{inversión}_{f,t} / \text{ventas}_{f,y},$$

donde $\text{inversión}_{f,t}$ es el gasto real en activos fijos de la empresa en el trimestre y $\text{ventas}_{f,y}$ son las ventas reales de la empresa en el año.

En tercer lugar, utilizamos datos del Seguro de Cesantía de la Administradora de Fondos de Cesantía (AFC) facilitados por la Superintendencia de Pensiones. De esta base de datos, calculamos el crecimiento del empleo respecto al trimestre anterior para la empresa f de la forma:

$$\Delta \log(\text{empleo}_{f,t}) = \log(\text{empleo}_{f,t}) - \log(\text{empleo}_{f,t-1}).^3$$

Finalmente, utilizamos la tasa de crecimiento del Índice Mensual de Actividad Económica desestacionalizado (Imacec) respecto al mismo trimestre del año anterior del sector ($\Delta \log(\text{IMACEC}_{s,t})$), las expectativas de crecimiento del PIB en este trimestre ($E(\text{PIB}_t)$) y en el próximo año ($E(\text{PIB}_{t+12})$) de la Encuesta de Expectativas Económicas (EEE), el crecimiento trimestral del Índice de Incertidumbre Económica ($\Delta \log(\text{IIE}_t)$) y la tasa de política monetaria (TPM_t)⁴.

En la construcción de la base de datos final utilizamos como filtro que las empresas tengan al menos un trabajador en cada mes del trimestre. Con este criterio de selección, la base de datos tiene 325.924 empresas y 4.616.655 observaciones.

La Tabla 1 muestra estadísticas descriptivas de las variables utilizadas.

² UF, que significa Unidad de Fomento, es una unidad de cuenta utilizada en Chile, reajutable de acuerdo con la inflación.

³ Las tasas de crecimiento real de la deuda, ventas y empleo se winsorizan al 1% para minimizar el efecto de los valores extremos.

⁴ Ver [DTBC N°883](#) para más detalles de la construcción del IIE.

Tabla 1: Estadísticos descriptivos

Variables	Media	Desv. Estándar
Crecimiento de la deuda (trimestral)	-0.0049	1.024
Ratio deuda incumplimiento	0.0307	0.015
Crecimiento de las ventas (anual)	0.0090	0.732
Crecimiento del empleo (trimestral)	0.0014	0.223
Ratio inversión venta	0.0107	0.056
Crecimiento IMACEC sectorial (anual)	0.0193	0.089
Crecimiento IIE (trimestral)	-0.0045	0.197
Expectativa crecimiento PIB para el año siguiente	0.0246	0.013
Expectativa crecimiento PIB del trimestre calendario	0.0203	0.038
TPM	0.0430	0.034

Nota: Datos en frecuencia trimestral para el período 2014.T2 – 2024.T1.

Fuente: Cálculos propios en base a datos de CMF, SII, SP, y Banco Central de Chile.

3. Metodología

La metodología consiste en estimar una ecuación para predecir la tasa de crecimiento real respecto al trimestre anterior de la deuda de una empresa utilizando variables de la empresa y variables agregadas. Luego, se utiliza el modelo estimado para predecir los residuos (errores de predicción) y calcular la media de los residuos estimados para cada trimestre. Este residuo promedio en cada trimestre se puede interpretar como un indicador de factores no observados de oferta o demanda de crédito que pueden provocar un crecimiento del crédito distinto al esperado según sus determinantes.

En primer lugar, estimamos la siguiente ecuación por mínimos cuadrados ordinarios con efectos fijos de empresa:

$$\Delta \log (deuda_{f,t}) = \beta_0 + \beta_1 \Delta \log (ventas_{f,t-1}) + \beta_2 \Delta \log (empleo_{f,t}) + \beta_3 \text{ratio inversión}_{f,t-1} + \gamma' X_{s,t} + \eta_f + \epsilon_{f,t}, \quad (1)$$

donde $X_{s,t}$ incluye las variables agregadas de TPM, crecimiento de IMACEC, expectativas de crecimiento de PIB, cambio en la incertidumbre económica, y ratio de deuda en incumplimiento, η_f es el efecto fijo de empresa, y $\epsilon_{f,t}$ incluye factores no observables que puedan afectar el crecimiento del crédito comercial.

En segundo lugar, utilizamos el modelo para recuperar residuo estimado:

$$\hat{\epsilon}_{f,t} = \Delta \log (deuda_{f,t}) - (\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \Delta \log (ventas_{f,t-1}) + \hat{\beta}_2 \Delta \log (empleo_{f,t}) + \hat{\beta}_3 \text{ratio inversión}_{f,t-1} + \hat{\gamma}' X_{s,t} + \hat{\eta}_f).$$

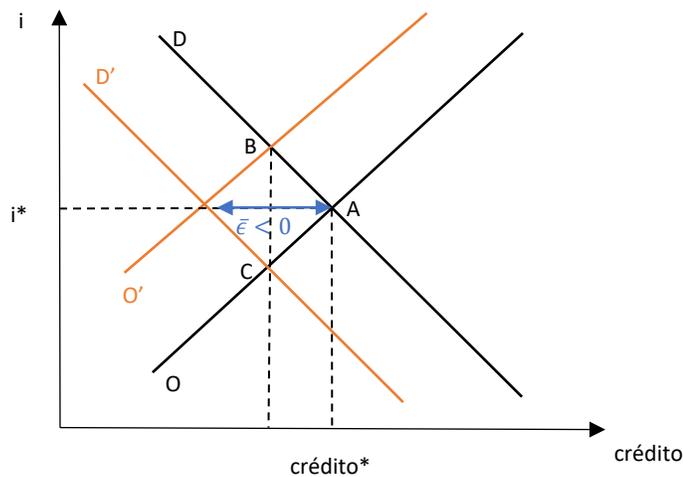
Finalmente, calculamos la media de los residuos estimados para cada trimestre:

$$\bar{\epsilon}_t = \frac{1}{n_t} \sum_{f=1}^{n_t} \hat{\epsilon}_{f,t}. \quad (2)$$

El Gráfico 1 muestra el equilibrio en el mercado del crédito para obtener una interpretación del resultado de ejercicio. El equilibrio entre oferta (O) y demanda (D) en el mercado de deuda comercial indica una cantidad y precio de equilibrio (punto A). Si para un período, dados los determinantes observados, tenemos una

cantidad de crédito por debajo de la cantidad de equilibrio (crédito*), el promedio de los residuos sería negativo ($\bar{\epsilon}_t < 0$). En este caso, hay dos interpretaciones posibles. En ese período, hay shocks no observados en oferta de crédito, como un cambio en el comportamiento de los bancos como racionamiento del crédito por mecanismos más allá del precio, o hay shocks no observados de demanda la demanda de crédito, como empresas más adversas al riesgo y reticentes a endeudarse. Aunque el análisis no permite distinguir entre estas dos explicaciones, permite obtener indicios de que el nivel de crédito está por debajo o por encima de lo esperado dados los determinantes observados.

Gráfico 1: Equilibrio en el mercado de crédito



4. Resultados principales

La Tabla 2 presenta los coeficientes estimados de la ecuación (1). Los coeficientes de las variables de la empresa tienen el signo esperado y son estadísticamente significativos. Un aumento en el crecimiento de las ventas, el empleo o un mayor nivel de inversión predicen, en promedio, un aumento en el crecimiento de la deuda bancaria de la empresa. Los coeficientes de las variables agregadas, en general, presentan el signo esperado. Un aumento en el IMACEC o en las expectativas de crecimiento para el próximo año predice un aumento en el crecimiento de la deuda bancaria de la empresa. Por otro lado, un aumento del ratio de deuda en incumplimiento en el sector o de la TPM predice una disminución en el crecimiento de la deuda bancaria de la empresa.

El coeficiente de incertidumbre económica es negativo, lo que puede interpretarse como que las empresas tienden a tomar más crédito en un contexto más incierto, manteniendo todo lo demás constante. El coeficiente de las expectativas de crecimiento del trimestre es negativo: dado un nivel de expectativas de crecimiento anual, una caída en las expectativas del trimestre lleva a las empresas a aumentar su deuda, que se podría explicar como una decisión de las empresas de suavizar el impacto de un shock negativo de corto plazo.

En resumen, los coeficientes estimados para ambos modelos son razonables y parecen capturar una parte importante del equilibrio en el mercado de crédito bancario.

Tabla 2: Coeficientes estimados con el modelo de predicción

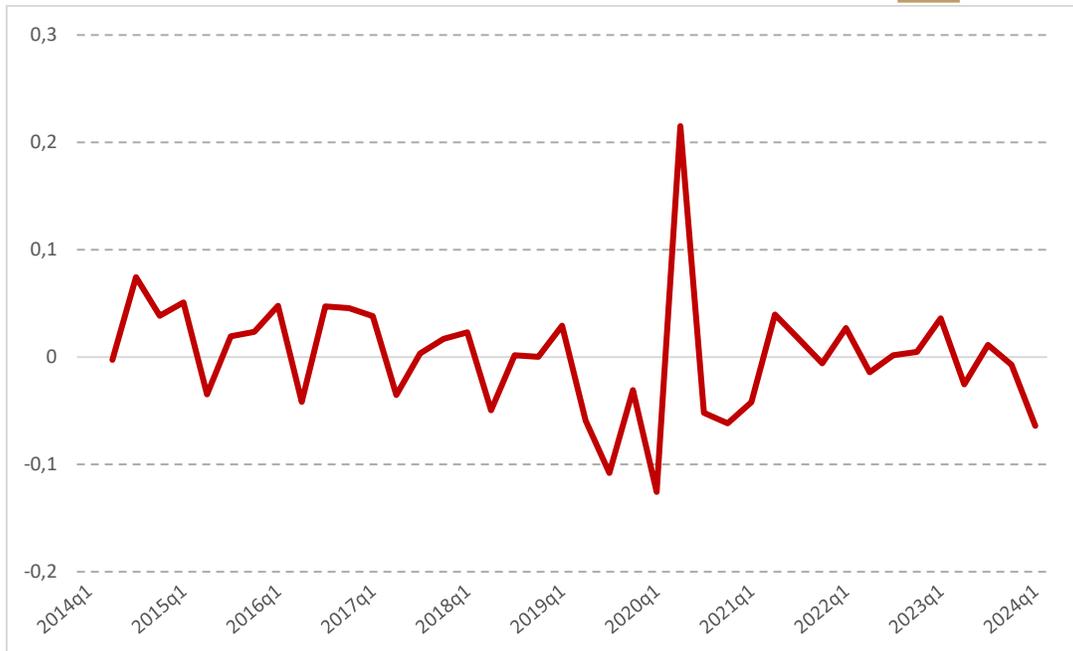
Variable dependiente:	(1)
$\Delta \log(\text{deuda}_{f,t})$	
$\Delta \log(\text{ventas}_{f,t})$	0.015*** (0.001)
$\Delta \log(\text{empleo}_{f,t})$	0.017*** (0.002)
ratio inversión _{f,t}	0.055*** (0.010)
$\Delta \log(\text{IMACEC}_{s,t})$	0.200*** (0.008)
$\Delta \log(\text{IIE}_t)$	0.036*** (0.003)
ratio deuda incumplimiento _{s,t}	-0.940*** (0.058)
$E(\text{PIB}_{t+12})$	1.221*** (0.061)
$E(\text{PIB}_t)$	-1.541*** (0.019)
TPM_t	-1.913*** (0.026)
Constante	0.077*** (0.003)
R ²	0.057
Observaciones	4,256,981
N° de empresas	284,550

Nota: Se incluyen dummies por trimestre (no mostrados en la tabla) y efectos fijos de empresa. Se reportan en paréntesis los errores estándar y las significancias estadísticas al 1% (***) , 5% (**) y 10% (*).
Fuente: Cálculos propios en base a en base a datos de CMF, SII, SP, y Banco Central de Chile.

El Gráfico 2 muestra el promedio trimestral de los residuos estimados utilizando el modelo que incorpora tanto variables de la empresa como variables agregadas. Se observa que el residuo promedio de esta regresión es cercano a cero hasta el primer trimestre de 2020, es decir que la deuda de las empresas no muestra un comportamiento que se aleje de lo que se esperaría dado su desempeño y el ciclo económico. En 2020 el residuo crece fuertemente, lo que coincide con las políticas de estímulo que fomentaron la toma de deuda de las empresas en respuesta a la caída en la actividad. A partir de 2022, este residuo promedio retorna a valores en torno a cero, lo que sugiere que el crecimiento del crédito se encuentra en niveles acordes al desempeño de las empresas y al comportamiento de la economía.

Es importante destacar que en el 1er de trimestre de 2024 (último punto de la serie) el residuo promedio muestra un valor negativo que sugiere, para este trimestre, un crecimiento del crédito menor del esperado dados los determinantes considerados. Dada la variabilidad temporal de los residuos promedio, es recomendable ejercer cierta cautela al interpretar los resultados del último trimestre y seguir monitoreando la relación del crédito con sus determinantes.

Gráfico 2: Residuos promedio de regresión de crecimiento de crédito comercial a nivel de empresas respecto a determinantes de la empresa y agregados (tasa de cambio)



Nota: Este gráfico muestra los residuos estimados promedio para cada trimestre según ecuación (2) para el modelo con variables de la empresas y agregadas.

Fuente: Banco Central Chile en base a información de CMF, SII y SP

5. Conclusiones

En esta minuta se estudian los determinantes del crédito comercial del sector bancario en Chile, utilizando datos administrativos a nivel de empresa-banco. En base a un modelo que predice el crecimiento de la deuda de una empresa como función de variables de la empresa y variables agregadas, se recupera el promedio del residuo estimado para cada trimestre. Este residuo estimado permite inferir si, en un trimestre dado, el crédito se encuentra por debajo o por encima del nivel esperado dados sus determinantes observados.

Realizando este ejercicio con datos de Chile entre el segundo trimestre de 2014 y el primer trimestre de 2024, la evidencia sugiere que la evolución reciente del crédito comercial obedece tanto a factores de demanda de las empresas como a factores macroeconómicos. Datos recientes sobre crédito comercial, sin embargo, podrían indicar una desaceleración adicional en el primer trimestre de 2024.

Referencias

Comisión para el Mercado Financiero (2022). Compendio de Notas Contables para Bancos. Disponible en https://www.cmfchile.cl/portal/principal/613/articles-29177_doc_pdf.pdf.

Davis, Steven, John Haltiwanger, and Scott Schuh. (1996). *Job Creation and Destruction*. Cambridge:MIT Press

Minuta citada en el Recuadro II.1:

Costo de Electricidad y Traspaso a Precios de Firmas¹

Sebastián Andalaft, Sofía Bauducco, Luis Gonzales, Gustavo González, David Kohn,
Dagoberto Quevedo y José Elías Rishmawi

1. Introducción

A fines de abril fue publicada una nueva ley sobre estabilización de las tarifas eléctricas que establece cambios normativos para terminar con el congelamiento vigente desde fines de 2019. De acuerdo con ésta, las tarifas de los clientes regulados deberán aumentar hasta ajustarse a lo establecido en los contratos de las empresas del sector eléctrico e incluir un cargo adicional transitorio para saldar la deuda acumulada con éstas.²

Dada esta situación, es posible anticipar dos posibles efectos sobre los precios al consumidor:

- **Directo:** aumento del precio de la electricidad que consumen los hogares
- **Indirecto:** aumento de los precios de los bienes y servicios debido al mayor costo del insumo electricidad para las firmas, lo que afecta el precio de productos consumidos por los hogares.

En el análisis de este artículo nos enfocamos en el efecto **indirecto**. Específicamente, estimamos el coeficiente de traspaso de cambios en el precio de la electricidad sobre cambios en los precios que cobran las firmas por sus productos.

2. Datos y Muestra

Utilizamos información mensual de firmas chilenas asociada a los siguientes formularios del Servicio de Impuestos Internos (SII):

- I. **Formulario 29 (F29):** datos de ventas totales y de compras de materiales domésticos e importados;
- II. **Declaración Jurada 1887 (DJ1887):** información de número de empleados y gasto en remuneraciones;
- III. **Documentos Tributarios Electrónicos (DTEs):** datos sobre transacciones entre firmas que nos permiten distinguir el gasto en electricidad de gastos en otros insumos productivos.

Nos centramos en el período septiembre 2017 – diciembre 2023, dada la disponibilidad de información con la que contamos. Como proxy del precio promedio de electricidad que enfrentan las firmas, usamos las series de Precios Medios de Mercado (PMM) de Valor Libre (VL) del Sistema Eléctrico Nacional (SEN) que publica la

¹ Este estudio se realiza en el ámbito de la agenda de investigación que desarrolla el Banco Central de Chile (BCCh) en materias económicas y financieras de su competencia, en el marco de la cual el BCCh tiene acceso a información innominada de diversas entidades públicas y privadas, en virtud de convenios de colaboración suscritos con esas instituciones. Para garantizar la privacidad de trabajadores y empresas, el BCCh exige que el desarrollo, la extracción y la publicación de los resultados no deben permitir la identificación, directa o indirecta, de personas naturales o jurídicas. Funcionarios del BCCh procesaron los datos desagregados. Todo el análisis fue realizado por los autores y no involucra ni compromete al Servicio de Impuestos Internos (SII). La información contenida en las bases del SII es de carácter tributario proveniente de autodeclaraciones de los contribuyentes presentados ante el SII; la veracidad de dichos datos no es responsabilidad del Servicio.

² En el marco de la ley sobre estabilización tarifaria, el pasado 23 de mayo la CNE puso en consulta su Informe Técnico Preliminar.

Comisión Nacional de Energía (CNE).³ Esta serie se construye como el cociente entre la suma del valor de los contratos de clientes libres y la energía total asociada a esos contratos, sobre una ventana móvil de 4 meses. Nos enfocamos en precios de electricidad de clientes libres por la poca variabilidad de las tarifas reguladas durante el periodo de análisis. A raíz de esta elección, realizamos el análisis para una muestra de firmas que se aproxima a la de clientes libres.

No contamos con información directa respecto a cuáles firmas son clientes regulados y cuáles son clientes libres. Para aproximar la muestra a un grupo de firmas dentro de las cuales sea más probable encontrar clientes libres, consideramos sólo firmas con ventas anuales superiores a 100 mil UF (estrato 4 de ventas de Cuentas Nacionales) ya que debieran ser las firmas con mayor demanda de electricidad, lo que aumentaría la probabilidad de que sean elegibles o tengan que optar por un esquema libre. Por otro lado, nos enfocamos en firmas donde la electricidad representa un insumo variable de producción por lo que restringimos la muestra, además, sólo a firmas pertenecientes a la industria manufacturera.⁴

Obtenemos el gasto en que incurren las firmas en electricidad al considerar sus compras a las empresas pertenecientes a los sectores de Generación, Transmisión y Distribución de Energía Eléctrica. Para caracterizar la intensidad de uso del insumo electricidad en la producción de la firma, calculamos la razón entre el gasto total en electricidad y sus costos variables totales, los que asociamos a la suma de su gasto total en materiales (incluyendo electricidad) y su gasto en remuneraciones:

$$S_{ft} = \frac{Electricidad_{ft}}{Materiales_{ft} + Remuneraciones_{ft}}$$

donde S_{ft} representa la intensidad de uso de la electricidad. Esta razón se computa sólo para el primer año de existencia de la firma.

Por otro lado, elaboramos una medida de precio del productor a nivel firma. Se define como p_{fit} la mediana de los precios de venta observados de la variedad del producto i durante el período t vendido por la firma f ,⁵ mientras que q_{fit} es la cantidad total transada por la firma f de la variedad de producto i en el período t .⁶ Las medidas de inflación mensual por firma se definen como:

$$\Delta p_{ft} = \sum_{i \in K_{ft}} \omega_{fit} \Delta \ln p_{fit}, \quad \omega_{fit} = \frac{1}{P} \sum_{s=0}^P \frac{p_{fit-s} q_{fit-s}}{\sum_{j \in K_{fs}} p_{fjt-s} q_{fjt-s}}$$

Donde K_{ft} es el conjunto de variedades que la firma f vende en el período t y las ponderaciones ω_{fit} corresponden a la media móvil de 12 períodos ($P = 11$) de las participaciones mensuales en las ventas de

³ Los precios de valor libre corresponden a aquellos acordados entre las empresas que cuentan con una potencia instalada superior a 500 KW, que optan por ser clientes libres, o superior a 5.000 KW, que califican como clientes libres, y las generadoras o distribuidoras de energía eléctrica, según corresponda. Para más información, revisar <https://www.cne.cl/tarifacion/electrica/>

⁴ Imponemos filtros tal que las firmas consideradas cumplan con las siguientes condiciones: estar presentes en el directorio revisado de firmas de Cuentas Nacionales; tener ventas y compras de materiales anuales positivas; tener al menos 5 empleados en promedio durante el año; y que la participación de sus compras anuales de electricidad sobre la suma de sus costos variables totales en el año esté entre 0 y 1.

⁵ Consideramos para fines de robustez la construcción de un precio regular, es decir excluyendo precios anómalos, obtenidos aplicando el filtro A definido en Nakamura & Steinsson (2008), el cual elimina las observaciones asimétricas en forma de V utilizando una ventana de 5 meses.

⁶ Ver Albagli et al. (2024) para más detalles sobre las consideraciones de limpieza de los precios p_{fit} .

cada variedad de producto i . Para remover cambios anómalos en los precios finales de las firmas, consideramos sólo aquellos cambios mensuales que se encuentran en el intervalo $[-0.2, 0.2]$.⁷

En la Tabla 1 se presentan estadísticas descriptivas de la distribución de los cambios de precios de las firmas y de los cambios a lo largo del tiempo en los precios de la energía (PMM SEN VL), durante el período septiembre 2017 a diciembre 2023.

Tabla 1: Variaciones precios de firmas y precio electricidad clientes libres

	Media	Desv. Est.	p_{10}	p_{25}	p_{50}	p_{75}	p_{90}
Precio firmas	0,00	0,04	-0,03	-0,01	0,00	0,02	0,05
Precio electricidad	0,01	0,02	-0,02	-0,01	0,01	0,02	0,04

En la Tabla 2 se muestra la distribución de la intensidad de uso de electricidad en la muestra de firmas analizada, S_{f0} , sin considerar aquellas firmas que tienen $S_{f0} = 0$ (es decir, no tienen gastos en electricidad identificables).

Tabla 2: Intensidad de Energía (%)

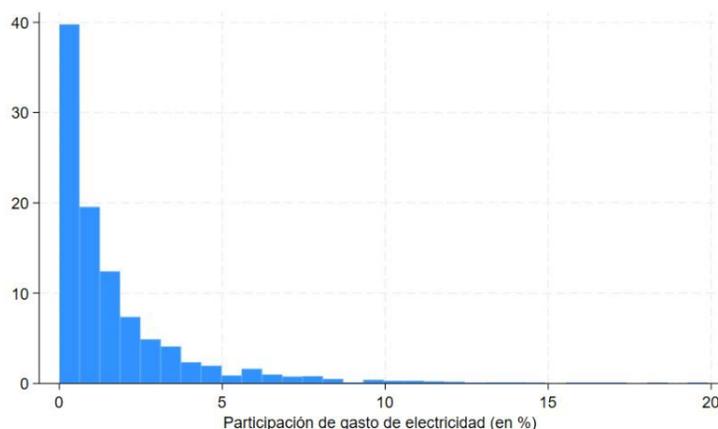
	Media	Desv. Est.	p_{10}	p_{25}	p_{50}	p_{75}	p_{90}
$S_{f0} > 0$	2,05	3,21	0,19	0,45	1,14	2,42	4,78

Podemos observar que la media se encuentra en 2,05%, valor similar al encontrado por Lafrogne-Joussier et al. (2023) en un artículo similar que hace uso de microdatos de Francia (1,8%).⁸ La distribución desplegada en la Tabla 2 se puede ver de forma gráfica en el histograma de la Figura 1.

⁷ El límite inferior y superior del intervalo se encuentra por debajo del percentil 5 y por encima del percentil 95 de la distribución de cambios de precios a nivel firma, respectivamente.

⁸ El promedio de intensidad de electricidad para nuestra muestra, incluyendo los ceros, es de 1,8%. El valor para el total de firmas manufactureras es de 1,4%.

Figura 1: Histograma de Intensidad de Energía



Nota: En este gráfico se muestra el porcentaje de firmas de la muestra con un S_{f0} en cada intervalo respectivo. El eje X corresponde a S_{f0} . El eje Y al porcentaje. Fuente: BCCh en base a datos SII.

3. Metodología empírica

Siguiendo a Lafrogne-Joussier et al. (2023) y Burstein y Gopinath (2014) se propone la siguiente especificación empírica:

$$\Delta p_{ft} = \sum_{j=0}^L \alpha_j \times S_{f0} \times \Delta p_{t-j}^E + \varphi_{nt} + \delta_f + \epsilon_{ft}.$$

La variable dependiente Δp_{ft} corresponde a la tasa de crecimiento mensual del precio promedio que la firma f cobra a otras firmas en el mes t ; S_{f0} es la participación de compras de electricidad en costos variables totales de la firma f en el primer año observado; Δp_{t-j}^E es la tasa de crecimiento mensual en el PMM VL SEN; φ_{nt} y δ_f son efectos fijos al mes-sector y a la firma, respectivamente; por último, ϵ_{ft} es un error aleatorio.

El parámetro α_j representa el coeficiente de traspaso promedio a precios de las firmas de cambios en los precios de la electricidad ocurridos j meses atrás, mientras que $\sum_{j=0}^L \alpha_j$ es el coeficiente de traspaso acumulado de un cambio de precios de electricidad ocurrido L meses atrás. Usando diversos criterios informacionales (Akaike, Bayesiano), se determinó que el mejor modelo empírico es aquel que considera $L = 3$. Es decir, estimaremos el coeficiente de traspaso de cambios contemporáneos más el de cambios ocurridos hasta 3 meses atrás.

4. Resultados

La columna (1) de la Tabla 3 presenta los resultados de la estimación base. De esta notamos que el coeficiente de traspaso acumulado en tres meses es de 0,807, el cual es estadísticamente distinto de 0 pero no estadísticamente de 1. De esta notamos que el coeficiente de traspaso acumulado en tres meses es de 0,807, el cual es estadísticamente distinto de 0. El coeficiente no es estadísticamente distinto de 1, sin embargo, lo que sugiere un traspaso completo de precios de electricidad a precios finales de las firmas al tercer mes de

ocurrido el cambio de precios de electricidad.⁹ Como ejercicio de sensibilidad de los resultados, hacemos esta estimación usando como variable dependiente los precios finales de las firmas que cumplan los criterios de “precios regulares”, definidos por Nakamura y Steinsson (2008). El objetivo de este ejercicio es ver hasta qué punto los resultados base están guiados por variaciones extremas asociadas a descuentos y liquidaciones que correlacionan espuriamente con los cambios en PMM VL SEN. Estos resultados se muestran en la columna (2) de la Tabla 3. Podemos observar que el coeficiente de traspaso acumulado hasta el tercer mes es de 0,606 el cual tampoco es estadísticamente diferente de un traspaso completo (igual a 1).¹⁰

Tabla 3: Coeficiente de traspaso de precios de energía a precios finales de las firmas

	Base (1)	Precios regulares (N-S) (2)
$S_{f0} \times \Delta p_t^E$	-0,117 (0,361)	0,098 (0,294)
$S_{f0} \times \Delta p_{t-1}^E$	-0,073 (0,384)	0,200 (0,306)
$S_{f0} \times \Delta p_{t-2}^E$	0,997** (0,418)	0,309 (0,312)
Acumulado	0,807** (0,409)	0,606* (0,333)

Nota: * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Errores estándares robustos.

5. Conclusiones

En este trabajo, usamos microdatos para estimar el coeficiente de traspaso de cambios en tarifas eléctricas sobre precios de las firmas. Nos enfocamos en una muestra de firmas grandes pertenecientes al sector manufacturero para aproximar el grupo de firmas que acceden a contratos de “clientes libres” y vemos el impacto en sus precios de cambios en el precio de la electricidad promedio en este tipo de contratos. Encontramos un traspaso acumulado de 0,81 en 3 meses, no estadísticamente distinto de 1, consistente con estimaciones previas en base a microdatos.

⁹ Un cambio de precios de la electricidad tiene un traspaso completo si dicho cambio genera un efecto sobre los precios que fija la firma equivalente a la importancia del gasto en electricidad sobre sus costos variables.

¹⁰ Realizamos dos ejercicios de sensibilidad adicionales: (i) estimamos la regresión base para el periodo de septiembre a 2017 hasta junio de 2021 -antes del periodo de alta inflación reciente-; y (ii) estimamos el coeficiente de traspaso sólo para cambios positivos en el precio de la electricidad. En ambos casos el coeficiente puntual encontrado es más alto, pero no significativamente distinto de 1.

Referencias

Albagli, Elías, Francesco Grigoli, Emiliano Luttini, Dagoberto Quevedo and Macro Rojas (2024): “Sticky or Flexible Prices? Firms’ Price Setting during High Inflation Periods.” Working Paper.

Burstein, Ariel and Gita Gopinath (2014): “International Prices and Exchange Rates,” in G. Gopinath, E. Helpman, and K. Rogoff, eds., *Handbook of International Economics*, Vol. 4 of *Handbook of International Economics*, Elsevier, pp. 391-451.

Lafrogne-Joussier, Raphael, Julien Martin and Isabelle Mejean (2023): “Energy Cost Pass-Through and the Rise of Inflation: Evidence from French Manufacturing Firms.” CEPR Discussion Paper No. 18596. CEPR Press, Paris & London.

Nakamura, Emi and Jon Steinsson (2018): “High-Frequency Identification of Monetary Non-Neutrality: The Information Effect.” *The Quarterly Journal of Economics* 133(3), 1283-1330.