

Nº 138

DICIEMBRE • 2022

# ARTÍCULO

Los efectos de los choques de la demanda  
interna sobre la inflación en una  
economía pequeña y abierta: Chile  
en el período 2000-2021

Ramón Eugenio López y Kevin A. Sepúlveda

REVISTA  
CEPAL

COMISIÓN  
ECONÓMICA PARA  
AMÉRICA LATINA  
Y EL CARIBE



NACIONES UNIDAS

CEPAL

# Los efectos de los choques de la demanda interna sobre la inflación en una economía pequeña y abierta: Chile en el período 2000-2021

Ramón Eugenio López y Kevin A. Sepúlveda

## Resumen

En este estudio se analizan los factores que determinaron la inflación en Chile durante el período 2000-2021. La conclusión es que principalmente fueron variables de origen externo y el tipo de cambio, y que la demanda interna no tuvo demasiada incidencia, pues, en períodos normales, fue responsable de no más del 25% de la inflación observada. La inflación mensual promedio fue de un 0,3%, lo que implica que el aumento de la demanda interna durante los períodos normales se tradujo en una inflación mensual del 0,08%. Es llamativo que los períodos extraordinarios de rápido aumento de la demanda —por la aplicación de políticas fiscales sumamente expansivas, cuantiosos retiros de los fondos de pensiones, o ambos— hayan tenido un efecto modesto sobre la inflación. Este estudio confirma lo que cabe esperar en economías pequeñas y abiertas como la de Chile: las variaciones de los precios internos normalmente son causadas por fluctuaciones de los precios extranjeros.

---

## Palabras clave

Inflación, oferta y demanda, precios, tipos de cambio, liquidez, política monetaria, modelos econométricos, Chile

## Clasificación JEL

E31, E5, E62

## Autores

Ramón Eugenio López tiene un doctorado en Economía y es Profesor del Departamento de Economía de la Universidad de Chile. Correo electrónico: ramlopez@fen.uchile.cl.

Kevin A. Sepúlveda tiene una maestría en Economía y es Coinvestigador en el Departamento de Economía de la Universidad de Chile. Correo electrónico: ksepulved@fen.uchile.cl.

## I. Introducción

En este trabajo se examinan los factores que determinaron la inflación en Chile durante los primeros dos decenios del siglo XXI. El objetivo principal es evaluar qué efecto tienen las fluctuaciones de la demanda interna sobre la inflación interna. Se trata de una cuestión de suma importancia, teniendo en cuenta que la aplicación de políticas keynesianas en un contexto de recesión, de subutilización de la capacidad productiva y de desempleo elevado se traduce en un aumento del gasto interno, producto del incremento del gasto público y de los subsidios sociales y de la adopción de medidas relacionadas, como la reducción de los requisitos de ahorro obligatorio que el sistema de Administradoras de Fondos de Pensiones (AFP) impone a los trabajadores. Durante la crisis de la pandemia de enfermedad por coronavirus (COVID-19), en el período 2020-2021, estas políticas se aplicaron de forma muy agresiva en Chile.

Determinar el efecto inflacionario de las políticas keynesianas de ese tipo es fundamental para el diseño de las futuras políticas de demanda. La idea que sustenta al keynesianismo es que, cuando la capacidad productiva está subutilizada y hay desempleo, los aumentos de la demanda se traducen en un mayor uso de la capacidad productiva, o incluso en su expansión, no en aumentos de los precios. Si el efecto del aumento de la demanda es en esencia una mayor inflación, puede concluirse que las políticas de demanda son de escaso valor. Tal es la conclusión que motiva esta investigación. En 2020 y 2021, se aplicaron en Chile políticas diseñadas para aumentar la demanda a un ritmo pocas veces visto en la historia reciente del país. Nuestro objetivo es aprovechar este colosal experimento para evaluar la pertinencia de las políticas de demanda en una economía como la chilena durante situaciones de crisis<sup>1</sup>.

En este trabajo se adopta una postura ecléctica que no descarta la posibilidad de que los factores de la demanda interna y la inflación externa tengan un efecto combinado sobre la inflación. Las variaciones de la inflación en el extranjero, las fluctuaciones del tipo de cambio nominal y los factores de la demanda interna se establecen como los aspectos que determinan las variaciones de la inflación interna. Dado que es probable que los factores de la demanda influyan sobre el tipo de cambio, nuestro modelo permite determinar de manera simultánea la inflación y el tipo de cambio.

## II. El modelo

Se empieza con una ecuación básica de precios que posteriormente se modifica para abordar una serie de potenciales problemas econométricos e incluir algunas consideraciones dinámicas adicionales:

$$p_t = AP_t^\alpha E_t^\beta D_t^\gamma e^{\mu_t} \quad (1)$$

donde  $p_t$  es el nivel del índice de precios internos en el mes  $t$ ,  $A$  es una constante,  $P_t$  es el índice de precios en el extranjero,  $E_t$  es el tipo de cambio nominal,  $D_t$  es el nivel de la demanda interna,  $\alpha, \beta, \gamma$  son los parámetros y  $\mu_t$  es el error estadístico.

<sup>1</sup> Chile es una economía pequeña y sumamente abierta a los flujos comerciales y de capital. En principio, esto sugeriría que, si la hipótesis de la paridad de poder adquisitivo (PPA) se mantiene en sus variantes más débiles, como la de la paridad relativa, o aun en una situación de paridad casi perfecta (Hegwood y Papell, 1998), el efecto inflacionario de las políticas de demanda, como las que se aplicaron en 2020 y 2021, debería ser limitado. A su vez, esto implicaría que los estímulos de la demanda interna deberían promover la producción y el empleo, y posiblemente la inversión, a la vez que tendrían efectos inflacionarios mínimos. Dicho de otra manera, cuando en un país los niveles elevados de concentración de ingresos y los salarios bajos dan lugar a una debilidad crónica de la demanda, la aplicación eficaz de políticas de demanda podría poner en marcha un espiral de crecimiento y desarrollo a mediano plazo. Las pruebas con respecto a la validez empírica de la hipótesis de la PPA en cualquiera de sus versiones no son concluyentes. Véanse los estudios de Taylor (2002), Crownover, Pippenger y Steigerwald (1996), Li, Lin y Hsiao (2015), Carlsson, Lyhagen y Österholm (2007), Kasuya y Ueda (2000), Céspedes y De Gregorio (1999), Korap y Aslan (2010) y Taylor y McMahon (1988).

En primer lugar, se expresa la ecuación (1) en logaritmos. Asimismo, a fin de tener en cuenta la posibilidad de raíces unitarias, se estima esta ecuación utilizando el método de primeras diferencias logarítmicas:

$$\Delta \ln p_t = \alpha \Delta \ln P_t + \beta \Delta \ln E_t + \gamma \Delta \ln D_t + \Delta \mu_t \quad (2)$$

$$\text{donde } \Delta \ln x_t \equiv \ln x_t - \ln x_{t-1} \text{ para } x_t = \begin{cases} P_t \\ E_t \\ D_t \end{cases} \quad (3)$$

Como valores representativos de la variable  $\Delta \ln P_t$ , se utiliza la inflación en los principales socios comerciales de Chile, a saber, los Estados Unidos, la Unión Europea y China. En Chile, las variaciones en el tipo de cambio ( $\Delta \ln E_t$ ) se miden de manera mensual. En vista de que la variable  $\Delta \ln D_t$  es más difícil de medir, se parte de la hipótesis de que, en períodos normales, la demanda interna crece a un ritmo estable y compatible con el crecimiento de la economía a largo plazo, mientras que, en los períodos de crisis, la demanda interna podría verse sumamente afectada por la adopción de políticas fiscales excepcionales, como aumentos o reducciones inusuales de los subsidios sociales, o por políticas tales como el retiro de los ahorros que la población mantiene en los fondos de retiro administrados por las AFP o en los fondos de indemnización por desempleo, entre otros. Por lo tanto, para los efectos de la estimación econométrica, la ecuación (2) se ajusta de la siguiente manera:

$$\Delta \ln p_t = \gamma_0 + \sum_1^n \gamma_i d_i + \alpha \Delta \ln P_t + \beta \Delta \ln E_t + \Delta \mu_t \quad (4)$$

donde  $d_i$  ( $i = 1, 2, \dots, n$ ) son variables ficticias con valores equivalentes a 1 en el período  $i$  y equivalentes a 0 en los períodos  $j \neq i$ . El efecto de las variaciones de la demanda sobre la inflación ( $\gamma \Delta \ln D_t$ ) puede desglosarse en el efecto que se observa durante los períodos de estabilidad, cuando la demanda aumenta a un ritmo regular  $\gamma_0$ , y el que se observa en los períodos anormales o críticos, cuando se adoptan medidas fiscales o monetarias de emergencia para enfrentar crisis específicas, con  $\gamma_i$  ( $i = 1, 2, \dots, n$ ), donde se consideran  $n$  períodos anormales. Por lo tanto, el efecto de las variaciones de la demanda sobre la inflación en un período  $i$  es  $\gamma \Delta \ln D_t = \gamma_0 + \sum_1^n \gamma_i d_i$ . También se considera una especificación alternativa para los factores de demanda, basada en un valor representativo continuo de la demanda mensual, según el cual se considera que la demanda varía en proporción con el índice mensual de actividad económica (IMACEC). En otras palabras, se parte de la hipótesis de que  $\Delta \ln D_t$  mantiene una correlación positiva con  $\Delta \text{IMACEC}$  (el resultado del uso de esta especificación figura en el anexo A1).

En el lado derecho de la ecuación (4) también se incluyen valores pasados de la variable dependiente para reflejar los posibles efectos diferidos de las variables sobre la inflación. De esta manera, es posible medir los efectos de corto y mediano plazo de las variables independientes sobre la inflación.

## 1. Métodos de estimación

La estimación de la ecuación (4) podría verse afectada por un sesgo de simultaneidad. Se utilizan dos métodos alternativos para estimar la ecuación ampliada (4). El primero es el método de mínimos cuadrados en dos etapas, en el que se emplean variables instrumentales para el tipo de cambio a fin de evitar los sesgos de simultaneidad relacionados con el hecho de que la inflación interna puede afectar el tipo de cambio. Como variables instrumentales, se utiliza el precio del cobre y la tasa efectiva de los fondos federales de los Estados Unidos. Junto con las estimaciones del método de mínimos cuadrados en dos etapas, se utiliza el método generalizado de los momentos (MGM), que puede considerarse una prueba de la robustez de los coeficientes calculados según el primer método.

## 2. Datos

Estas ecuaciones se estimaron usando los datos mensuales correspondientes al período 2000-2021, durante el cual no se produjeron cambios estructurales significativos que afectaran la determinación del tipo de cambio, lo que cumple el requisito establecido por Taylor (1988) sobre la validez de la paridad del poder adquisitivo en cualquiera de sus formas. Los datos utilizados son los que suministran las instituciones públicas. En particular, los datos de la inflación de Chile, los Estados Unidos, China y la zona del euro se obtuvieron, respectivamente, del Instituto Nacional de Estadísticas (INE), de la Oficina de Estadísticas Laborales, de la Oficina Nacional de Estadística y de la Eurostat. Los datos sobre el tipo de cambio nominal, la tasa de política monetaria y el IMACEC se obtuvieron de la Base de Datos Estadísticos del Banco Central de Chile. Por último, el precio del cobre es el que publica la Comisión Chilena del Cobre (COCHILCO) y la tasa efectiva de los fondos federales de los Estados Unidos es la que publica la Reserva Federal. En el anexo A1 se presentan las estadísticas descriptivas completas para los datos utilizados en las regresiones.

## 3. Experimentos naturales y variables ficticias

En el modelo (4) se incluyen seis variables ficticias para los períodos anormales. En la primera ( $d_1$ ) se adopta el valor 1 para el período transcurrido entre septiembre de 2008 y septiembre de 2009. Esta variable permite reflejar el efecto que la crisis internacional tuvo en Chile durante esos meses, cuando se produjeron variaciones fundamentales en la producción y en las políticas monetaria y fiscal del país. En la segunda variable ficticia ( $d_2$ ) se adopta el valor 1 para los meses transcurridos entre octubre de 2009 y febrero de 2010, el período de recuperación tras la crisis.

En la tercera variable ficticia ( $d_3$ ) se adopta el valor 1 para el lapso transcurrido entre abril y julio de 2020, un período durante el cual los efectos económicos de la pandemia se hicieron evidentes, pero todavía no se habían aplicado subsidios sociales significativos ni se habían realizado retiros de las AFP. En la cuarta variable ficticia ( $d_4$ ) se adopta el valor 1 para el lapso transcurrido entre agosto y diciembre de 2020, un período durante el cual las repercusiones de la pandemia coincidieron con los primeros efectos de los subsidios sociales y con el primer retiro de las AFP, en julio de 2020. En la quinta variable ficticia ( $d_5$ ) se adopta el valor 1 para el período transcurrido entre enero y abril de 2021, cuando se observó un marcado aumento de los subsidios sociales y comenzaron a notarse los efectos del segundo retiro de las AFP, en diciembre de 2020, sobre la demanda interna. Por último, en la sexta variable ficticia ( $d_6$ ) se adopta el valor 1 para el período transcurrido entre mayo y diciembre de 2021, cuando pudieron observarse los efectos del tercer retiro de las AFP, ocurrido en abril de 2021, y de la aplicación de importantes subsidios sociales, como el Ingreso Familiar de Emergencia (IFE)<sup>2</sup>.

Por lo tanto, estas variables ficticias reflejan los efectos de los diversos experimentos naturales observados en 2020 y 2021. Muestran qué alcance tuvieron tales experimentos, incluidas las repercusiones de la pandemia entre abril y julio de 2020, cuando todavía no se había implementado ninguna política de protección ( $d_3$ ). Luego se observa un período en que el experimento incluye las repercusiones combinadas de la pandemia y de los primeros subsidios sociales, que tuvieron un alcance muy limitado ( $d_4$ ). Los efectos más claros sobre la demanda deberían verse reflejados en los coeficientes de  $d_5$  y en particular de  $d_6$ , los períodos en que se observa un uso sumamente intenso y persistente de estímulos inusuales de la demanda. De hecho, el estímulo de la demanda en este período no tiene precedentes en la historia reciente del país. Si los estímulos de ese tipo se traducen en una mayor inflación, cabría esperar que estos coeficientes sean positivos y significativos.

<sup>2</sup> En este período también se observó un rápido aumento de la tasa de política monetaria del banco central. En el anexo A1 se utilizan de forma explícita las variaciones de la tasa de política monetaria con rezagos como variable explicativa adicional.

### III. Resultados

En esta sección se presentan los resultados de las estimaciones del modelo de mínimos cuadrados en dos etapas y el modelo MGM. En el cuadro 1 se muestran los resultados de la segunda etapa de la estimación calculada mediante variables instrumentales, cuando la variable explicada es la inflación mensual.

**Cuadro 1**  
Inflación mensual calculada según el método  
de mínimos cuadrados en dos etapas

Número de observaciones	263
Prueba de $\chi^2$ de Wald (11)	209,27
Probabilidad $> \chi^2$	0,0000
$R^2$	0,4357

Inflación de Chile	Coefficiente	Error estándar robusto	z	p >  z	Intervalo de confianza (95%)	
Variación porcentual del tipo de cambio nominal	0,0601	0,0133	4,53	0	0,0341	0,0861
Inflación de los Estados Unidos	0,4481	0,0528	8,49	0	0,3447	0,5515
Inflación de China	0,0306	0,0296	1,03	0,302	-0,0275	0,0886
Inflación de la zona del euro	0,0371	0,0428	0,87	0,386	-0,0467	0,1209
Variable ficticia 1	-0,0006	0,0014	-0,42	0,675	-0,0032	0,0021
Variable ficticia 2	-0,0014	0,0014	-1,01	0,315	-0,0042	0,0013
Variable ficticia 3	-0,0003	0,0007	-0,51	0,613	-0,0016	0,0010
Variable ficticia 4	0,0017	0,0013	1,27	0,204	-0,0009	0,0043
Variable ficticia 5	-0,0004	0,0014	-0,28	0,779	-0,0032	0,0024
Variable ficticia 6	-0,0002	0,0016	-0,15	0,882	-0,0033	0,0028
Inflación en Chile con rezago de un período	0,3694	0,0566	6,52	0	0,2584	0,4804
$Y_0$	0,0007	0,0003	2,67	0,008	0,0002	0,0012

**Fuente:** Elaboración propia.

Algunos aspectos importantes de los resultados del cuadro 1 son los siguientes. En primer lugar, el impacto de la inflación externa, en particular la de los Estados Unidos, es sumamente profundo y significativo. En segundo lugar, el tipo de cambio es otra variable que desempeña un papel importante y significativo desde el punto de vista cuantitativo. En tercer lugar, llama la atención la escasa significación de las variables de la demanda, con la excepción del coeficiente de la constante, la cual es estadísticamente significativa al 95% y puede interpretarse como el efecto de las fluctuaciones de la demanda en períodos normales. Las variables ficticias que reflejan las posibles variaciones inflacionarias derivadas de la aceleración del crecimiento de la demanda en períodos específicos no son significativas desde el punto de vista estadístico.

Una interpretación de los estimadores de la demanda en el cuadro 1 es que, en los períodos normales, en promedio un 0,07% de la inflación mensual (cuya tasa mensual promedio fue de un 0,29%) obedeció a los aumentos de la demanda; en otras palabras, en los períodos normales, el aumento de la demanda explica un 24% de la inflación. Por lo tanto, si bien un aumento normal de la demanda de hecho parece tener cierto efecto sobre la inflación, la demanda en los períodos excepcionales, como los que reflejan las seis variables ficticias, no parece haber tenido ningún efecto adicional sobre ella.

Sin embargo, dado que el tipo de cambio se mantiene constante, las estimaciones del cuadro 1 reflejan únicamente el efecto directo de estas variables sobre la inflación. Es posible que una proporción importante del efecto inflacionario de algunas de estas variables y de la demanda se manifieste a través de su impacto sobre el tipo de cambio. Estos efectos indirectos se capturan en la primera etapa de la estimación según el método de mínimos cuadrados en dos etapas que se presenta a continuación. En el cuadro 2 se muestran los estimadores de la primera etapa de la regresión de mínimos cuadrados en dos etapas, donde el tipo de cambio es la variable que se explica a través de las variables exógenas más los instrumentos.

**Cuadro 2**

Estimadores de la primera etapa: tipo de cambio

Número de observaciones	263
F (12, 250)	6,16
Probabilidad > F	0,0000
R <sup>2</sup>	0,3242
R <sup>2</sup> ajustado	0,2917

Variación porcentual del tipo de cambio nominal	Coefficiente	Error estándar robusto	t	p >  t	Intervalo de confianza (95%)	
Inflación de los Estados Unidos	0,0949	0,4508	0,21	0,833	-0,7929	0,9828
Inflación de China	-0,3179	0,2362	-1,35	0,179	-0,7831	0,1472
Inflación de la zona del euro	0,0857	0,3319	0,26	0,796	-0,5679	0,7394
Variable ficticia 1	-0,0008	0,0100	-0,08	0,936	-0,0206	0,0190
Variable ficticia 2	-0,0032	0,0167	-0,19	0,847	-0,0360	0,0296
Variable ficticia 3	-0,0115	0,0088	-1,31	0,192	-0,0289	0,0058
Variable ficticia 4	-0,0075	0,0074	-1,01	0,313	-0,0221	0,0071
Variable ficticia 5	-0,0048	0,0078	-0,62	0,535	-0,0202	0,0105
Variable ficticia 6	0,0193	0,0068	2,84	0,005	0,0059	0,0327
Inflación en Chile con rezago de un período	0,1096	0,4441	0,25	0,805	-0,7650	0,9842
Variación porcentual del precio del cobre	-0,2107	0,0379	-5,56	0	-0,2853	-0,1361
Variación porcentual de la tasa efectiva de los fondos federales	-0,0160	0,0082	-1,95	0,052	-0,0321	0,0001
Y <sub>0</sub>	0,0038	0,0020	1,96	0,051	0,0000	0,0077

**Fuente:** Elaboración propia.

Como puede verse en el cuadro 2, únicamente la variable ficticia 6 tiene un efecto positivo y estadísticamente significativo sobre el tipo de cambio. Esta variable representa el período transcurrido entre mayo y diciembre de 2021, durante el cual la demanda se aceleró debido a la combinación entre las medidas fiscales de estímulo y el tercer retiro de las AFP<sup>3</sup>. El coeficiente de esta variable ficticia parece indicar que un 1,93% de la depreciación del tipo de cambio mensual nominal obedeció al aumento de la demanda, un efecto considerable que tuvo repercusiones indirectas sobre la inflación, la cual registró un aumento neto mensual del 0,12%. Dicho de otra manera, en el segundo semestre de 2021, casi un 20% de la inflación promedio, que se ubicó en un 0,68% mensual, obedeció al efecto de la demanda.

Además de la estimación según el método de mínimos cuadrados en dos etapas, utilizamos el método MGM, cuyos resultados pueden considerarse un aspecto del análisis de la robustez de los estimadores del primer método. En el cuadro 3 figuran los resultados obtenidos aplicando el método MGM.

<sup>3</sup> Durante este período también se introdujeron importantes ajustes a la tasa de política monetaria. En el anexo A1 se incluye la misma estimación, pero desglosando el efecto de la tasa de política monetaria.

**Cuadro 3**  
Inflación mensual estimada según el método generalizado  
de los momentos

Número de observaciones	263
Prueba de $\chi^2$ de Wald (11)	211,05
Probabilidad $> \chi^2$	0,0000
R <sup>2</sup>	0,4357

Inflación de Chile	Coefficiente	Error estándar robusto	z	p >  z	Intervalo de confianza (95%)	
Variación porcentual del tipo de cambio nominal	0,0601	0,0132	4,53	0	0,0341	0,0860
Inflación de los Estados Unidos	0,4480	0,0527	8,51	0	0,3448	0,5512
Inflación de China	0,0306	0,0296	1,03	0,302	-0,0275	0,0886
Inflación de la zona del euro	0,0371	0,0428	0,87	0,386	-0,0467	0,1209
Variable ficticia 1	-0,0006	0,0014	-0,42	0,675	-0,0032	0,0021
Variable ficticia 2	-0,0014	0,0014	-1,01	0,314	-0,0041	0,0013
Variable ficticia 3	-0,0003	0,0007	-0,51	0,609	-0,0016	0,0009
Variable ficticia 4	0,0017	0,0013	1,27	0,204	-0,0009	0,0043
Variable ficticia 5	-0,0004	0,0014	-0,28	0,779	-0,0032	0,0024
Variable ficticia 6	-0,0002	0,0016	-0,15	0,883	-0,0033	0,0028
Inflación en Chile con rezago de un período	0,3694	0,0566	6,53	0	0,2585	0,4803
Y <sub>0</sub>	0,0007	0,0003	2,68	0,007	0,0002	0,0012

**Fuente:** Elaboración propia.

Como se aprecia al comparar los cuadros 1 y 3, los valores y la significación de los parámetros estimados según el modelo de mínimos cuadrados en dos etapas y el modelo MGM son en general similares. En ambas estimaciones, las variables que mayor efecto tienen sobre la inflación interna son la inflación externa, en particular la de los Estados Unidos, y el tipo de cambio. En contraste, el efecto directo de la demanda interna no parece tener mayor relevancia. Sin embargo, dada la importancia del tipo de cambio como uno de los factores que determinan la inflación, como ya se señaló, es posible que los efectos de la demanda sobre la inflación en esencia se manifiesten mediante esta variable. Por este motivo, nos centramos en la estimación de la primera etapa del modelo de mínimos cuadrados en dos etapas a fin de incluir el posible efecto indirecto de la demanda sobre el tipo de cambio como uno de los factores que afectan la inflación.

## 1. El efecto directo de la demanda interna

Sobre la base de los parámetros estimados, se concluye que el efecto estimado de la demanda interna es  $\gamma_0$  en un período normal, en tanto que, en el período anormal  $i$ , dicho efecto está dado por  $\gamma_0 + \gamma_i$ , donde  $i = 1, 2, \dots, 6$  se asocia con el período en que la variable ficticia  $d_i$  adopta el valor 1.

En todos los períodos, el efecto directo de los estímulos de la demanda considerados es mínimo y de escasa significación estadística. En las cifras que se presentan en los cuadros 1 a 3 se tiene en cuenta solo la significación estadística individual de cada variable. Además, se considera la significación conjunta de todas las variables de la demanda sobre la inflación.

## 2. Pruebas de significación conjunta de los efectos de la demanda

Se realiza una prueba de significación conjunta de la constante y de los parámetros de las variables ficticias definidas para los años 2020 y 2021. En concreto, la hipótesis nula para ambos métodos de estimación es:

$$H_0 : \gamma_0 = \gamma_3 = \gamma_4 = \gamma_5 = \gamma_6 = 0 \quad (5)$$

Las pruebas arrojaron valores  $p$  de 0,0588 y 0,0585 para las estimaciones de los modelos de mínimos cuadrados en dos etapas y MGM, respectivamente. Esto significa que es posible rechazar con un 90% de confianza la hipótesis nula de que los parámetros asociados con estas variables ficticias y la constante adoptan simultáneamente el valor cero. Sin embargo, no es posible rechazar esta hipótesis con un 95% de confianza. Por lo tanto, el efecto directo de los factores de la demanda sobre la inflación en general comporta una escasa significación estadística. También se realizan las siguientes pruebas de significación conjunta:

$$H_0 : \gamma_0 = \gamma_i = 0, i = 1, \dots, 6 \quad (6)$$

Con los resultados de las estimaciones según los modelos de mínimos cuadrados en dos etapas y MGM, puede rechazarse esta hipótesis para  $i = 1, \dots, 6$  con un nivel de confianza del 95%.

## 3. Efecto total de la demanda sobre la inflación

El efecto total de la demanda sobre la inflación se calcula sobre la base de los parámetros estimados con el modelo de mínimos cuadrados en dos etapas. Consta del efecto parcial de la demanda sobre la inflación a un tipo de cambio dado, que se obtiene directamente de los parámetros de la demanda que se calculan en la segunda etapa de la estimación según el modelo de mínimos cuadrados en dos etapas (véase el cuadro 1), más el efecto indirecto de la demanda sobre el tipo de cambio, que se obtiene usando los parámetros calculados en la primera etapa de la misma estimación. Por lo tanto, el efecto total de la demanda sobre la inflación en el período  $i$  es

$$\Delta Inf_i = \gamma_0 + \gamma_i + \beta(\varepsilon_0 + \varepsilon_i) \quad (7)$$

donde  $\Delta Inf_i$  es el efecto total sobre la inflación ocasionado por el aumento de la demanda en el período  $i$ ,  $\beta$  es el parámetro de la segunda etapa que mide el efecto del tipo de cambio sobre la inflación, y  $\varepsilon_0 + \varepsilon_i$  es el efecto de la demanda sobre el tipo de cambio en el período  $i$ , que se obtiene estimando la ecuación de la primera etapa que se muestra en el cuadro 2. Se utilizan los estimadores del modelo de mínimos cuadrados en dos etapas para calcular el error estándar de la ecuación (7). Sin embargo, este método tiene la desventaja de que impone valores de cero a las covarianzas entre los parámetros estimados en las ecuaciones separadas. Por este motivo, también se estima el modelo usando el modelo de mínimos cuadrados en tres etapas (que no se muestra en los cuadros), el cual permite calcular las covarianzas entre ecuaciones distintas.

Por lo tanto, el efecto de la demanda sobre la inflación aumenta cuando se tienen en cuenta los efectos del tipo de cambio. Sin embargo, estos efectos en general no son significativos, como se ve en el cuadro 4. El valor  $p$  se acerca a tener cierta significación estadística únicamente en los períodos de agosto a diciembre de 2020 y de mayo a diciembre de 2021. Usando la ecuación (7), se ve que el efecto mensual total promedio de la demanda se acerca a un 0,22% para el período de cinco meses transcurrido entre agosto y diciembre de 2020, cuando el efecto inflacionario de la demanda llegó a su máximo nivel, y a alrededor de un 0,19% para el período transcurrido entre mayo y diciembre de

2021. Dado que la inflación mensual en el período transcurrido entre mayo y diciembre de 2021 fue, en promedio, de un 0,68%, alrededor de un 28% de la inflación observada en ese período obedece a los efectos de la demanda interna. Por lo tanto, si a través de la política monetaria se hubiera suprimido por completo el aumento de la demanda interna, en 2021 la inflación total habría sido de un 5,2%, no de un 7,2%.

**Cuadro 4**

Efecto total de la demanda interna sobre la inflación y valores  $p$  según la hipótesis nula de que los coeficientes respectivos equivalen a cero

	$i = 1$	$i = 2$	$i = 3$	$i = 4$	$i = 5$	$i = 6$
Coficiente	0,000307	-0,000674	-0,000100	0,002168	0,000231	0,001856
Valor $p$ (mínimos cuadrados en dos etapas)	0,7344	0,6463	0,9514	0,1409	0,8911	0,1364
Valor $p$ (mínimos cuadrados en tres etapas)	0,7150	0,6214	0,9478	0,1131	0,8828	0,1090

Fuente: Elaboración propia.

## IV. Simulaciones

Se utilizaron los parámetros calculados según el modelo de mínimos cuadrados en dos etapas para simular la inflación promedio en la totalidad y en el último trimestre de 2021. Con este objetivo, se incluyeron los datos sobre la inflación externa en los Estados Unidos, en China y en la zona del euro, la inflación rezagada en Chile, y la variación del tipo de cambio nominal.

Como se observa en el cuadro 5, el modelo es capaz de simular con bastante precisión los sucesos inflacionarios de 2021. Esto genera un cierto nivel de confianza en la capacidad explicativa del modelo. En el anexo A1 figuran simulaciones adicionales para cada mes de 2021 y también para los meses de enero y febrero de 2022, que no son parte de la muestra utilizada para estimar el modelo.

**Cuadro 5**

Contribuciones a la tasa media de inflación simuladas a partir de parámetros estimados según el modelo de mínimos cuadrados en dos etapas, totalidad y último trimestre de 2021  
(En porcentajes)

Inflación media en el cuarto trimestre de 2021	Variación porcentual del tipo de cambio nominal	Inflación en los Estados Unidos	Inflación en China	Inflación en la zona del euro	Inflación en Chile con rezago de un período	Simulación: valor pronosticado
0,867	0,164	0,243	0,008	0,020	0,369	0,805
Inflación media en 2021	Variación porcentual del tipo de cambio nominal	Inflación en los Estados Unidos	Inflación en China	Inflación en la zona del euro	Inflación en Chile con rezago de un período	Simulación: valor pronosticado
0,592	0,074	0,255	0,004	0,015	0,203	0,551

Fuente: Elaboración propia.

## V. El modelo de vectores autorregresivos

Se utiliza un modelo de vectores autorregresivos (VAR) para describir las interacciones dinámicas simultáneas entre la inflación interna, las variaciones del tipo de cambio nominal y las variaciones de la tasa de política monetaria. Se comienza con un modelo general del tipo

$$y_t = v + \sum_{i=1}^p A_i y_{t-i} + Bx_t + \mu_t \quad (8)$$

donde  $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{kt})'$  es un vector  $(k \times 1)$  que refleja las variaciones a lo largo del tiempo de las variables endógenas  $k$ ;  $A_i$  son conjuntos de parámetros  $(k \times k)$ ;  $x_t$  es un vector  $(k_e \times 1)$  de las variables exógenas;  $B$  es una matriz de coeficientes  $(k \times k_e)$ ;  $v$  es un vector de parámetros  $(k \times 1)$ ; y se considera que  $\mu_t$  es ruido blanco, es decir,  $E(\mu_t) = 0$ ;  $E(\mu_t \mu_s') = \Sigma$  y  $E(\mu_t \mu_s') = 0$  para  $t \neq s$ .

Para seleccionar el modelo regresivo que mejor se ajuste a los datos, se aplica el criterio de información bayesiano. Existe una serie de datos empíricos que demuestran que el desempeño predictivo de este modelo se cuenta entre los mejores (Lütkepohl, 1985; Clark, 2004). También se utiliza el criterio de información de Akaike y se llega a la conclusión de que, tras aplicar distintas especificaciones al modelo (8), ambos criterios sugieren que un modelo VAR (1) es el que mejor se ajusta a los datos. Por consiguiente, se selecciona el siguiente modelo para las estimaciones<sup>4</sup>:

$$y_t = v + A_1 y_{t-1} + Bx_t + \mu_t \quad (9)$$

donde  $y_t$  es un vector  $(3 \times 1)$  de las variables endógenas consideradas, a saber, la inflación interna, la variación del tipo de cambio nominal y la variación de la tasa de política monetaria. Además, en el vector  $x_t$  se incluyen las tasas de inflación de los Estados Unidos, China y la zona del euro. El análisis de la estabilidad de la especificación (9) demostró que todos los valores propios se encontraban dentro del círculo unitario, por lo que el modelo era estable y permitía analizar los resultados obtenidos a partir de las estimaciones.

En las siguientes subsecciones se presentan los resultados de las estimaciones y las relaciones dinámicas entre la inflación interna, las variaciones del tipo de cambio nominal y las variaciones de la tasa de política monetaria, sobre la base de un análisis de las funciones de impulso-respuesta ortogonales de un choque en la variación de la tasa de política monetaria y un choque en la variación del tipo de cambio nominal, desde la perspectiva de sus efectos sobre la inflación. Como señalan Nguyen, Papyrakis y Van Bergeijk (2019), las funciones de impulso-respuesta permiten predecir el signo, la magnitud y la significación estadística de las respuestas a los choques en las variables objeto de análisis<sup>5</sup>. Estas funciones de impulso-respuesta ortogonales se calculan utilizando la descomposición de Cholesky, que permite analizar el efecto directo del choque sobre la inflación. Además, se realizan pruebas de causalidad de Granger y se desglosa el error de predicción.

## 1. Datos

Para las estimaciones se utilizaron los mismos datos que en el modelo de la sección anterior, a saber, los datos mensuales de las primeras diferencias para el período 2000-2021.

## 2. Resultados del modelo de vectores autorregresivos

En el cuadro 6 se presentan los resultados de las estimaciones del modelo (9).

**Cuadro 6**  
Estimaciones de primer orden del modelo de vectores autorregresivos

	Coefficiente	Error estándar	$z$	$p >  z $	Intervalo de confianza (90%)	
Variación porcentual del tipo de cambio nominal						
Variación porcentual del tipo de cambio nominal con rezago de un período	0,2670208	0,064315	4,15	0	0,161233	0,372809

<sup>4</sup> Cabe señalar que los principales resultados que figuran en la siguiente subsección no sufren alteraciones cualitativas cuando se consideran las otras especificaciones que se evaluaron sobre la base de estos criterios.

<sup>5</sup> Estos autores desarrollaron un modelo VAR para cuantificar los efectos de la política monetaria sobre la economía de Viet Nam usando datos mensuales.

Cuadro 6 (conclusión)

	Coficiente	Error estándar	z	p >  z	Intervalo de confianza (90%)	
Inflación en Chile con rezago de un período	0,37395	0,44234	0,85	0,398	-0,35363	1,101535
Variación porcentual de la tasa de política monetaria con rezago de un período	0,0093916	0,012409	0,76	0,449	-0,01102	0,029803
Inflación de los Estados Unidos	-0,6543436	0,454322	-1,44	0,15	-1,40164	0,092949
Inflación de China	-0,3334025	0,264478	-1,26	0,207	-0,76843	0,101625
Inflación de la zona del euro	0,1397398	0,393051	0,36	0,722	-0,50677	0,78625
$\nu_1$	0,0022626	0,00216	1,05	0,295	-0,00129	0,005816
<b>Inflación de Chile</b>						
Variación porcentual del tipo de cambio nominal con rezago de un período	0,0280341	0,007919	3,54	0	0,015009	0,041059
Inflación de Chile con rezago de un período	0,3557654	0,054464	6,53	0	0,26618	0,445351
Variación porcentual de la tasa de política monetaria con rezago de un período	0,0025765	0,001528	1,69	0,092	0,00006	0,00509
Inflación de los Estados Unidos	0,4315452	0,055939	7,71	0	0,339533	0,523557
Inflación de China	0,0098239	0,032564	0,3	0,763	-0,04374	0,063388
Inflación de la zona del euro	0,0450226	0,048395	0,93	0,352	-0,03458	0,124626
$\nu_2$	0,0008119	0,000266	3,05	0,002	0,000374	0,001249
<b>Variación porcentual de la tasa de política monetaria</b>						
Variación porcentual del tipo de cambio nominal con rezago de un período	0,5670869	0,262242	2,16	0,031	0,135737	0,998437
Inflación de Chile con rezago de un período	-0,6430093	1,80364	-0,36	0,721	-3,60973	2,323715
Variación porcentual de la tasa de política monetaria con rezago de un período	0,6380204	0,050599	12,61	0	0,554792	0,721249
Inflación de los Estados Unidos	2,480006	1,852495	1,34	0,181	-0,56708	5,52709
Inflación de China	0,2028631	1,078407	0,19	0,851	-1,57096	1,976684
Inflación de la zona del euro	-0,8832105	1,602662	-0,55	0,582	-3,51935	1,752933
$\nu_3$	-0,0000129	0,008809	0	0,999	-0,0145	0,014477

**Fuente:** Elaboración propia.

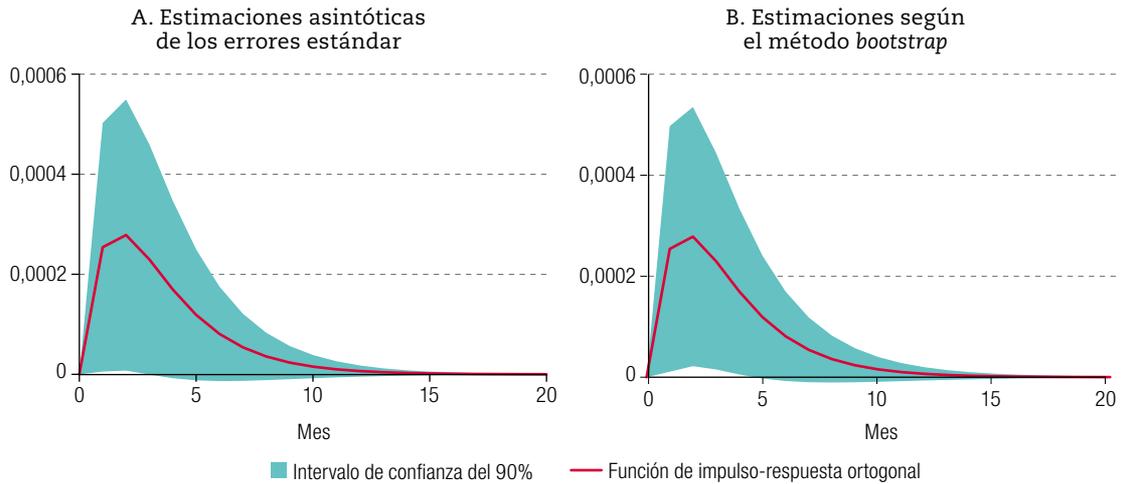
**Nota:**  $\nu_i$  ( $i = 1,2,3$ ) son constantes.

Ahora se procederá a examinar qué efectos tienen sobre la inflación los choques en las variaciones de la tasa de política monetaria y del tipo de cambio.

En el gráfico 1 se muestran los efectos sobre la inflación de un aumento inesperado equivalente a una desviación estándar en el cambio de la tasa de política monetaria. Los gráficos muestran que, a corto plazo, este choque tiene un efecto limitado pero positivo y estadísticamente significativo sobre la inflación, que llega a su máxima expresión alrededor del tercer mes, y que luego comienza a perder intensidad hasta que deja de tener significación estadística. Por lo tanto, un aumento inesperado y sustancial en la variación de la tasa de política monetaria se traduce en un aumento pequeño, pero perceptible, de la inflación a corto plazo. Esto no deja de ser llamativo, ya que cabría esperar que un aumento de esta tasa tuviera un efecto negativo, no positivo, sobre la inflación. Una posible explicación es que, en una economía pequeña y abierta, cuya inflación se genera en el extranjero, los aumentos de la tasa de política monetaria presionan al alza el costo de las mercancías importadas —debido al mayor costo de inventarios y de los bienes intermedios importados—, y que el efecto de este aumento como factor de estímulo de la inflación podría superar el efecto del aumento de la tasa de política monetaria como factor de reducción de la demanda interna.

**Gráfico 1**

Función de impulso-respuesta ortogonal para los efectos sobre la inflación de un choque de la tasa de política monetaria equivalente a una desviación estándar



**Fuente:** Elaboración propia.

Otra posible explicación es que, en vista de que la tasa de política monetaria es una variable bajo el control del banco central, cuyas expectativas sobre la inflación futura dictan sus aumentos, el aumento podría reflejar un incremento a corto plazo de la inflación que de todas maneras se produciría si dichas expectativas, en promedio, son correctas.

Dado que las estimaciones calculadas usando la descomposición de Cholesky no son necesariamente invariantes con respecto al orden de las variables endógenas, en el gráfico 2 se presentan las funciones de impulso-respuesta para distintos órdenes. En este gráfico, puede observarse que los resultados cualitativos que se recogen en el gráfico 1 varían solo para un orden (en el cual el efecto carece de significación estadística), en tanto que para algunos otros órdenes de la descomposición de Cholesky el aumento de la inflación es instantáneo y se reduce de forma monotónica hasta cero a medida que pasan los meses, en contraste con el patrón del gráfico 1.

**Gráfico 2**

Función de impulso-respuesta ortogonal para los efectos sobre la inflación de un choque de la tasa de política monetaria equivalente a una desviación estándar para distintos órdenes en la descomposición de Cholesky

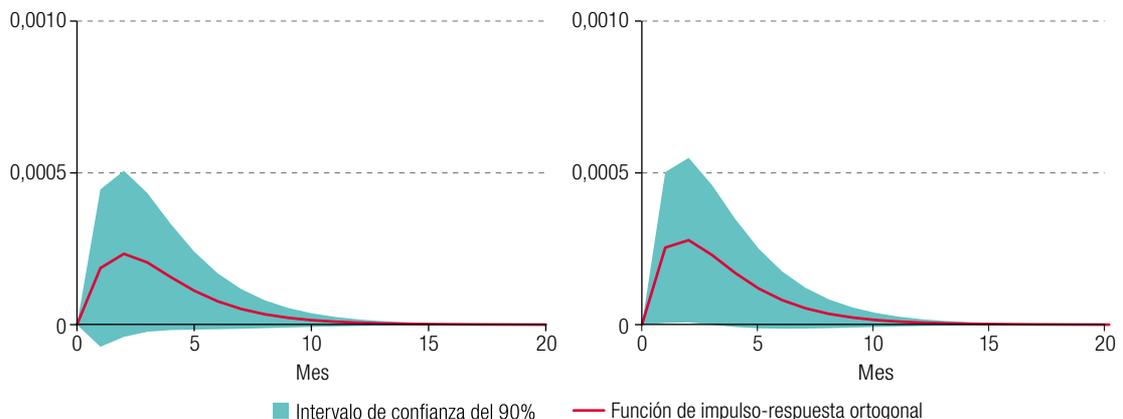
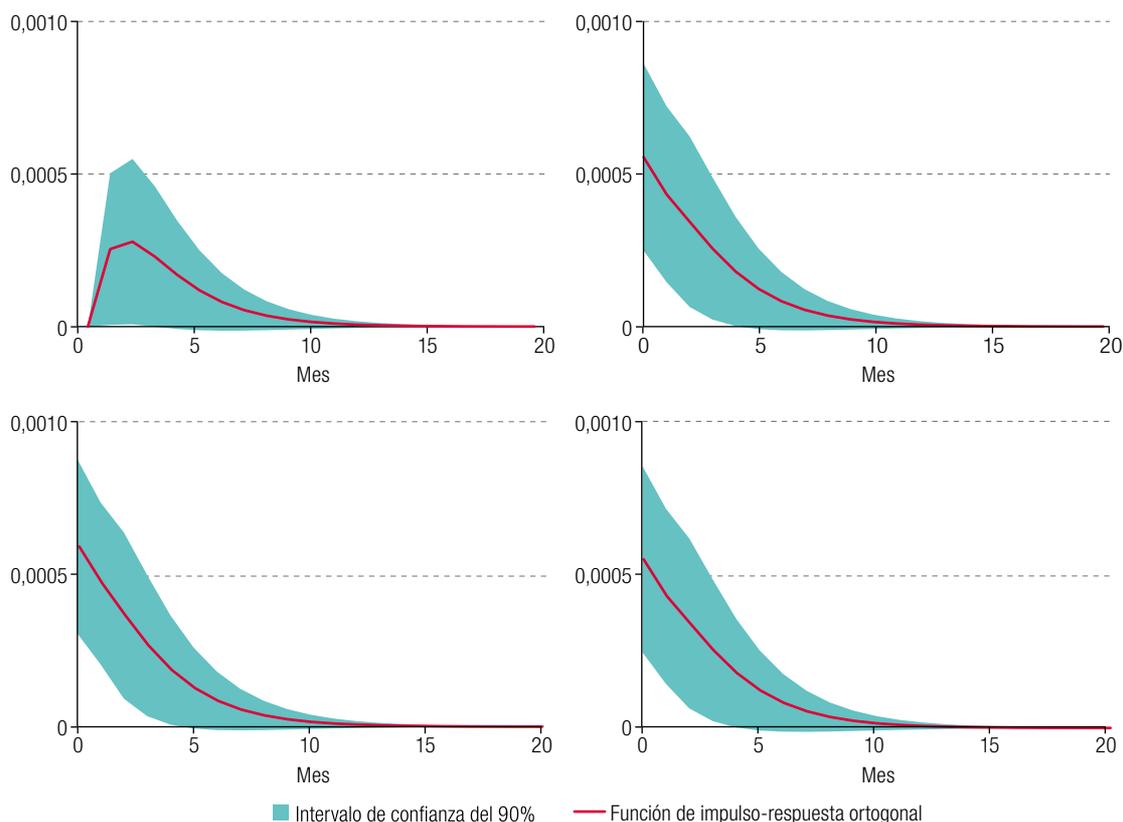


Gráfico 2 (conclusión)



Fuente: Elaboración propia.

El efecto de un aumento inesperado en la variación del tipo de cambio también depende del orden de la descomposición de Cholesky. En el caso de algunos órdenes, como se ve en el gráfico 3, el efecto sobre la inflación surge de manera instantánea y aumenta antes de volver a cero con el transcurso de los meses, mientras que en otros órdenes se aprecia un efecto ascendente que llega a su máximo en el segundo mes, para luego volver a cero alrededor del séptimo mes. Sin embargo, el efecto siempre es positivo y significativo desde el punto de vista estadístico.

Gráfico 3

Función de impulso-respuesta ortogonal para los efectos sobre la inflación de un choque del tipo de cambio equivalente a una desviación estándar para distintos órdenes en la descomposición de Cholesky

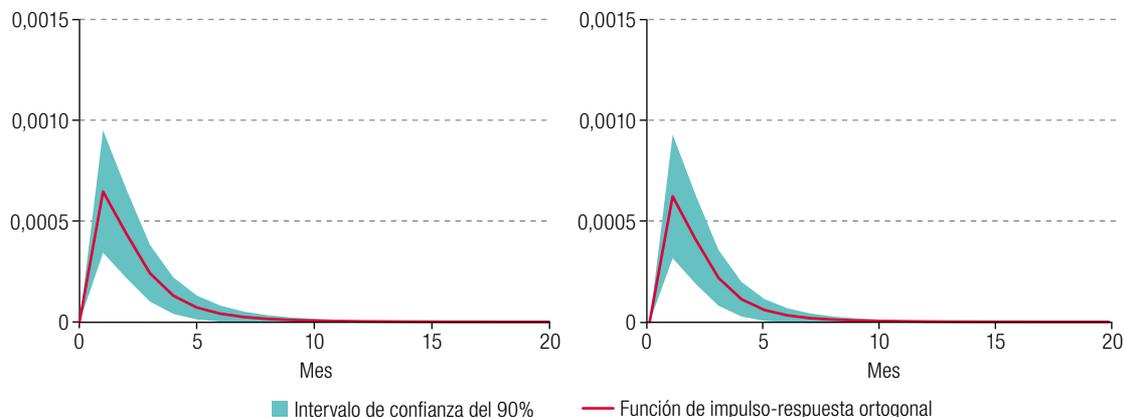
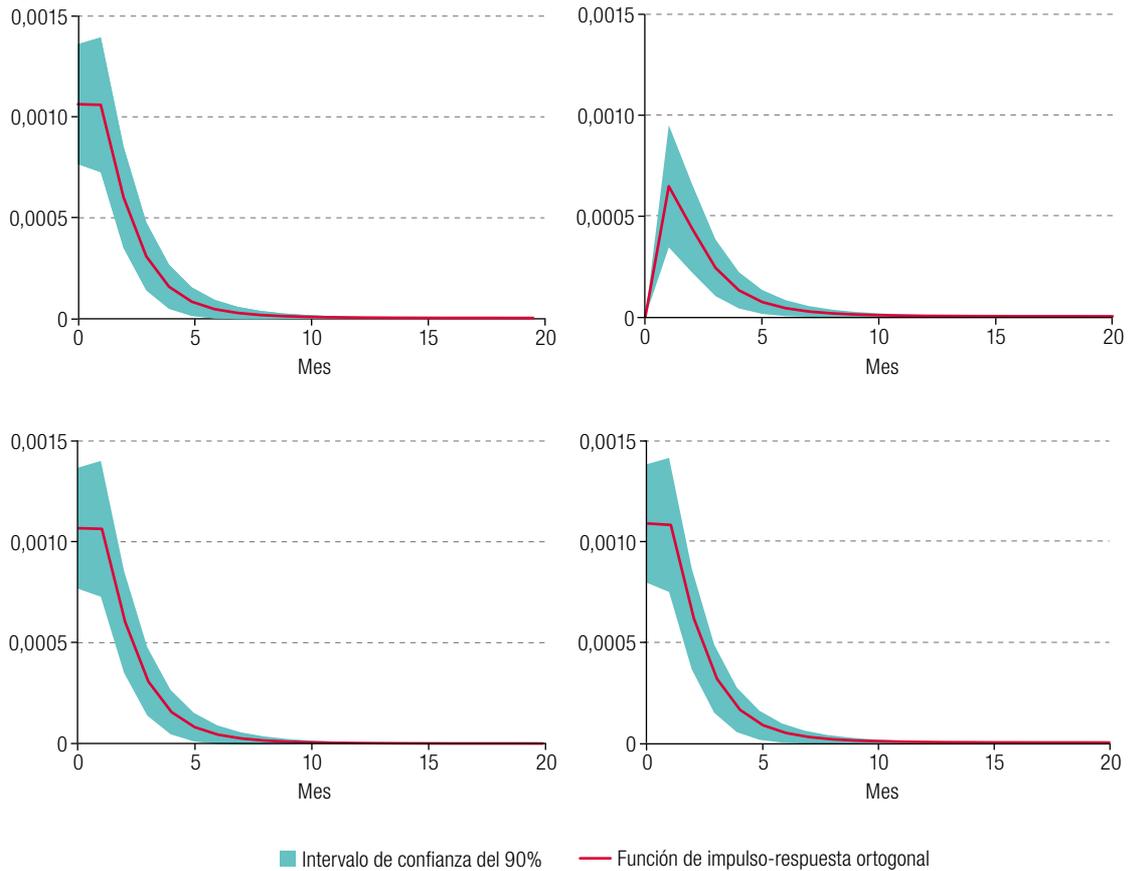


Gráfico 3 (conclusión)



**Fuente:** Elaboración propia.

En el anexo A1, las funciones de impulso-respuesta se presentan sin el factor ortogonal. En el gráfico A1.1 se muestra que el efecto inflacionario de un choque que implique un aumento del 1% en la variación del tipo de cambio nominal es positivo y llega a un máximo de casi un 0,03% alrededor del segundo mes, para luego volver de manera monótonica a cero alrededor del séptimo mes. En el gráfico A1.2 se muestra que un aumento inesperado del 1% en la variación de la tasa de política monetaria se asocia, a corto plazo, a un aumento de la inflación, que en el segundo mes llega a un máximo del 0,003%, tras lo cual deja de ser estadísticamente significativa.

Los resultados de la prueba de causalidad de Granger que se presentan en el cuadro 7 muestran con un nivel de confianza del 90% que las variaciones de la tasa de política monetaria y del tipo de cambio (y de las dos variables de manera conjunta) ayudan a predecir la inflación. Las variaciones del tipo de cambio (en conjunto con la inflación) ayudan a predecir las variaciones de la tasa de política monetaria. Dado que la variación de la tasa de política monetaria es una variable de control sobre la que influyen las expectativas respecto de variables macroeconómicas importantes —entre ellas, las fluctuaciones del tipo de cambio—, este resultado es coherente y sugiere que los cambios en las variaciones de la tasa de política monetaria guardan relación con las variaciones futuras de la inflación.

**Cuadro 7**  
Prueba de causalidad de Granger

Hipótesis nula			Prueba de $\chi^2$	Probabilidad $> \chi^2$
Inflación	no causa	variación del tipo de cambio nominal	0,71468	0,398
Variación de la tasa de política monetaria	no causa	variación del tipo de cambio nominal	0,57277	0,449
Variación conjunta de la inflación y de la tasa de política monetaria	no causa	variación del tipo de cambio nominal	1,7919	0,408
Variación del tipo de cambio nominal	no causa	inflación	12,533	0
Variación de la tasa de política monetaria	no causa	inflación	2,8435	0,092
Variación conjunta del tipo de cambio nominal y de la tasa de política monetaria	no causa	inflación	15,082	0,001
Variación del tipo de cambio nominal	no causa	variación de la tasa de política monetaria	4,6762	0,031
Inflación	no causa	variación de la tasa de política monetaria	0,1271	0,721
Variación conjunta del tipo de cambio nominal y de la inflación	no causa	variación de la tasa de política monetaria	4,7643	0,092

**Fuente:** Elaboración propia.

Mientras tanto, la descomposición de los errores en las proyecciones indica con un nivel de confianza del 90% que los choques en la variación de la tasa de política monetaria no afectan la varianza del error de las proyecciones de la inflación, que sí se ve afectada por las fluctuaciones del tipo de cambio. En particular, la porción de la varianza del error de las proyecciones de inflación que obedece a un choque del tipo de cambio aumenta a corto plazo de un 0% a alrededor de un 22% tras el cuarto mes.

## VI. Conclusión

Este estudio permite extraer tres conclusiones importantes. La primera es la confirmación de que la demanda interna, en cuanto factor inflacionario, ha tenido escasa relevancia en Chile. En períodos normales, no más del 25% de la inflación observada se debió a los aumentos de la demanda interna. Se estima que, en períodos normales, un 0,08% de la inflación mensual promedio observada durante el período 2000-2021, que fue de un 0,3%, obedeció al aumento de la demanda.

La segunda y llamativa conclusión es que, aun en los períodos extraordinarios en que la demanda aumentó rápidamente como resultado de la aplicación de políticas fiscales con un claro sesgo expansivo, de los retiros de las AFP, o ambos, los efectos sobre la inflación fueron en general modestos. No es hasta los últimos ocho meses de 2021 cuando empiezan a detectarse algunos efectos del aumento de la demanda sobre la inflación, e incluso en ese período, menos del 28% del aumento de la inflación obedece al incremento de la demanda.

La última y tercera conclusión es que este estudio corrobora lo que cabe esperar que suceda en una economía pequeña y abierta como la chilena: la inflación extranjera en gran medida determina la inflación interna.

Es probable que el análisis realizado en este trabajo sea válido, en general, para los países que, como la mayoría de las naciones de América Latina, tienen economías pequeñas y abiertas expuestas a los precios internacionales. La conclusión es que, en estas economías, las políticas de estímulo de la demanda podrían suscitar principalmente respuestas vinculadas con el producto, no efectos sobre los precios, como de hecho sucedió en 2021, cuando el producto interno bruto de Chile aumentó casi un 11%<sup>6</sup>. Dicho de otro modo, se trata de economías donde es probable que la aplicación de políticas

<sup>6</sup> Este sólido repunte del producto perdió impulso en 2022, a raíz de las políticas monetarias y fiscales sumamente restrictivas que se aplicaron durante los primeros tres trimestres del año.

keynesianas sobre la demanda produzca los mejores efectos como instrumento para aumentar el empleo y el crecimiento económico, y, a la vez, mantener a raya la inflación. Además, en el caso de las economías pequeñas y abiertas caracterizadas por una profunda desigualdad, a menudo agravada por niveles de demanda crónicamente inadecuados que obstaculizan el crecimiento económico, como sucede en la mayoría de los países de América Latina, subsanar las deficiencias de la demanda podría ofrecer la oportunidad de revitalizar el desarrollo económico mediante un ciclo virtuoso que permita aumentar el crecimiento económico, el uso de la capacidad instalada, la inversión y el producto.

¿A qué se debe que los bancos centrales de las economías pequeñas y abiertas a menudo insistan en aumentar las tasas de interés como forma de controlar la inflación interna impulsada por factores externos? Una explicación posible es que esperan que la aplicación de políticas monetarias restrictivas fortalezca el tipo de cambio. Sin embargo, en este trabajo se ha demostrado que las tasas de interés internas no son lo suficientemente poderosas para mantener a raya la depreciación del tipo de cambio, por lo que la aplicación de este mecanismo tiene escasos efectos sobre los precios nacionales. Cuando aumenta la inflación, los bancos centrales se enfrentan a la presión de “hacer algo”, y el único instrumento a su disposición (en especial cuando por motivos políticos no pueden aplicarse otras medidas más directas, como los controles sobre el tipo de cambio) es el incremento de las tasas de interés. Sin embargo, la conclusión clave de este trabajo es que, lejos de reducir la inflación interna, aumentar las tasas de interés para controlar la inflación de origen externo tiene efectos sumamente nocivos sobre el producto. En otras palabras, es una política que probablemente cause estanflación.

## Bibliografía

- Carlsson, M., J. Lyhagen y P. Österholm (2007), “Testing for purchasing power parity in cointegrated panels”, *IMF Working Papers*, N° WP/07/287, Washington, D.C., Fondo Monetario Internacional (FMI).
- Céspedes, L. F. y J. De Gregorio (1999), “Tipo de cambio real, desalineamiento y devaluaciones: teoría y evidencia para Chile”, inédito.
- Clark, T. E. (2004), “Can out-of-sample forecast comparisons help prevent overfitting?”, *Journal of Forecasting*, vol. 23, N° 2, marzo.
- Crownover, C., J. Pippenger y D. G. Steigerwald (1996), “Testing for absolute purchasing power parity”, *Journal of International Money and Finance*, vol. 15, N° 5, octubre.
- Hegwood, N. y D. Papell (1998), “Quasi purchasing power parity”, *International Journal of Finance & Economics*, vol. 3, N° 4, diciembre.
- Kasuya, M. y K. Ueda (2000), “Testing the purchasing power parity hypothesis: re-examination by additional variables, tests with known cointegrating vectors, Monte Carlo critical values, and fractional cointegration”, *Working Paper Series*, N° 00-3, Banco del Japón.
- Korap, H. L. y O. Aslan (2010), “Re-examination of the long-run purchasing power parity: further evidence from Turkey”, *Applied Economics*, vol. 42, N° 27.
- Li, H., Z. Lin y C. Hsiao (2015), “Testing purchasing power parity hypothesis: a semiparametric varying coefficient approach”, *Empirical Economics*, vol. 48, N° 1, febrero.
- Lütkepohl, H. (1985), “Comparison of criteria for estimating the order of a vector autoregressive process”, *Journal of Time Series Analysis*, vol. 6, N° 1, enero.
- Nguyen, T. M. L., E. Papyrakis y A. G. Van Bergeijk (2019), “Assessing the price and output effects of monetary policy in Vietnam: evidence from a VAR analysis”, *Applied Economics*, vol. 51, N° 44, abril.
- Taylor, A. M. (2002), “A century of purchasing-power parity”, *Review of Economics and Statistics*, vol. 84, N° 1, febrero.
- Taylor, M. P. (1988), “An empirical examination of long-run purchasing power parity using cointegration techniques”, *Applied Economics*, vol. 20, N° 10.
- Taylor, M. P. y P. C. McMahon (1988), “Long-run purchasing power parity in the 1920s”, *European Economic Review*, vol. 32, N° 1, enero.

# Anexo A1

## Estadísticas descriptivas

El cuadro A1.1 contiene una síntesis de los datos utilizados en las estimaciones.

**Cuadro A1.1**  
Síntesis de los datos utilizados en las estimaciones

Variable	Número de observaciones	Media	Error estándar	Mínimo	Máximo
Inflación de Chile	264	0,003	0,004	-0,012	0,015
Inflación de los Estados Unidos	264	0,002	0,004	-0,019	0,012
Inflación de China	264	0,002	0,006	-0,014	0,026
Inflación de la zona del euro	264	0,001	0,004	-0,015	0,013
Variación del tipo de cambio nominal	264	0,002	0,027	-0,070	0,166
Variación del precio del cobre	264	0,008	0,063	-0,295	0,260
Variación de la tasa efectiva de los fondos federales	264	0,002	0,159	-0,923	1,000
Variable ficticia 1	264	0,049	0,217	0,000	1,000
Variable ficticia 2	264	0,019	0,137	0,000	1,000
Variable ficticia 3	264	0,015	0,122	0,000	1,000
Variable ficticia 4	264	0,019	0,137	0,000	1,000
Variable ficticia 5	264	0,015	0,122	0,000	1,000
Variable ficticia 6	264	0,030	0,172	0,000	1,000

**Fuente:** Elaboración propia.

## Simulaciones

En el cuadro A1.2 se presenta una simulación de la inflación mensual para 2021 y para enero y febrero de 2022, que no fueron incluidos en la muestra. Como puede observarse, las simulaciones basadas en los coeficientes estimados replican razonablemente bien las tasas de inflación en la mayoría de los meses.

**Cuadro A1.2**  
Contribuciones simuladas a la inflación mensual según el método de mínimos cuadrados en dos etapas, enero de 2021 a febrero de 2022  
(En porcentajes)

Año	Mes	Inflación mensual	Variación porcentual del tipo de cambio nominal	Inflación de los Estados Unidos	Inflación de China	Inflación de la zona del euro	Inflación en Chile con rezago de un período	Simulación: valor pronosticado
2021	1	0,7	-0,091	0,191	0,027	0,007	0,111	0,245
2021	2	0,2	-0,008	0,245	0,019	0,007	0,259	0,523
2021	3	0,4	0,031	0,317	-0,014	0,033	0,074	0,442
2021	4	0,4	-0,153	0,368	-0,011	0,022	0,148	0,374
2021	5	0,3	0,037	0,359	-0,003	0,011	0,148	0,553
2021	6	0,1	0,121	0,416	-0,011	0,011	0,111	0,648
2021	7	0,8	0,198	0,216	0,008	-0,004	0,037	0,455
2021	8	0,4	0,235	0,093	0,003	0,015	0,296	0,641

Cuadro A1.2 (conclusión)

Año	Mes	Inflación mensual	Variación porcentual del tipo de cambio nominal	Inflación de los Estados Unidos	Inflación de China	Inflación de la zona del euro	Inflación en Chile con rezago de un período	Simulación: valor pronosticado
2021	9	1,2	0,029	0,122	0,000	0,019	0,148	0,317
2021	10	1,3	0,233	0,372	0,022	0,030	0,443	1,100
2021	11	0,5	-0,010	0,220	0,011	0,015	0,480	0,716
2021	12	0,8	0,270	0,138	-0,008	0,015	0,185	0,599
2022	1	1,2	-0,192	0,358	0,012	0,011	0,296	0,486
2022	2	0,3	-0,108	0,403	0,018	0,033	0,443	0,790

**Fuente:** Elaboración propia.

**Nota:** Los meses de enero y febrero de 2022 no se incluyen en la muestra.

## Pruebas de robustez

Se aplicaron varias pruebas para determinar la robustez del modelo. En primer lugar, como variable adicional de control se utilizó el índice mensual de actividad económica (IMACEC), como valor representativo de los efectos de la demanda. En el cuadro A1.3 se muestran estos estimadores. Como puede observarse, los resultados fundamentales se mantienen (la inflación interna obedece principalmente a la inflación extranjera y al tipo de cambio). Tanto en los períodos normales como en los excepcionales, el papel de los factores de la demanda tiene escasa importancia.

Cuadro A1.3

Segunda etapa de la estimación según el método de mínimos cuadrados en dos etapas, incluidas las variaciones del índice mensual de actividad económica (IMACEC)

Número de observaciones	263
Prueba de $\chi^2$ de Wald (12)	205,60
Probabilidad $> \chi^2$	0,0000
R <sup>2</sup>	0,4373

Inflación de Chile	Coefficiente	Error estándar robusto	z	p >  z	Intervalo de confianza (95%)	
Variación porcentual del tipo de cambio nominal	0,0622	0,0134	4,65	0	0,0360	0,0884
Inflación de los Estados Unidos	0,4722	0,0545	8,66	0	0,3653	0,5790
Inflación de China	0,0443	0,0304	1,46	0,144	-0,0152	0,1038
Inflación de la zona del euro	-0,0072	0,0550	-0,13	0,896	-0,1149	0,1005
Variable ficticia 1	-0,0005	0,0014	-0,38	0,704	-0,0032	0,0021
Variable ficticia 2	-0,0014	0,0014	-1,01	0,315	-0,0042	0,0014
Variable ficticia 3	0,0000	0,0008	0,03	0,974	-0,0016	0,0016
Variable ficticia 4	0,0014	0,0014	0,99	0,32	-0,0014	0,0042
Variable ficticia 5	-0,0002	0,0016	-0,14	0,888	-0,0033	0,0029
Variable ficticia 6	-0,0004	0,0016	-0,22	0,827	-0,0035	0,0028
Inflación en Chile con rezago de un período	0,3707	0,0565	6,56	0	0,2600	0,4813
Variación porcentual del IMACEC	0,0057	0,0041	1,4	0,161	-0,0023	0,0136
$\gamma_0$	0,0007	0,0003	2,5	0,012	0,0001	0,0012

**Fuente:** Elaboración propia.

Cuando utilizamos el IMACEC como valor representativo de los estímulos de la demanda y comparamos los resultados del cuadro A1.3 con los del cuadro 1 en el cuerpo del trabajo, vemos que son prácticamente idénticos. Los coeficientes estimados siguen siendo sumamente estables; en particular, el IMACEC no parece ser una variable relevante a la hora de explicar la inflación. Ocurre lo mismo cuando en la estimación se aplica el método MGM (véase el cuadro A1.4).

#### Cuadro A1.4

Estimación según el método generalizado de los momentos, incluidas las variaciones del índice mensual de actividad económica (IMACEC)

Número de observaciones	263
Prueba de $\chi^2$ de Wald (12)	208,80
Probabilidad $> \chi^2$	0,0000
R <sup>2</sup>	0,4373

Inflación de Chile	Coefficiente	Error estándar robusto	z	p >  z	Intervalo de confianza (95%)	
Variación porcentual del tipo de cambio nominal	0,0622	0,0134	4,66	0	0,0361	0,0884
Inflación de los Estados Unidos	0,4724	0,0545	8,67	0	0,3656	0,5791
Inflación de China	0,0442	0,0303	1,46	0,145	-0,0153	0,1036
Inflación de la zona del euro	-0,0067	0,0547	-0,12	0,903	-0,1138	0,1005
Variable ficticia 1	-0,0005	0,0013	-0,39	0,695	-0,0032	0,0021
Variable ficticia 2	-0,0014	0,0014	-1,02	0,31	-0,0042	0,0013
Variable ficticia 3	0,0000	0,0008	0,03	0,975	-0,0016	0,0016
Variable ficticia 4	0,0014	0,0014	1	0,319	-0,0014	0,0042
Variable ficticia 5	-0,0002	0,0016	-0,14	0,888	-0,0033	0,0029
Variable ficticia 6	-0,0004	0,0016	-0,22	0,827	-0,0035	0,0028
Inflación en Chile con rezago de un período	0,3708	0,0564	6,57	0	0,2602	0,4814
Variación porcentual del IMACEC	0,0056	0,0040	1,4	0,161	-0,0022	0,0135
$\gamma_0$	0,0006	0,0003	2,5	0,013	0,0001	0,0012

Fuente: Elaboración propia.

Otra forma de probar la robustez de los estimadores es usar la tasa de política monetaria directamente como la variable explicativa de la inflación mensual. Dado que cabe esperar que el efecto de la tasa de política monetaria sobre la inflación esté sujeto a rezagos, utilizamos esta variable con tres rezagos. En el cuadro A1.5 se muestran estos resultados. Como puede verse allí, la inclusión de las variables de la tasa de política monetaria con rezagos no afecta el valor de los coeficientes clave, que continúan siendo la inflación externa y las fluctuaciones del tipo de cambio. Es llamativo que la tasa de política monetaria no parezca tener significación estadística en ninguno de sus rezagos. Los distintos rezagos de la tasa de política monetaria tampoco revisten significación estadística cuando calculamos la primera etapa de la estimación usando el modelo de mínimos cuadrados en dos etapas (véase el cuadro A1.6).

**Cuadro A1.5**

Segunda etapa de la estimación según el método de mínimos cuadrados en dos etapas, incluidas las variaciones de la tasa de política monetaria

Número de observaciones	261
Prueba de $\chi^2$ de Wald (14)	228,42
Probabilidad $> \chi^2$	0,0000
R <sup>2</sup>	0,4434

Inflación de Chile	Coefficiente	Errores estándar robustos	z	p >  z	Intervalo de confianza (95%)	
Variación porcentual del tipo de cambio nominal	0,0576	0,0129	4,47	0	0,0324	0,0828
Inflación de los Estados Unidos	0,4488	0,0559	8,02	0	0,3392	0,5584
Inflación de China	0,0201	0,0312	0,64	0,52	-0,0411	0,0812
Inflación de la zona del euro	0,0302	0,0428	0,71	0,48	-0,0537	0,1141
Variable ficticia 1	-0,0002	0,0014	-0,13	0,896	-0,0029	0,0025
Variable ficticia 2	-0,0011	0,0013	-0,85	0,395	-0,0038	0,0015
Variable ficticia 3	0,0002	0,0010	0,2	0,844	-0,0018	0,0022
Variable ficticia 4	0,0017	0,0013	1,27	0,203	-0,0009	0,0043
Variable ficticia 5	-0,0004	0,0014	-0,25	0,802	-0,0032	0,0025
Variable ficticia 6	-0,0008	0,0018	-0,43	0,667	-0,0042	0,0027
Inflación en Chile con rezago de un período	0,3639	0,0593	6,13	0	0,2476	0,4801
Variación porcentual de la tasa de política monetaria (con rezago de un período)	0,0025	0,0019	1,31	0,189	-0,0012	0,0061
Variación porcentual de la tasa de política monetaria (con rezago de dos períodos)	-0,0018	0,0023	-0,78	0,434	-0,0063	0,0027
Variación porcentual de la tasa de política monetaria (con rezago de tres períodos)	0,0023	0,0014	1,62	0,105	-0,0005	0,0051
$\gamma_0$	0,0007	0,0003	2,68	0,007	0,0002	0,0012

Fuente: Elaboración propia.

**Cuadro A1.6**

Primera etapa de la estimación según el método de mínimos cuadrados en dos etapas, incluidas las variaciones de la tasa de política monetaria

Número de observaciones	261
F (15, 245)	6,90
Probabilidad > F	0,0000
R <sup>2</sup>	0,3405
R <sup>2</sup> ajustado	0,3001

Variación porcentual del tipo de cambio nominal	Coefficiente	Errores estándar robustos	t	p >  t	Intervalo de confianza (95%)	
Inflación de los Estados Unidos	0,0953	0,4582	0,21	0,835	-0,8072	0,9978
Inflación de China	-0,3025	0,2429	-1,25	0,214	-0,7810	0,1760
Inflación de la zona del euro	0,1039	0,3347	0,31	0,757	-0,5553	0,7631
Variable ficticia 1	-0,0046	0,0110	-0,42	0,678	-0,0263	0,0171
Variable ficticia 2	-0,0039	0,0169	-0,23	0,818	-0,0372	0,0295
Variable ficticia 3	-0,0162	0,0110	-1,48	0,141	-0,0378	0,0054
Variable ficticia 4	-0,0079	0,0075	-1,05	0,293	-0,0226	0,0068
Variable ficticia 5	-0,0055	0,0078	-0,71	0,48	-0,0208	0,0098

Cuadro A1.6 (conclusión)

Variación porcentual del tipo de cambio nominal	Coefficiente	Errores estándar robustos	t	p >  t	Intervalo de confianza (95%)	
Variable ficticia 6	0,0240	0,0067	3,59	0	0,0108	0,0372
Inflación en Chile con rezago de un período	0,1934	0,4439	0,44	0,663	-0,6808	1,0677
Variación porcentual de la tasa de política monetaria (con rezago de un período)	0,0012	0,0135	0,09	0,929	-0,0253	0,0277
Variación porcentual de la tasa de política monetaria (con rezago de dos períodos)	-0,0265	0,0178	-1,48	0,139	-0,0616	0,0087
Variación porcentual de la tasa de política monetaria (con rezago de tres períodos)	0,0039	0,0153	0,25	0,801	-0,0263	0,0340
Variación porcentual del precio del cobre	-0,2139	0,0382	-5,61	0	-0,2890	-0,1387
Variación porcentual de la tasa efectiva de los fondos federales	-0,0185	0,0083	-2,21	0,028	-0,0349	-0,0020
$\gamma_0$	0,0041	0,0019	2,09	0,038	0,0002	0,0079

Fuente: Elaboración propia.

Asimismo, la tasa de política monetaria carece de significación estadística cuando se aplica el método MGM (véase el cuadro A1.7).

### Cuadro A1.7

Estimación según el método generalizado de los momentos, incluidas las variaciones de la tasa de política monetaria

Número de observaciones	261
Prueba de $\chi^2$ de Wald (14)	229,85
Probabilidad > $\chi^2$	0,0000
R <sup>2</sup>	0,4434

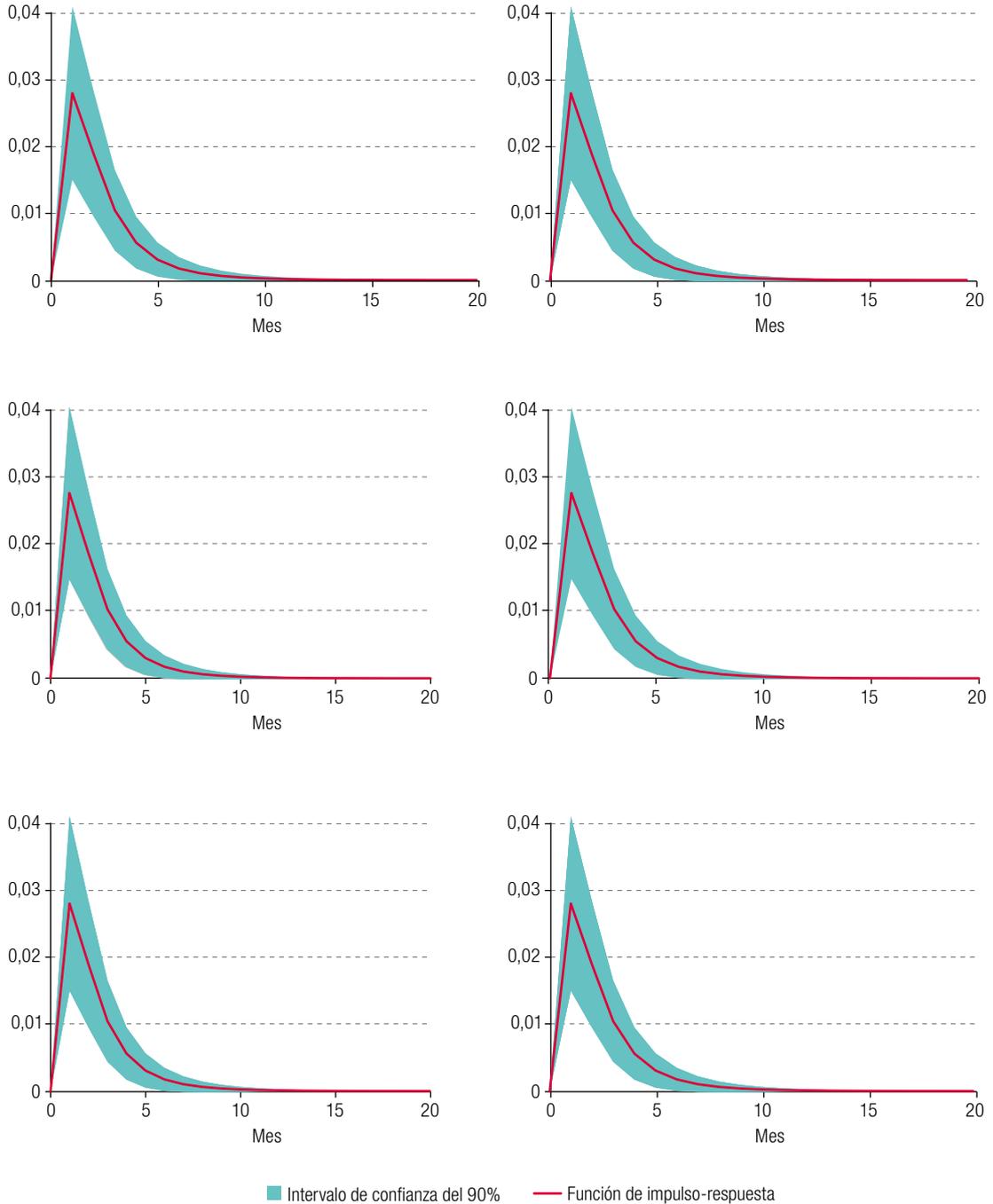
Inflación de Chile	Coefficiente	Error estándar robusto	z	p >  z	Intervalo de confianza (95%)	
Variación porcentual del tipo de cambio nominal	0,0576	0,0129	4,47	0	0,0323	0,0828
Inflación de los Estados Unidos	0,4486	0,0557	8,05	0	0,3394	0,5579
Inflación de China	0,0201	0,0312	0,64	0,519	-0,0410	0,0812
Inflación de la zona del euro	0,0302	0,0428	0,7	0,481	-0,0537	0,1140
Variable ficticia 1	-0,0002	0,0014	-0,13	0,9	-0,0028	0,0025
Variable ficticia 2	-0,0011	0,0013	-0,85	0,395	-0,0037	0,0015
Variable ficticia 3	0,0002	0,0010	0,19	0,847	-0,0018	0,0022
Variable ficticia 4	0,0017	0,0013	1,27	0,203	-0,0009	0,0043
Variable ficticia 5	-0,0004	0,0014	-0,25	0,802	-0,0032	0,0025
Variable ficticia 6	-0,0008	0,0018	-0,43	0,668	-0,0042	0,0027
Inflación en Chile con rezago de un período	0,3637	0,0592	6,15	0	0,2477	0,4797
Variación porcentual de la tasa de política monetaria (con rezago de un período)	0,0025	0,0019	1,32	0,188	-0,0012	0,0061
Variación porcentual de la tasa de política monetaria (con rezago de dos períodos)	-0,0018	0,0023	-0,78	0,434	-0,0063	0,0027
Variación porcentual de la tasa de política monetaria (con rezago de tres períodos)	0,0023	0,0014	1,62	0,105	-0,0005	0,0051
$\gamma_0$	0,0007	0,0003	2,69	0,007	0,0002	0,0012

Fuente: Elaboración propia.

## Modelo de vectores autorregresivos: funciones de impulso-respuesta

**Gráfico A1.1**

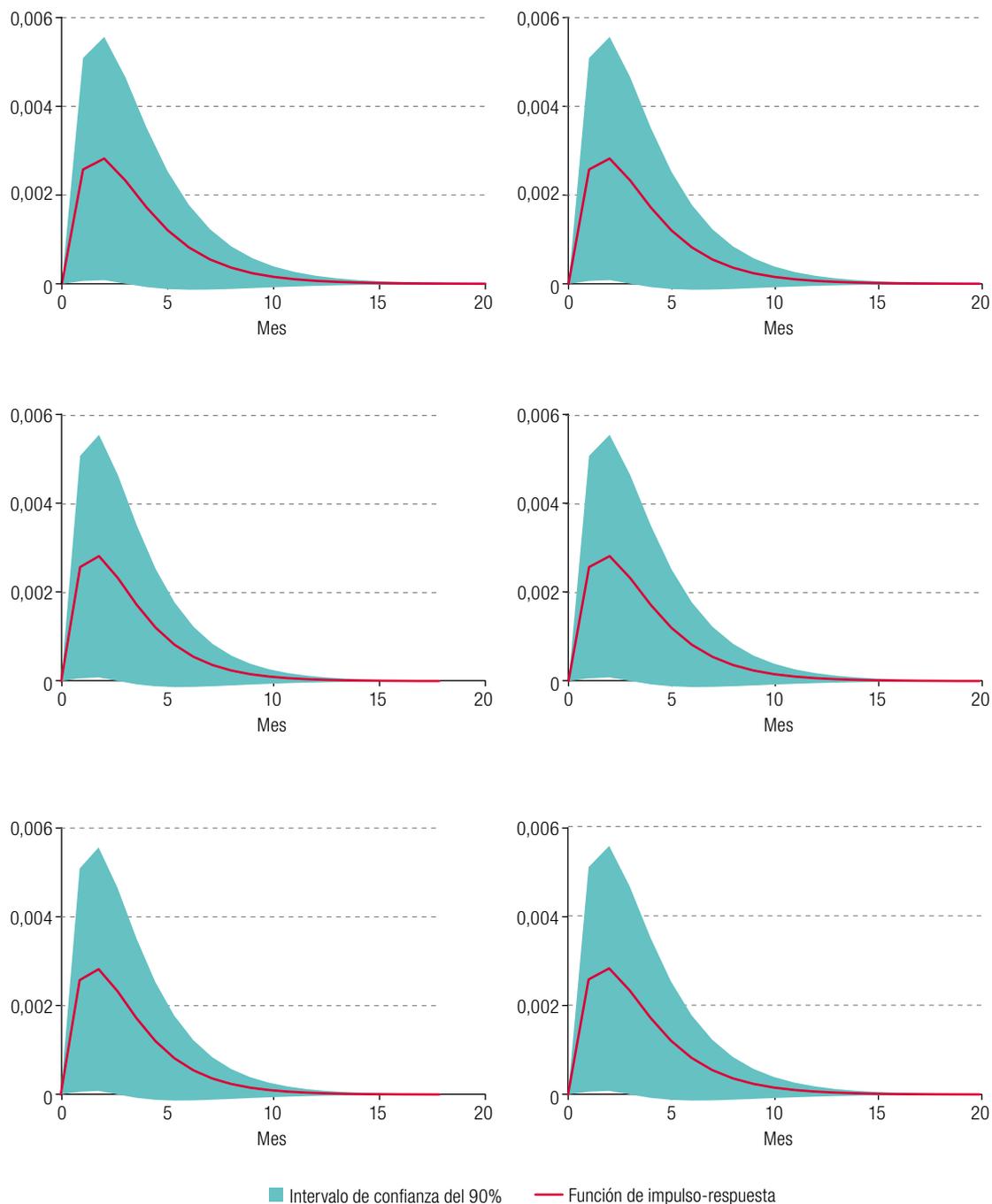
Función de impulso-respuesta para los efectos sobre la inflación de un choque del tipo de cambio equivalente a un aumento del 1% para distintos órdenes en la descomposición de Cholesky



**Fuente:** Elaboración propia.

**Gráfico A1.2**

Función de impulso-respuesta para los efectos sobre la inflación de un choque de la tasa de política monetaria equivalente a un aumento del 1% para distintos órdenes en la descomposición de Cholesky



**Fuente:** Elaboración propia.

# C

REVISTA

[www.cepal.org/revista](http://www.cepal.org/revista)



NACIONES UNIDAS

CEPAL

COMISIÓN ECONÓMICA PARA AMÉRICA LATINA Y EL CARIBE