



Minutas Citadas en el IPoM de Junio 2023

División Política Monetaria - Banco Central de Chile

RECUADRO I.2: RIGIDECES NOMINALES Y NORMALIZACIÓN DE LA INFLACIÓN

Gustavo González y Marco Rojas

RECUADRO I.3: EVOLUCIÓN RECIENTE DEL CONSUMO PRIVADO

Benjamín García, Mario Giarda e Ignacio Rojas

Minuta citada en el Recuadro I.2:

Rigideces Nominales y Normalización de la Inflación

Gustavo González, Marco Rojas

1. Introducción

Una de las características más importantes de los modelos neo-keynesianos (Woodford, 2003; Galí, 2015) es que parte de los precios de la economía se mantienen constantes en el corto plazo. Esto permite que la política monetaria pueda tener efectos reales sobre el mismo horizonte temporal. La contracara de esta habilidad es que, si los precios no son perfectamente flexibles, el efecto sobre inflación del actuar de la autoridad monetaria puede también variar a través del tiempo. Por esta razón, conocer cómo ha evolucionado el grado de rigidez de los precios toma especial relevancia en esta coyuntura, dados los niveles de inflación superiores a la meta del Banco que se han observado desde mediados de 2021. En este trabajo estudiamos los niveles de rigideces y magnitudes de cambios de precios y cómo estos han variado con la inflación, poniendo particular foco en los últimos meses.

Utilizamos transacciones entre firmas para construir dos medidas de rigideces de precios: frecuencia de ajuste de precios y magnitud de ajuste de precios, condicional a un cambio, las cuales abarcan bienes y servicios representativos de un 50% de la canasta del IPC. Para ello, hacemos uso de una metodología de clasificación de productos, desarrollada por el Departamento de Análisis de Información Masiva (DAIM), desde las descripciones de las transacciones,¹ lo cual nos permite identificar el ítem que se está vendiendo. Luego, filtramos los datos, de modo de quedarnos con transacciones que sean representativas de la canasta IPC. Posteriormente, seguimos la metodología expuesta en Nakamura y Steinsson (2008) y Berardi et al. (2015) para realizar tres ejercicios en el período febrero 2018-mayo 2023, que nos informan del nivel de rigidez de precios de productos existentes en Chile.

El primer ejercicio mide la frecuencia mensual de cambios de precios de variedades a nivel producto. Es decir, para cada categoría de producto dada, se computa la fracción de variedades que muestran cambios durante un mes respecto al mes inmediatamente anterior. Interpretamos esta medida como reflejo del grado de rigidez nominal a nivel de producto en la economía. Además, construimos el mismo indicador, pero distinguiendo entre cambios positivos y negativos. Encontramos que la frecuencia de cambios muestra variaciones apreciables durante el período bajo análisis. En particular, esta crece sustantivamente durante el período de mayores tasas de inflación ocurrido en 2021-2022. En lo reciente, los cambios de precios se han hecho menos frecuentes, pero aún se ubican por encima de su nivel promedio previo a la pandemia. Los cambios en la frecuencia están guiados fundamentalmente por los cambios positivos, con los cuales se observa una estrecha asociación positiva. Los cambios negativos son relativamente constantes, mostrando una marcada alza al final de la serie.

¹ Ver Acevedo et al. (2023)

El segundo ejercicio que realizamos mide la magnitud de ajuste de precios, condicional a cambiar el precio. Esto implica que no se consideran cambios nulos. En este caso, consideramos esta medida como reflejo de la intensidad con la que las firmas reaccionan a cambios en su entorno ajustando sus precios. Nuevamente, se muestra la mediana ponderada y se distingue, además, entre la magnitud de cambios positivos y la magnitud de cambios negativos. Hallamos una sorprendente estabilidad en la magnitud de ajuste tanto en cambios positivos como negativos, ubicándose en valores cercanos al 8% en las dos direcciones. La magnitud promedio de ajuste está mediada por la frecuencia de cambios positivos, que se asocia a la probabilidad relativa de que el cambio sea positivo a que sea negativo, debido a la alta estabilidad de esta última probabilidad. En este sentido, la magnitud promedio de ajuste hereda las propiedades dinámicas de la frecuencia de cambios positivos de precios.

Finalmente, utilizamos ambas medidas para descomponer la variación en la tasa de inflación mensual en márgenes extensivos e intensivos. Consideramos a los cambios en la frecuencia de ajuste de precios como cambios en el margen extensivo y a los cambios en la magnitud de ajuste como cambios a lo largo de margen intensivo. Encontramos que prácticamente la totalidad de las variaciones de la inflación se deben a cambios en el margen extensivo.

2. Datos

A continuación, detallamos brevemente las bases de datos que utilizamos en el análisis:

Factura Electrónica (FE). Esta es la principal fuente de información, y corresponde a los documentos emitidos cada vez que una firma vende a otra firma. Contiene, entre otras cosas, información sobre la firma vendedora, la firma compradora, precio, cantidad, y descripción de cada ítem dentro de la FE. Es sobre estos precios que computamos el nivel de rigidez.

INE. Se utilizan dos bases de datos desde el Instituto Nacional de Estadísticas (INE): revisión 2018 de ponderadores de los productos en la canasta del IPC; y los precios mínimos y máximos por categoría de producto. Esta última base se utiliza para limpieza de datos representativos en FE.

DJ1887. Corresponde a la declaración jurada hecha por las firmas donde declaran el número de trabajadores por tipo de jornada (completa, parcial, otra) y mes. Esto se utiliza para filtrar por firmas que tengan más de 5 trabajadores en un año.

Formulario 29 (F29). Es un documento que las firmas debe declarar cada mes para su cálculo de provisión del pago mensual de impuestos al SII. Contiene, entre otras cosas, las ventas de las firmas y la compra de materiales (y servicios) que éstas realizan.

El Apéndice A posee mayor detalle del trabajo de datos.

3. Rigideces nominales

3.1. Identificación de productos

La primera etapa es identificar qué productos son los vendidos por las firmas. Para ello utilizamos la metodología desarrollada por Acevedo et. al (2023) que clasifica transacciones individuales de la FE a categorías de productos estandarizadas, como es el caso de la Clasificación de Consumo Individual por Finalidades (CCIF). Este enfoque utiliza un modelo supervisado de *Machine Learning* sobre las descripciones de los productos vendidos, junto a otros observables, lo que permite asignar a cada transacción una categoría de producto contenida en el IPC.

A modo de fijar notación, la tupla firma vendedora – descripción de producto se define como variedad y se denota por j . Cada una de las variedades es clasificada como algún producto i . Cuando una variedad es vendida múltiples veces en un mes t , el precio relevante de análisis P_{ijt} es el promedio simple de todos los precios relevantes.

3.2. Frecuencia y magnitud de ajuste de precios

La frecuencia de ajuste de un producto i en el mes t se computa de la siguiente manera:

$$F_{it} = \sum_{j \in \Omega_i} 1(P_{ijt} \neq P_{ijt-1}) / \sum_{j \in \Omega_i} 1,$$

donde Ω_i corresponde al conjunto de variedades pertenecientes al producto i . Esto mide la proporción simple de variedades dentro de un producto que está cambiando su precio entre dos meses.

Por su parte, la magnitud de ajuste de precios se computa como:

$$M_{it} = \sum_{j \in \Omega_i} \Delta P_{ijt} / \sum_{j \in \Omega_i} 1(P_{ijt} \neq P_{ijt-1}),$$

donde ΔP_{ijt} es la variación porcentual mensual entre los precios. Cabe notar que esta última medida es condicional sobre los productos que cambiaron sus precios, y que combina tanto precios positivos como negativos.

Podemos calcular F_{it} y M_{it} para 180 productos del IPC que podemos hacer seguimiento, los cuales representan poco más del 50% de la canasta, y donde los bienes están mejor representados que los servicios.² Ambas medidas pueden ser agregadas siendo la agregación del propio IPC una de las alternativas. En particular, podemos utilizar los ponderadores oficiales del INE (normalizados) y con ello obtener tanto la mediana y media ponderada de cada una de las medidas de rigidez.

Adicionalmente, calculamos medidas de frecuencia y magnitud de ajuste positivo y negativo, las cuales permiten entender con mayor detalle cómo se comportan las firmas. Lo hacemos de la siguiente manera:

² Los servicios en el IPC corresponden al 42% de la canasta y capturamos 8 puntos porcentuales de eso. Los bienes en el IPC corresponden al 58% y capturamos poco más de 42 puntos.

$$F_{it}^+ = \sum_{j \in \Omega_i} 1(P_{ijt} > P_{ijt-1}) / \sum_{j \in \Omega_i} 1 \quad ; \quad F_{it}^- = \sum_{j \in \Omega_i} 1(P_{ijt} < P_{ijt-1}) / \sum_{j \in \Omega_i} 1$$

$$M_{it}^+ = \sum_{\substack{j \in \Omega_i \\ P_{ijt} > P_{ijt-1}}} \Delta P_{ijt} / \sum_{j \in \Omega_i} 1(P_{ijt} > P_{ijt-1}) \quad ; \quad M_{it}^- = \sum_{\substack{j \in \Omega_i \\ P_{ijt} < P_{ijt-1}}} \Delta P_{ijt} / \sum_{j \in \Omega_i} 1(P_{ijt} < P_{ijt-1}).$$

3.3. Descomposición

Estas medidas de rigideces de precios nos permiten descomponer variaciones en la tasa de inflación en su margen extensivo y su margen intensivo. El primer componente nos da cuenta de que, para un nivel dado de magnitud positiva (negativa) promedio de ajuste precios, la inflación aumenta (disminuye) porque hay una mayor (menor) proporción de productos ajustando sus precios. El segundo componente nos da cuenta de que, para un nivel dado de frecuencia positiva (negativa) promedio de ajuste de precios, la inflación aumenta (disminuye) porque hay una mayor variación positivas (negativa) de precios.

Berardi, Gautier y Le Bihan (2015) muestran que la inflación mensual, π_t , puede ser aproximada en función de las medidas de rigideces descritas arriba: $\pi_t \approx F_{it}^+ M_{it}^+ + F_{it}^- M_{it}^-$.³ Adicionalmente, podemos escribir la inflación entre su variación respecto al promedio histórico, $\tilde{\pi}_t$, y el promedio histórico en sí, $\bar{\pi} = 1/T \sum_{t=0}^T \pi_t$. Con esto podemos escribir la siguiente descomposición:

$$\tilde{\pi}_t = \pi_t - \bar{\pi} = \underbrace{[\tilde{F}_t^+ \overline{\Delta p_t^+} + \tilde{F}_t^- \overline{\Delta p_t^-}]}_{Extensivo} + \underbrace{[\overline{\Delta p_t^+} \tilde{F}_t^+ + \overline{\Delta p_t^-} \tilde{F}_t^-]}_{Intensivo} + \underbrace{[\tilde{F}_t^+ \tilde{\Delta p}_t^+ + \tilde{F}_t^- \tilde{\Delta p}_t^-]}_{Residuo}.$$

4. Resultados: rigideces nominales en el tiempo

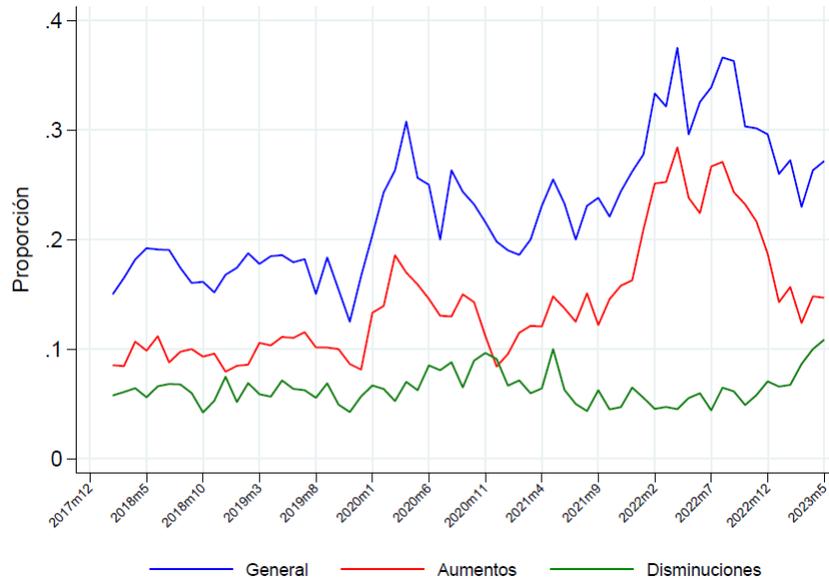
A continuación, se presentan los resultados de la metodología descrita arriba. La Figura 1 muestra la frecuencia de ajuste de precios ponderada por los pesos oficiales de la canasta IPC para los 180 productos que identificamos. La línea azul grafica la frecuencia general, la cual muestra un nivel de aproximadamente 0,19 hasta fines de 2019, lo que va en línea con lo encontrado en Nakamura y Steinsson (2008) usando datos para Estados Unidos. Este valor se interpreta como la proporción de productos del IPC que cambian sus precios de un mes a otro, ya sean estos aumentos o disminuciones de precios. Las líneas rojas y verdes muestran la proporción de ajuste positivos y negativos de precios, respectivamente.

Desde fines de 2019, se aprecia un aumento considerable en la medida de frecuencia de ajuste de precios, la cual alcanza su *peak* en abril de 2020, coincidente con el inicio de la pandemia en Chile. Luego, la frecuencia baja, pero quedando en niveles por sobre el 0,20. Esta dinámica está explicada completamente por lo que sucede en la frecuencia de ajuste positivos. Nuevamente, en último trimestre de 2021, la frecuencia vuelve a crecer llegando a niveles todavía más elevados que en 2020. Sube consistentemente hasta un *peak* por sobre el 0,35 en el segundo trimestre de 2022. Una vez más este proceso es liderado por la frecuencia de

³ La Figura 4 en el apéndice compara la inflación oficial utilizando datos del INE y la aproximación utilizando medidas de frecuencia y magnitud de ajuste de precios.

ajustes positivos. En los últimos tres meses (marzo-2022 a mayo-2022) se observa un aumento en la frecuencia de ajustes negativos que puede estar contribuyendo a la baja en la inflación mensual observada en los últimos meses.

Figura 1. Frecuencia de ajuste de precios



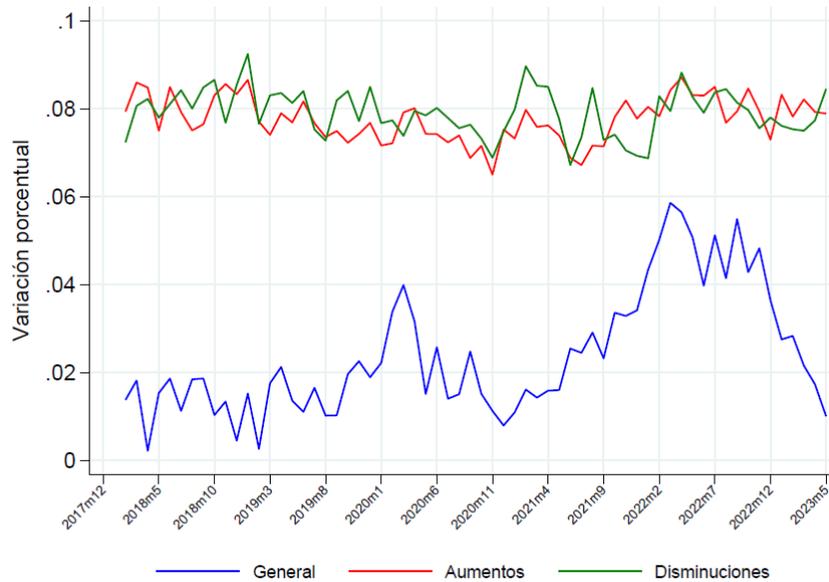
Nota: La línea azul corresponde a la mediana ponderada de la proporción de productos que cambian precios en un mes. La línea roja a la mediana ponderada de la proporción de productos que aumentan sus precios en un mes. La línea verde a la mediana ponderada de la proporción de productos de disminuyen sus precios en un mes.

La línea azul de la Figura 2 muestra que la magnitud de ajuste de precios hasta fines de 2019 fue en promedio un 1,3% mensual. Esto es condicional en el ajuste efectivo y considerando tanto aumento como disminuciones de precios. La línea roja y verde muestran la magnitud de ajustes positivos y negativos, respectivamente, donde estas medidas se calculan condicional en que los ajustes hayan tenido esas direcciones en sus ajustes. Se observa que las magnitudes de aumentos y disminuciones de precios se mantienen constante a lo largo de toda la muestra, incluso en los momentos de mayor inflación durante 2022. Sin embargo, podemos ver que la magnitud general tiene un primer *peak* en abril de 2020 llegando a una tasa de 0,04, la cual luego vuelve en 2020 y comienzos de 2021, a niveles cercanos a los de 2018 y 2019. A pesar de la normalización en esta medida de rigidez nominal, desde mediados de 2021 la magnitud promedio de ajuste de precios aumenta fuertemente llegando a niveles cercanos al 0,06 en marzo de 2022, y manteniéndose cercano al 0,05 hasta fines de 2022 cuando recién comienza a caer, y ubicarse en niveles previos al estallido social.

Este análisis nos da indicios de al menos dos fenómenos en relación con cómo las firmas toman sus decisiones de ajuste de precios. Primero, pareciera ser que las firmas, cuando ajustan sus precios lo hacen basado en una regla estándar del tamaño de aquel ajuste, ya sea para aumentos como para disminuciones. Al menos en el agregado, esta regla pareciera ser independiente del ciclo inflacionario o presiones de costos que se vieron en

2021 y 2022. Segundo, el comportamiento que sí cambia con otros observables macroeconómicos es el de frecuencia de ajuste, y en particular los ajustes positivos.

Figura 2. Magnitud de ajuste de precios



Nota: La línea azul corresponde a la magnitud en la cual los bienes ajustan sus precios, condicional en que se hayan ajustado. La línea roja a la magnitud en la cual los bienes aumentan sus precios, condicional en que hayan aumentado. La línea verde a la magnitud en la cual los bienes disminuyen sus precios, condicional en que hayan disminuido.

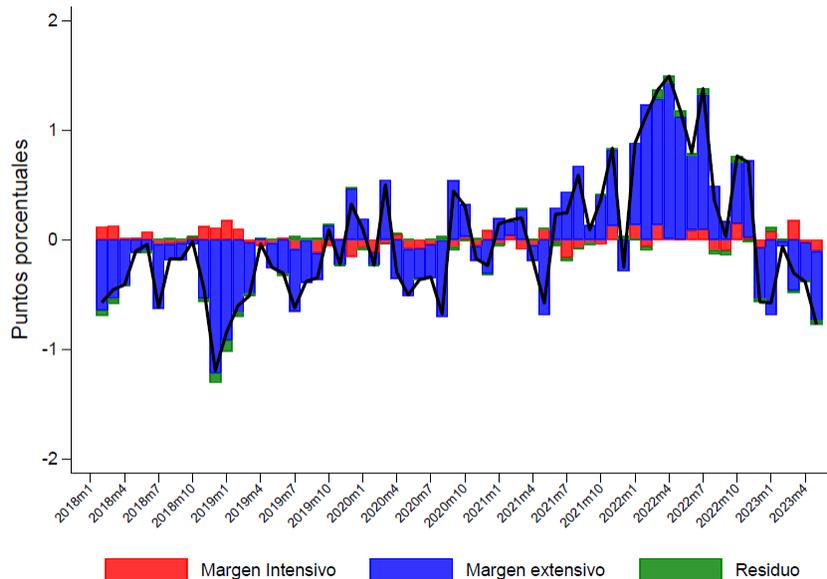
La correcta cuantificación de la contribución que tiene la frecuencia y magnitud de ajuste de precios sobre inflación se muestra en la Figura 3. Las barras rojas muestran la contribución del margen intensivo. Es decir, cuántos puntos porcentuales de la variación de la inflación (diferencia respecto a su promedio histórico) se explican porque los productos al ajustar sus precios lo hacen en mayor medida. Las barras azules muestran la contribución del margen extensivo. Es decir, cuántos puntos porcentuales se explican porque la proporción de productos ajustando precios ha crecido. Es claro ver que la dinámica de la variación de la inflación está completamente explicada por lo que sucede con este último componente. Esto es consistente tanto para cuando la inflación estaba por debajo su promedio desde 2018, como cuando entre 2021 y 2022 estuvo por sobre, y en 2023 cuando ha venido bajando la inflación.

5. Conclusiones

Los hallazgos obtenidos en esta minuta, en su conjunto, son informativos de cómo la inflación se asocia estrechamente con cierto tipo de decisiones de fijación de precios de parte de las firmas y no con otras. Específicamente, vemos que a lo largo del ciclo son las variaciones en el grado de rigidez nominal las que se

vinculan de modo más claro con los cambios en la inflación observada, mientras que las magnitudes de ajuste no parecen ser muy sensibles a las modificaciones del entorno económico. Consideramos que estos resultados ponen de relieve la importancia de entender los cambios en el comportamiento de las empresas por medio del análisis granular, ya que de este modo se pueden validar o cuestionar ciertos supuestos usados en los modelos, tales como reglas de ajuste de precios dependientes del tiempo o reglas dependientes del estado. La validez de una regla u otra tiene implicancias no menores sobre la variación de la efectividad de la política monetaria en reducir la inflación a través del ciclo.

Figura 3. Descomposición de la variación de la inflación



Nota: La línea negra corresponde a la variación de la inflación mensual respecto a su promedio histórico. Las barras rojas y azules muestran la contribución del margen intensivo y margen extensivo, respectivamente. Las barras verdes muestran el residuo como producto de la aproximación.

Referencias

Acevedo, P., E. Luttini, M. Pizarro, D. Quevedo y M. Rojas (2023): "Invoices rather than surveys: Using ML to track real activity." Mimeo, Banco Central de Chile.

Berardi, N., E. Gautier, y H. Le Bihan (2015): "More Facts About Prices: France Before and During the Great Recession," *Journal of Money, Credit, and Banking* 47(8): 1465-1502.

Nakamura, E. y J. Steinsson (2008): "Five Facts About Prices: A Reevaluation of Menu Cost Models." *The Quarterly Journal of Economics* 123(4): 1415-1464.

Apéndice A: Detalle del trabajo de datos

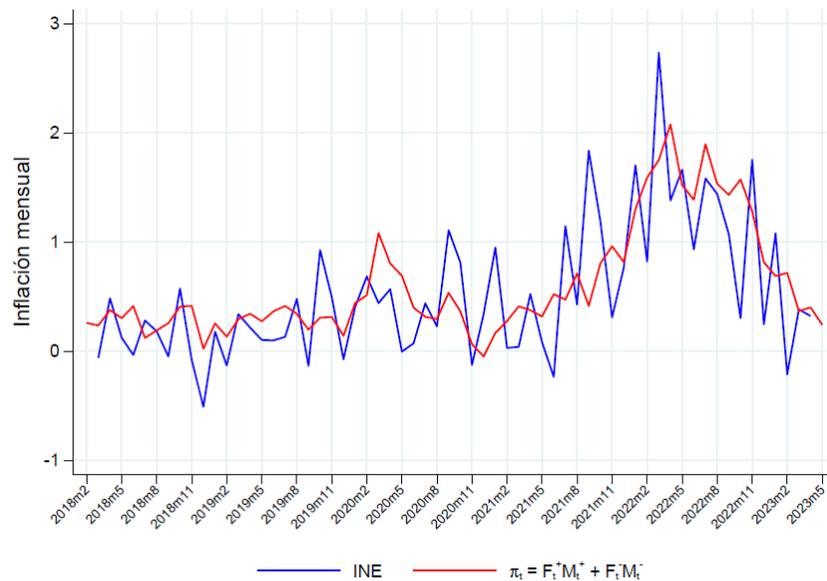
Los primeros filtros para que las firmas sean consideradas dentro de la muestra son: (1) que estén en el directorio Cuentas Nacionales, (2) que posean más de 5 trabajadores en el año, (3) que vendan más de 12.000 USD en el F29, (4) compras de materiales positivas en el F29.

Luego, tenemos restricciones respecto a las transacciones en la FE. En particular consideramos a las glosas o transacciones que cumplan con los siguientes requisitos:

1. Glosas hayan sido clasificadas como CCIF utilizando Acevedo et. al (2023)
2. Bandas INE: precio de la glosa dentro de límites función de precios mínimos y máximos entregados por el INE. En particular, sobre $0,9P_{min}$ y bajo $1,2P_{máx}$.
3. FE no anulada (esto se da cuando existe una nota de crédito que la anula)
4. Glosas tal que $P > 10, Q > 0, PQ < 10^{11}$
5. RUT emisor \neq RUT receptor
6. Se considera cambio sólo si $\Delta P > 10$
7. Sólo variaciones de precios por glosa que estén sobre -20% y bajo 30%
8. Glosas observadas por al menos 30 meses consecutivos
9. CAE pertinente

Apéndice B: Figuras adicionales

Figura 4. Aproximación de la inflación mensual usando medidas de rigidez nominal



Nota: La línea azul corresponde a inflación mensual de 180 productos del IPC considerados en el análisis. La línea roja corresponde a la aproximación utilizando frecuencia y magnitud de ajuste de precios.

Minuta citada en RECUADRO I.3:

Evolución Reciente del Consumo Privado

Benjamín García

Mario Giarda

Ignacio Rojas

La presente minuta actúa como complemento metodológico en lo referido a la construcción de las series de consumo desagregado analizadas en el recuadro “Evolución reciente del consumo privado”.

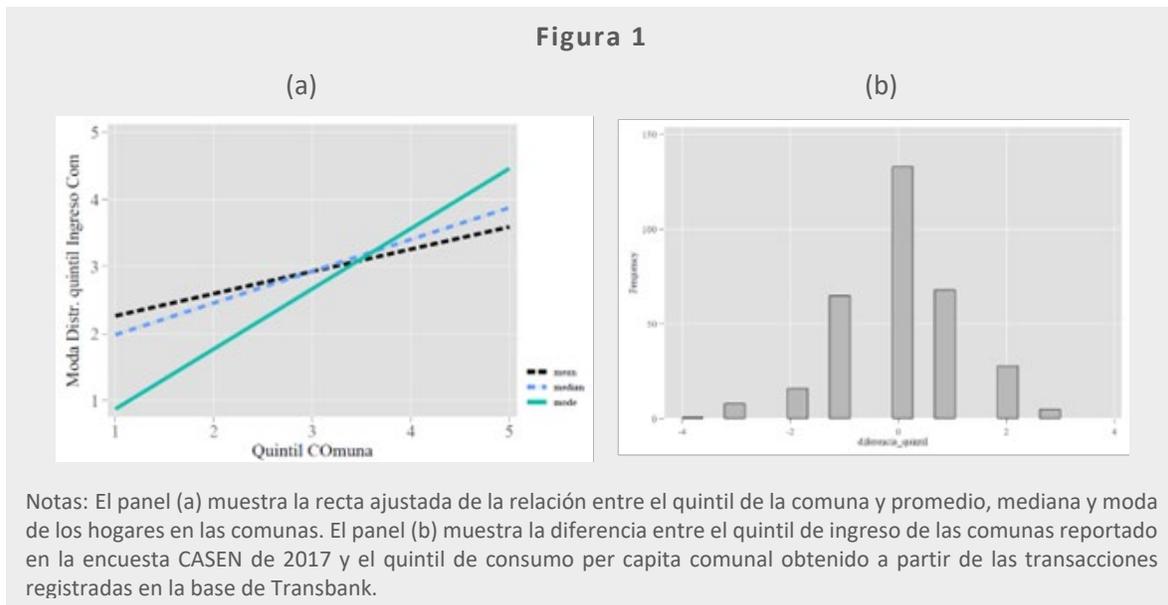
Datos

Para la construcción de las distintas series de consumo privado se utilizan principalmente dos fuentes de datos. Primero, la base de transacciones de débito y crédito (Transbank) agregada a frecuencia mensual, disponible desde enero de 2015 a la fecha. Esta base de datos tiene el identificador de la comuna en donde se realizó la transacción, el rubro del local y la modalidad de compra, si ésta es presencial u online. Segundo, se usa la base de datos de CASEN 2017 para clasificar cada comuna por quintil de ingreso y usar esta clasificación como comparación de los quintiles obtenidos con los datos de transacciones. Adicionalmente, para la construcción de las series lo anterior se complementa con otras dos series: del Servicio Electoral respecto al tamaño aproximado de la población de cada comuna para calcular su consumo per-cápita, y de IPC de alimentos, bienes sin volátiles y servicios sin volátiles para deflactar las series nominales.

Dada la estructura de los datos disponible se trabajó con dos agregaciones de las bases de datos, por tipo de consumo (alimentos, bienes manufacturados y servicios) y por quintil de ingreso, aproximado este último por el nivel de consumo comunal per cápita. Para la construcción de la base de consumo agregado por tipo de consumo se filtraron los rubros siguiendo las categorías utilizadas por el Banco Central de Chile, agregando en la categoría alimentos aquellos rubros en donde el giro principal son productos perecibles, creando así una categoría extra a las utilizadas típicamente y reportadas por cuentas nacionales. Esta división intermedia para el sector de bienes se realiza debido a la volatilidad adicional que se observa en los precios de alimentos, significativamente mayor que el resto de los bienes y servicios. Luego, se agrega el consumo de cada bien por mes. Estas series se desestacionalizan y se deflactan por el IPC de su categoría. Finalmente, las series de consumo de bienes y alimentos reales se agregan, obteniendo de esta forma las series de tiempo de bienes y servicios reales desestacionalizados a frecuencia mensual, consistentes con cuentas nacionales.

La segunda división de los datos, la cual desagrega las transacciones por quintil de consumo se construye de la siguiente forma. Primero, se consideran solo las transacciones presenciales, dado que las transacciones online no incorporan la comuna de envío. Luego se clasifica cada comuna en un quintil de consumo corriendo una regresión del logaritmo del consumo per-cápita de la comuna

en el mes en efectos fijos de comuna, controlando por efectos fijos de tiempo (para controlar por tendencias y variaciones agregadas) siguiendo la metodología de Card et al. (2013). Estos efectos fijos representan el consumo promedio de la comuna a lo largo del período muestral. Por lo tanto, luego se ordenan las comunas con respecto a este efecto fijo y se dividen las comunas en quintiles. Luego, a la base nominal por tipo de bien descrita anteriormente se le une el quintil al que pertenece cada una de las comunas. Las series se desestacionalizan y se deflactan por su IPC desestacionalizado. Finalmente, se suma el consumo total de cada uno de los quintiles por el mes de transacción, obteniendo la serie de tiempo del consumo agregado real desestacionalizado por quintil de consumo comunal.



Relación entre quintiles de consumo e ingreso

La base de datos de Transbank sólo permite distinguir el quintil de consumo al que pertenece la comuna a lo largo del tiempo. Sin bien es esperable que los quintiles de consumo en una comuna sean una buena aproximación de los quintiles de ingreso de los residentes de dicha comuna, pueden darse algunos casos en que se generen discrepancias entre ambas métricas, por ejemplo, en el caso de la existencia de los polos de consumo regionales (como grandes centros comerciales o zonas francas).

Con el objeto de generar series de consumo por quintiles que sean robustas a estas potenciales discrepancias, se utiliza la encuesta CASEN 2017¹, la última realizada presencialmente, para comparar indicadores de ingreso a nivel comunal con estadísticos equivalentes usando la base de datos de Transbank. En primer lugar, se estudia la correlación entre la distribución de ingresos per cápita dentro de la comuna con el ordenamiento de la comuna en términos de ingreso per cápita promedio. En particular, se compara el quintil de las personas que viven en la comuna con el quintil de ingreso del promedio de la comuna en la distribución comunal de ingreso. Esto se hace con el objeto de comprobar que el promedio, la moda y la mediana comunal sea representativo de las

¹ La encuesta CASEN posee los ingresos por hogar y los factores de expansión del hogar dentro de la comuna.

personas que viven ahí. Para esto, se obtiene el ingreso per cápita medio de cada comuna, las ordenamos y obtenemos el quintil al que pertenece cada comuna en la distribución de comunas. Luego, estudiamos a qué quintil pertenecen los hogares de la comuna y calculamos los quintiles promedio, mediano y modal por comuna. La Figura 1 (a) muestra el ejercicio de comparar cómo es la distribución de los individuos con la distribución por comuna. Si es que en todas las comunas vivieran sólo personas de un mismo quintil, las líneas serían de 45 grados denotando que el quintil comunal es una representación perfecta del quintil de los hogares que habitan ahí. Se observa en la figura una alta relación positiva entre el quintil comunal y el quintil promedio y mediano de la comuna. Más aún, se encuentra una relación casi uno a uno entre la moda del quintil por hogar y el quintil comunal. Esto sugiere que la comuna como unidad de representación del ingreso es una buena aproximación del ingreso de los hogares.

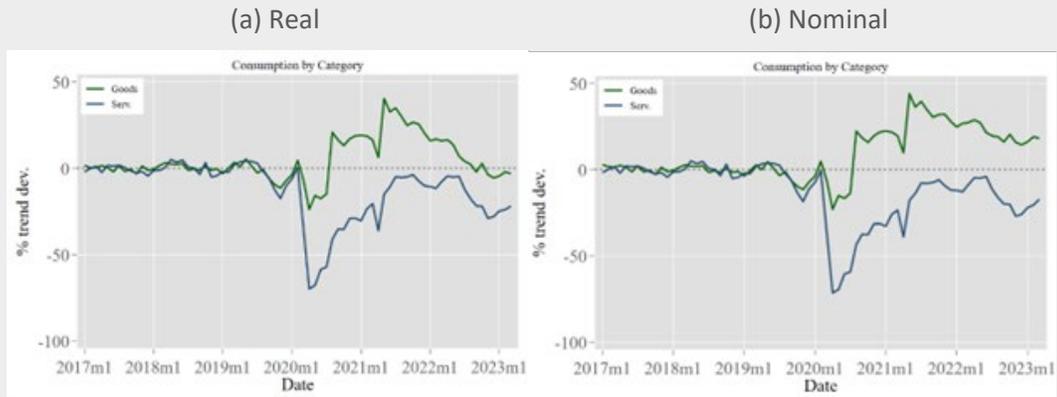
Como segundo ejercicio de robustez respecto a la representatividad de la serie de consumo se estudia si el consumo que se obtiene de los datos de transacciones de tarjetas es representativo del ingreso. En este ejercicio se clasifica (de la forma anteriormente descrita) a las comunas por quintil de transacciones per-cápita y se compara cuán lejos del quintil de ingreso comunal está cada comuna. Esto se muestra en la Figura 1 (b). Si bien el consumo por tarjetas no es una representación perfecta del ingreso de las comunas, podemos ver que para cerca de un 85% de las comunas la diferencia entre ambas medidas es igual o menor que uno. Por otro lado, para unas pocas comunas (menos del 5%) se encuentra una diferencia entre el quintil de consumo y el de ingreso mayor que dos en términos absolutos. Este pequeño grupo de comunas, para evitar distorsiones en el análisis, fueron filtradas en la construcción de las series de consumo por quintiles.

Desviaciones de Tendencia

En el recuadro al que esta minuta complementa se analizan las series anteriormente construidas (por tipo de bien y por quintil) en términos de una brecha respecto a su nivel tendencial. Para la construcción de esta brecha se computa la diferencia entre el logaritmo de la serie y una trayectoria de tendencia basada en el crecimiento promedio entre 2015 y septiembre de 2019. Estas fechas se eligen con el objetivo de permitir analizar la parte cíclica del período en estudio cuidando de no contaminar las tendencias de comportamientos anormales producto de la crisis social y la pandemia. Las tendencias se calculan en base al resultado de la predicción de una regresión lineal entre el logaritmo de las series y una tendencia.

La Figura 2 muestra las series por tipo de bien. En verde, bienes y en azul, servicios. El panel (a) muestra las series reales mientras que el panel (b) las series nominales. Las diferencias entre las series reales y nominales en la última parte se deben a la alta inflación en los últimos dos años.

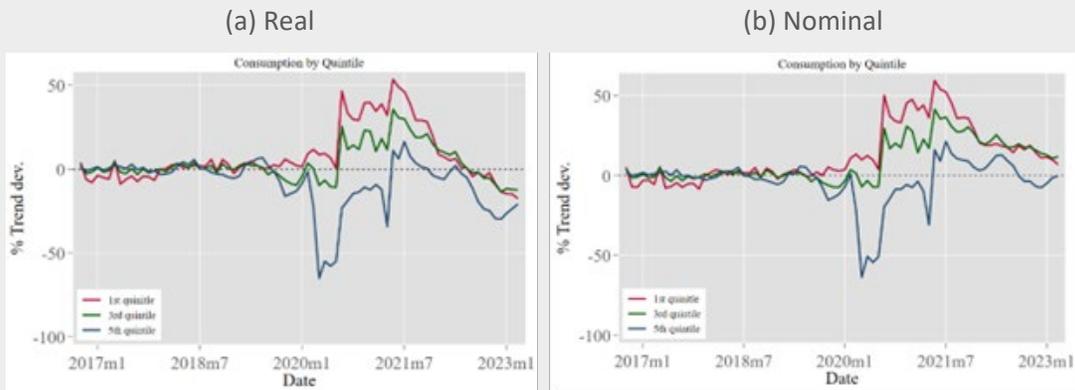
Figura 2



Notas: La figura muestra el (log) nivel de las distintas series de consumo privado en desviación de su propia tendencia, computada esta última a partir del crecimiento promedio de las series entre 2015 y Septiembre de 2019.

Para obtener las series de consumo agregado por quintiles, se suman las series de las comunas pertenecientes a cada quintil para luego, análogo a la desagregación sectorial recientemente descrita, calcular la tendencia del logaritmo del índice para cada una de las series. La diferencia logarítmica entre la serie deflactada y su tendencia en términos reales se muestra en el panel (a) de la figura 3. Las series en términos nominales se presentan en el panel (b) de la figura.

Figura 3



Notas: La figura muestra el (log) nivel de las distintas series de consumo privado en desviación de su propia tendencia, computada esta última a partir del crecimiento promedio de las series entre 2015 y Septiembre de 2019.

Proporción del gasto de hogares dedicado a consumo

La composición del consumo por sector productivo es una dimensión relevante que puede ser analizada la data disponible. Para esto se computa la diferencia de la proporción del gasto nominal dedicado a cada sector respecto a su media entre enero de 2015 y septiembre de 2019. La figura 4 panel muestra esta diferencia.

Figura 4



Notas: La figura muestra el porcentaje del gasto nominal dedicado a cada sector en desvíos de su promedio entre 2015 y Septiembre de 2019.

Relación entre proporciones de gasto e ingreso en el ciclo.

García y otros (2023) argumentan que para Chile hay patrones sistemáticos en las fluctuaciones de las proporciones de gasto privado en los distintos bienes, siendo la evidencia de la Figura 4 algo no particular a los episodios recientes, sino que son patrones más permanentes. Los autores muestran que fluctuaciones del PIB y del ingreso generan patrones predecibles por las elasticidades ingreso de los grupos de bienes; esto es, bienes que tienen mayor elasticidad ingreso tienen proporciones de gasto más procíclicas que los con menores elasticidad ingreso. Ellos muestran que para Chile (y para los países de la OCDE) alimentos tienen una elasticidad negativa mientras que manufacturas y servicios tienen una elasticidad positiva (evidencia consistente con Comín y otros 2020) donde la de servicios es la más alta. Esto implica que en la parte alta del ciclo las canastas de consumo se trasladan desde alimentos a servicios, generando presiones de demanda relativamente más altas en estos últimos.

Conclusión

Esta minuta describe los cálculos y metodologías usados para el computo de las series desagregadas de consumo en base a transacciones de tarjetas de crédito y débito utilizando la base de datos de Transbank.

Referencias

- Card, D., Heining, J. And Kline, P. (2013). Workplace heterogeneity and the rise of west german inequality. *The Quarterly Journal of Economics*, 128 (3), 967-1015.
- García, B., Giarda, M., Lizama and Romero, D. (2023). Time-Varying Expenditure Shares and Macroeconomic Fluctuations. Mimeo, Central Bank of Chile.
- Comín, D., D. Lashkari, and M. Mestieri (2021). Structural Change with Long-run Income and Price Effects, *Econometrica*, 89, 311-374.