

## ¿Cuál es el efecto de shocks de demanda interna sobre la inflación en una economía pequeña y abierta? Chile 2000-2021

### **Autores:**

Ramón E. López  
Kevin Sepúlveda

Santiago, Marzo de 2022

Revisado 31 de marzo, 2022

## **¿Cuál es el efecto de shocks de demanda interna sobre la inflación en una economía pequeña y abierta? Chile 2000-2021**

**Ramón E. López (Profesor Titular, FEN, U. de Chile)**

**y**

**Kevin Sepúlveda (Magíster en Economía (c), FEN, U. de Chile)**

***Resumen.** Este estudio intenta descomponer los diversos factores que determinan la inflación en Chile durante el periodo 2000-2021. Encontramos que los principales determinantes de la inflación interna son variables de origen externo y el tipo de cambio. La demanda interna ha jugado un rol más bien limitado como factor inflacionario. En general en periodos normales los aumentos de demanda interna explican no más de un 20% de la inflación observada. La inflación promedio mensual observada durante el periodo 2000-2021 alcanzó un 0,3%. De esta cifra estimamos que los aumentos de demanda en periodos normales explican una inflación de 0.06% mensual. Sorprendentemente, los extraordinarios periodos de rápida aceleración de la demanda como efecto de políticas fiscales altamente expansivas y/o retiros de AFP tuvieron un efecto más bien modesto en la aceleración de la inflación. Solo en los últimos 5 meses de 2021 podemos detectar efectos de la expansión de la demanda sobre la inflación, explicando casi un 33% de la aceleración inflacionaria que ocurre en esos meses. Este estudio corrobora un hecho esperable en una economía pequeña y abierta como la chilena; la mayor parte de la inflación doméstica está determinada por la inflación externa.*

## **¿Cuál es el efecto de shocks de demanda interna sobre la inflación en una economía pequeña y abierta? Chile 2000-2021**

Este artículo estudia los determinantes de la inflación en Chile durante las dos primeras décadas del siglo XXI. Su principal motivación es poder aquilatar la importancia de fluctuaciones de la demanda interna sobre la inflación doméstica. Este es un tema importante considerando que políticas Keynesianas en un contexto de recesión, bajos niveles de utilización de la capacidad productiva y alto desempleo sugieren aumentos del gasto doméstico a través de mayor gasto público, mayores subsidios sociales y otras medidas tales como la reducción de los ahorros forzosos impuestos a los trabajadores a través del sistema de AFP. Justamente estas políticas fueron implementadas de una manera muy agresiva durante la crisis del COVID-19 en los años 2020 y 2021.

Una cuestión clave es la evaluación de los impactos de estas políticas Keynesianas. Determinar el efecto inflacionario de estas políticas es de vital importancia para el diseño futuro de políticas de demanda. La idea del keynesianismo es que, bajo condiciones de subutilización de la capacidad productiva y desempleo, los aumentos de demanda se traducen en más uso de las capacidades productivas y eventualmente en una expansión de ellas y no necesariamente en mayor inflación. Si la expansión de demanda genera fundamentalmente mayor inflación, podemos concluir que las políticas de demanda tienen un valor limitado. Esto es lo que motiva esta investigación: En los años 2020 y 2021 hemos vivido un experimento focalizado de medidas para expandir la demanda de proporciones raras veces vista en la historia reciente de Chile. La idea es aprovechar este gigantesco experimento para evaluar la relevancia de políticas de demanda para una economía como la chilena en condiciones de crisis.

Chile es una economía pequeña y extremadamente abierta, tanto a los flujos comerciales como de capital, lo cual, en principio sugeriría que si la hipótesis de Paridad en Poder de Compra (PPC) se cumple aún en sus versiones más débiles como, por ejemplo, paridad relativa, o incluso si impera una condición de cuasi PPC (Hegwood y Papell, 1998), el efecto inflacionario de políticas de demanda, como las implementadas en 2020 y 2021, sería limitado.<sup>1</sup> Esto a su vez implicaría que los estímulos de demanda internos, serían efectivos en promover producción y empleo y posiblemente la inversión. Es decir, políticas de demanda bien implementadas en un país afectado por una crónica falta de demanda causada principalmente por una gran concentración del ingreso y bajos salarios, podría gatillar un espiral de crecimiento y desarrollo por lo menos durante un periodo medianamente largo.

En este sentido si la PPC en alguna de sus formas es relevante, entonces esto podría sugerir que políticas de demanda pueden traducirse en una expansión de la producción, empleo e inversión

---

<sup>1</sup> Cuasi PPC se refiere al caso en el cual los precios relativos entre países afectados por fuertes shocks estructurales pueden divergir pero que el tipo de cambio real revierte a través del tiempo a un nivel de mediano plazo. O de manera similar, la PPC (definida en base a precios relativos) condicional a tales shocks tendría validez aun en el corto plazo.

y no tanto en inflación. La evidencia con respecto a la validez empírica de la PPC en cualquiera de sus versiones es mixta. Taylor (2002) ha planteado que en periodos cuando los regímenes cambiarios se mantienen estables la cuasi PPC refleja bastante bien los precios domésticos en economías pequeñas y abiertas.

La evidencia de estudios empíricos sobre la aplicabilidad de la PPC en cualquiera de sus formas es variada. En general encuentran evidencia de que, por lo menos la versión débil de la PPC se cumple. Por ejemplo, Crowover et al. (1996) y Hongjun Li et al. (2015) encontraron que incluso la hipótesis de PPC absoluta se cumple, mientras que Carlsson et al. (2008) concluyeron que versiones más débiles de la PPC son relevantes. Kasuya y Ueda (2000) también encuentran evidencia favorable a la PPC. Una excepción es un estudio de Céspedes y de Gregorio (1999) aplicado a Chile que no encuentra evidencia de la PPC para el periodo 1977-1997. Sin embargo, tal como lo advierte Taylor (2002), esto es esperable dados los reiterados cambios en los regímenes cambiarios que ocurrieron en Chile durante el periodo considerado por este estudio. Korap y Aslan (2010) muestran que la PPC puede ser confirmada como una relación de estado estacionario de largo plazo para Turquía. Taylor y McMahon (1988) encuentran generalmente evidencia que confirma la PPC como una condición de equilibrio de largo plazo en donde el tipo de cambio tiende a converger en el periodo de la flotación de 1920. Taylor (1988), en cambio, no encuentra evidencia favorable para la PPC en el largo plazo.

En el presente artículo adoptamos una posición ecléctica. Se especifica que los determinantes de la variación de la inflación doméstica son variaciones inflacionarias en el exterior, variaciones en el tipo de cambio nominal y factores de demanda interna.

### 1. El modelo

Partimos con una ecuación de precios básica, la cual modificamos posteriormente para considerar varios problemas econométricos potenciales y para 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 exterior;  $E_t$  es el tipo de cambio nominal;  $D_t$  es el nivel de demanda interna;  $\alpha, \beta, \gamma$  son parámetros y  $\mu_t$  es el error estadístico.

Primero expresamos la ecuación (1) en logaritmos. Adicionalmente, para considerar la posibilidad de raíces unitarias estimamos esta ecuación usando primeras diferencias logarítmicas,

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

Donde  $\Delta \ln x_t \equiv \ln x_t - \ln x_{t-1}$ , para  $x_t = \begin{cases} P_t \\ E_t \\ D_t \end{cases}$

Usamos como proxis de la variable  $\Delta \ln P_t$  la inflación en países que son más importantes para el intercambio comercial de Chile, esto es, Estados Unidos, la Comunidad Europea y China. Las variaciones del tipo de cambio,  $\Delta \ln E_t$ , son medidas mensualmente en Chile. La variable  $\Delta \ln D_t$  es más difícil de medir, asumimos que la demanda doméstica crece en periodos normales a una tasa estable consistente con el crecimiento de largo plazo de la economía salvo en periodos de crisis donde la demanda interna es afectada masivamente por políticas fiscales excepcionales tales como inusuales aumentos o reducciones de subsidios sociales u otras políticas como la de retiros de los ahorros mantenidos por la población en fondos de jubilación en las AFP o en fondos de cesantía, y otros. Así, para efectos de su estimación econométrica, la ecuación (2) se ajusta de la siguiente manera,

$$\Delta \ln p_t = \gamma_0 + \sum_1^n \gamma_i d_i + \alpha \Delta \ln P_t + \beta \Delta \ln E_t + \Delta \mu_t \quad (3)$$

Donde  $d_i (i = 1, 2, \dots, n)$  son variables dummy con valores iguales a 1 en el periodo  $i$  e iguales a cero en periodos  $j \neq i$ . El efecto de cambios en la demanda sobre la inflación,  $\gamma \Delta \ln D_t$ , se puede descomponer en un efecto correspondiente a periodos de estabilidad donde la demanda aumenta a una tasa estable,  $\gamma_0$ , más el efecto de cambios de demanda en periodos anormales o críticos, donde esta se ve afectada por medidas fiscales o monetarias de emergencia para enfrentar crisis particulares  $\gamma_i (i = 1, 2 \dots n)$ , donde se consideran  $n$  periodos anormales. Así, el efecto de cambios en la demanda sobre la inflación es igual a  $\gamma \Delta \ln D_t = \gamma_0 + \sum_1^n \gamma_i d_i$ .<sup>2</sup>

También la ecuación (3) se aumenta usando en el lado derecho valores pasados de la variable dependiente para captar posibles efectos rezagados de las variables sobre la inflación. Esto permite obtener medidas de efectos de corto y mediano plazo de las variables independientes sobre el nivel de inflación.

*Métodos de estimación.* La estimación de la ecuación (3) puede ser afectada por sesgos de simultaneidad. Se utilizan alternativamente dos métodos de estimación de la ecuación (3) expandida: Two Stage Least Squares (TSLS) usando variables instrumentales para el tipo de cambio a fin de evitar sesgos de simultaneidad debido a que el tipo de cambio puede verse afectado por la inflación interna. Usamos niveles del tipo de cambio rezagado como variables instrumentales. Aparte de las estimaciones por TSLS, también usamos el método GMM que puede ser considerado como una prueba de la robustez de los coeficientes estimados por TSLS.

*Los datos.* La estimación de estas ecuaciones se implementa utilizando datos mensuales para el periodo 2000-2021, años en los cuales no hay cambios estructurales importantes que afecten la determinación del tipo de cambio, satisfaciendo así el requerimiento de Taylor para la validez de la PPC en alguna de sus formas. La fuente de datos que se usaron son los proporcionados por las instituciones oficiales. En particular, los datos de inflación de Chile, Estados Unidos, China y la

---

<sup>2</sup> En el apéndice también incluimos un indicador proxy continuo de la demanda mensual asumiendo que esta cambia proporcionalmente con el índice de actividad económica (IMACEC). Esto es, asumimos que  $\Delta \ln D_t$  se correlaciona positivamente con el  $\Delta \ln IMACEC$ . Como se verá más adelante esto no cambia las conclusiones fundamentales del análisis.

eurozona fueron obtenidos respectivamente desde el Instituto Nacional de Estadísticas (INE), la Oficina de Estadísticas Laborales (BLS por sus siglas en inglés), la Oficina de Estadísticas Nacionales de China (NBS por sus siglas en inglés) y la Oficina Europea de Estadística (Eurostat). Los datos del tipo de cambio nominal, la Tasa de Política Monetaria (TPM) y el IMACEC fueron obtenidos desde la Base de Datos Estadísticos del Banco Central de Chile.

*Variables dummies.* Las variables dicotómicas que se incluyeron en el modelo (3) son seis. La primera variable dummy ( $d_1$ ) toma el valor 1 para el periodo entre septiembre del año 2008 y septiembre del año 2009. Esta dummy se usa para captar el efecto de la crisis internacional que golpeó a Chile en esos meses cuando ocurren cambios importantes tanto en la producción como en la política monetaria y fiscal. La segunda variable dummy ( $d_2$ ) toma el valor 1 para el periodo entre octubre del año 2009 y febrero del año 2010, que corresponde al periodo de recuperación de la crisis.

La tercera variable dummy ( $d_3$ ) toma el valor 1 para el periodo entre abril del año 2020 y julio del año 2020, que son los meses en que los efectos económicos de la pandemia se hacen presentes, pero cuando todavía no se implementaban subsidios sociales significativos ni tampoco retiros de AFP. La cuarta variable dummy ( $d_4$ ) toma el valor 1 para el periodo entre agosto del año 2020 y diciembre del mismo año, que es el periodo en el cual coinciden los efectos de la pandemia más los de los primeros subsidios sociales y el del primer retiro de AFP, que ocurre en Julio 2020. La quinta variable dummy ( $d_5$ ) toma el valor 1 para el periodo entre enero del año 2021 y abril del año 2021, periodo en el cual los subsidios sociales aumentan en gran medida y el segundo retiro de AFP de diciembre 2020 hace su efecto sobre la demanda doméstica. Por último, la sexta variable dummy ( $d_6$ ) toma el valor 1 para el periodo entre mayo del año 2021 y diciembre del año 2021 cuando se suman los efectos del tercer retiro de AFP (abril 2021) más la mantención de altos subsidios sociales (IFE).<sup>3</sup>

Los efectos de demanda más claros debieran ser captados a través de los coeficientes de las dummies  $d_4$ ,  $d_5$  y, especialmente,  $d_6$ , que son los periodos cuando los inusitados estímulos de demanda se hacen presente de una manera muy intensa y persistente. Se trata en realidad de un periodo de estímulos de demanda sin precedentes en la historia económica reciente del país. Se espera por lo tanto que, si los estímulos de demanda causan mayor inflación, entonces estos coeficientes deberían ser positivos y significativos.

En el apéndice presentamos las completas estadísticas descriptivas de los datos utilizados en las regresiones.

---

<sup>3</sup> Este es también el periodo en que la tasa de política monetaria del Banco Central (TPM) empieza a subir de manera bastante acelerada. En el apéndice usamos explícitamente las variaciones de la TPM con rezagos como una variable explicativa adicional.

## 2. Resultados

En esta sección presentamos los resultados de las estimaciones por TSLs y GMM. La Tabla 1 muestra los resultados de la segunda etapa de la estimación por variables instrumentales donde la variable que se explica es la inflación mensual.

**Tabla 1. Estimación usando el método TSLs: La inflación mensual en Chile**

Número de observaciones	261
Wald chi2(11)	176.14
Prob > chi2	0.0000
R-cuadrado	0.2908

Inf. Chile	Coefficiente	Desv. Est. Robusta	z	p> z	Intervalo de confianza (95%)	
Var. TC	0.1070	0.0295	3.63	0	0.0492	0.1648
Inf. USA	0.4974	0.0713	6.98	0	0.3577	0.6370
Inf. China	0.0554	0.0379	1.46	0.144	-0.0189	0.1298
Inf. eurozona	0.0399	0.0484	0.83	0.409	-0.0549	0.1348
$d_1$	-0.0006	0.0014	-0.44	0.663	-0.0034	0.0022
$d_2$	-0.0011	0.0018	-0.64	0.522	-0.0046	0.0023
$d_3$	0.0007	0.0010	0.72	0.472	-0.0012	0.0026
$d_4$	0.0025	0.0015	1.66	0.098	-0.0005	0.0054
$d_5$	0.0000	0.0016	-0.01	0.993	-0.0031	0.0031
$d_6$	-0.0012	0.0016	-0.75	0.453	-0.0043	0.0019
Inf. Chile $L_1$	0.3299	0.0701	4.71	0	0.1926	0.4673
$\gamma_0$	0.0005	0.0003	1.76	0.079	-0.0001	0.0011

Donde  $L_i (i = 1, 2, \dots, n)$  denota el rezago número  $i$  de la variable correspondiente. Aspectos relevantes de los resultados de la Tabla 1 son los siguientes: primero, la importancia de la inflación externa, especialmente la de EE. UU es muy alta y significativa. En segundo lugar, el tipo de cambio es otra variable que juega un rol cuantitativamente importante y significativo. En tercer lugar, llama la atención la baja significación de las variables de demanda, con la excepción del coeficiente de la constante, que puede interpretarse como el efecto de la variación de la demanda en periodos normales, la cual es apenas significativa al 90%. Las dummies que capturan posibles cambios inflacionarios por aceleración de demanda en periodos particulares no son mayormente significativos con la única excepción de la dummy 4 que capta el efecto del primer retiro de AFP y de los primeros subsidios sociales que ocurrieron entre agosto y diciembre 2020. En todo caso su efecto es apenas significativo al 90%.

Una interpretación de los estimadores de demanda en la Tabla 1 es **que los aumentos de demanda en periodos normales explican en promedio alrededor de 0,05% mensual cuando la inflación media en periodos normales alcanzaba un 0,29%, es decir los aumentos de demanda explican un 17% de la inflación en periodos normales. Así, si bien el efecto del crecimiento normal de la demanda tendría algún efecto de cierta importancia en la inflación, el efecto de la demanda en los periodos excepcionales, captados por las 6 variables dummy no parece haber jugado un rol adicional de importancia en explicar la inflación.**

Sin embargo, las estimaciones de la Tabla 1 muestran solo el efecto directo de estas variables sobre la inflación manteniendo constante el tipo de cambio. Es posible que una parte significativa del efecto inflacionario de alguna de estas variables y de la demanda ocurra a través de su efecto sobre el tipo de cambio. Estos efectos indirectos los capturamos a través de la primera etapa de la estimación por TSLs que presentamos a continuación.

La Tabla 2 muestra la estimación de la primera etapa de la regresión TSLs donde el tipo de cambio es la variable que se explica en base a las variables exógenas más los instrumentos.

**Tabla 2. Estimadores de la primera etapa: El tipo de cambio**

Número de observaciones	261
F(13, 247)	4.99
Prob > F	0.0000
R-cuadrado	0.1522
R-cuadrado ajustado	0.1075

Var. TC	Coefficiente	Desv. Est. Robusta	t	p> t	Intervalo de Confianza (95%)	
Inf. USA	-0.8468	0.6114	-1.38	0.167	-2.0510	0.3575
Inf. China	-0.3650	0.2568	-1.42	0.157	-0.8708	0.1409
Inf. eurozona	0.0575	0.3741	0.15	0.878	-0.6793	0.7943
$d_1$	0.0006	0.0131	0.04	0.966	-0.0252	0.0264
$d_2$	-0.0030	0.0193	-0.16	0.877	-0.0411	0.0351
$d_3$	-0.0192	0.0087	-2.21	0.028	-0.0364	-0.0021
$d_4$	-0.0143	0.0106	-1.35	0.178	-0.0350	0.0065
$d_5$	-0.0066	0.0068	-0.97	0.332	-0.0200	0.0068
$d_6$	0.0196	0.0073	2.68	0.008	0.0052	0.0340
Inf. Chile $L_1$	0.3831	0.6110	0.63	0.531	-0.8205	1.5866
Var. TC $L_1$	0.2512	0.0620	4.05	0	0.1291	0.3733
Var. TC $L_2$	-0.0381	0.0568	-0.67	0.503	-0.1501	0.0738
Var. TC $L_3$	-0.0358	0.0659	-0.54	0.588	-0.1656	0.0940
$\gamma_0$	0.0032	0.0022	1.44	0.152	-0.0012	0.0075



Como se puede apreciar en la Tabla 2, solo la dummy 6 tiene un efecto positivo y significativo sobre el tipo de cambio. Esta dummy corresponde al periodo que va desde mayo 2021 hasta diciembre del mismo año, que corresponde al periodo de aceleración de la demanda al juntarse los estímulos fiscales de demanda y el tercer retiro de AFP.<sup>4</sup> El coeficiente de esta dummy sugiere que la expansión de la demanda explica un 1,96% de aumento del tipo de cambio nominal mensual. **Efecto importante que impacta de manera indirecta en la inflación llegando a tener un efecto neto sobre la inflación de 0,19% mensual. Es decir, el efecto demanda del segundo semestre de 2021 explica casi un 25% de la inflación, del promedio que alcanzó la inflación en ese periodo, que fue un 0,83% mensual.**

Aparte de la estimación por TSLs también usamos el método GMM, cuyos resultados pueden ser considerados como parte del análisis de robustez de los estimadores TSLQ. La Tabla 3 provee los resultados usando el método GMM.

**Tabla 3. Estimación por GMM**

<b>Numero de observaciones</b>	261
<b>Wald chi2(11)</b>	192.14
<b>Prob &gt; chi2</b>	0.0000
<b>R-cuadrado</b>	0.3019

<b>Inf. Chile</b>	<b>Coeficiente</b>	<b>Desv. Est. Robusta</b>	<b>z</b>	<b>p&gt; z </b>	<b>Intervalo de confianza (95%)</b>	
Var. TC	0.1046	0.0296	3.54	0	0.0466	0.1626
Inf. USA	0.5157	0.0684	7.54	0	0.3816	0.6497
Inf. China	0.0550	0.0374	1.47	0.142	-0.0184	0.1283
Inf. eurozona	0.0345	0.0477	0.72	0.47	-0.0590	0.1280
$d_1$	-0.0008	0.0014	-0.58	0.563	-0.0035	0.0019
$d_2$	-0.0011	0.0017	-0.62	0.537	-0.0044	0.0023
$d_3$	0.0006	0.0010	0.65	0.516	-0.0013	0.0025
$d_4$	0.0024	0.0015	1.61	0.107	-0.0005	0.0053
$d_5$	0.0000	0.0016	0.02	0.982	-0.0030	0.0031
$d_6$	-0.0012	0.0016	-0.75	0.456	-0.0043	0.0019
Inf. Chile $L_1$	0.3370	0.0693	4.86	0	0.2012	0.4728
$\gamma_0$	0.0005	0.0003	1.71	0.088	-0.0001	0.0011

Como se puede observar comparando las tablas 1 y 3, los valores y significación de los parámetros estimados por TSLs and GMM son bastante similares. En ambas estimaciones las variables más importantes que afectan la inflación son las inflaciones externas, particularmente la de Estados Unidos, y el tipo de cambio. Por otro lado, el efecto directo de la demanda interna parece como

<sup>4</sup> También en este periodo ajustes de gran magnitud de la TPM. En el apéndice reportamos esta misma estimación separando el efecto de la TPM.

poco significativo. Sin embargo, dada la importancia del tipo de cambio como determinante de la inflación y tal como lo planteamos anteriormente es posible que el efecto demanda sobre la inflación ocurra fundamentalmente a través de esta variable. Por esta razón nos focalizamos en la estimación de la primera etapa del TSLs a fin de incluir el posible efecto indirecto de la demanda sobre el tipo de cambio como factor que propulse la inflación.

*Efecto directo de la demanda interna.* Usando los parámetros estimados se deriva que el efecto estimado de la demanda interna en un periodo normal es  $\gamma_0$  y en el periodo anormal  $i$  es  $\gamma_0 + \gamma_i$ , donde  $i = 1, 2, \dots, 6$  está asociada al periodo en que la dummy  $d_i$  toma el valor 1.

En general el efecto directo de los impulsos de demanda en todos los periodos considerados es muy pequeño y de baja significación estadística. Las medidas presentadas en las tablas 1 a 3 consideran solo la significación estadística individual de cada periodo. Adicionalmente, consideramos la significación conjunta de todas las variables de demanda sobre la inflación.

*Pruebas de significación conjunta de los efectos de la demanda.* Realizamos una prueba de significancia conjunta sobre la constante y los parámetros de las variables dummies que son definidas para los años 2020 y 2021. Específicamente la hipótesis nula para ambas estimaciones es,

$$H_0: \gamma_0 = \gamma_3 = \gamma_4 = \gamma_5 = \gamma_6 = 0$$

Los tests dieron como resultado un p-value de 0.0711 y 0.0932 para la estimación por TSLs Y GMM respectivamente. Esto implica que con un 90% de confianza podemos rechazar la hipótesis nula de que simultáneamente los parámetros asociados a estas variables dummies y la constante son cero. Sin embargo, con un 95% de confianza no podemos rechazar esta hipótesis. Luego, en general, el efecto directo de los factores de demanda sobre la inflación aparece como débil y poco significativo. Adicionalmente, realizamos las siguientes pruebas de significación conjunta

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

Con los resultados de la estimación por TSLs podemos rechazar esta hipótesis para  $i = 3, 4$  con un 95% de confianza. Para la estimación con GMM podemos rechazar esta hipótesis para  $i = 4$  con un 95% de confianza y para  $i = 3$  con un 90% de confianza. Sin embargo, no la podemos rechazar para los demás periodos.

*Efecto total de la demanda sobre la inflación.* El efecto total de la demanda se estima usando los parámetros estimados por TSLs. Este consiste en el efecto parcial de la demanda sobre la inflación, dado el tipo de cambio, lo cual se obtiene directamente de los parámetros de demanda estimados en la segunda etapa de TSLs (Tabla 1). Adicionalmente, existe un efecto indirecto del efecto de la demanda sobre el tipo de cambio, el cual se obtiene usando los parámetros estimados en la primera etapa del TSLs. Por lo tanto, el efecto total de la demanda en el periodo  $i$  sobre la inflación es,

$$\Delta Inf_i = \gamma_0 + \gamma_i + \beta(\varepsilon_0 + \varepsilon_i) \quad (4)$$

Donde  $\Delta Inf_i$  es el efecto total de la inflación causado por el aumento de demanda en el periodo  $i$ ,  $\beta$  es el parámetro de la segunda etapa que mide el impacto del tipo de cambio sobre la inflación y  $\varepsilon_0 + \varepsilon_i$  es el efecto de la demanda en el periodo  $i$  sobre el tipo de cambio que se obtiene de la estimación de la ecuación de la primera etapa que se muestran en la Tabla 2. Para calcular el error estándar de la ecuación (4) usamos los estimadores 2SLQ, una desventaja es que este método impone valores cero para las covarianzas entre los parámetros estimados en ecuaciones separadas. Por esta razón también hemos estimado el modelo usando 3SLQ (que no se muestra en las tablas) que sí permite derivar las covarianzas entre diferentes ecuaciones.

**Tabla 4. Efecto total de la demanda interna sobre la inflación y p-values correspondientes a la hipótesis nula de que los coeficientes respectivos son igual a cero**

	$i = 1$	$i = 2$	$i = 3$	$i = 4$	$i = 5$	$i = 6$
<b>Coef.</b>	0.0003064	-0.0005773	-0.0004938	0.001796	0.0001465	0.0017634
<b>p-value 2SLQ</b>	0.7968	0.7660	0.8190	0.3526	0.9473	0.2841
<b>p-value 3SLQ</b>	0.7195	0.6878	0.7427	0.1961	0.9055	0.1463

Luego, cuando consideramos los efectos a través del tipo de cambio, el impacto de la demanda sobre la inflación se hace mayor, pero estos efectos en general no son significativos tal como se puede apreciar en la Tabla 4. Solo para el cuatrimestre agosto-diciembre 2021 el p-value se acerca a tener alguna significación. Usando la ecuación (4) obtenemos que para el cuatrimestre septiembre-diciembre de 2021, el período de mayor efecto inflacionario de la demanda, el efecto total mensual promedio de la demanda alcanza un valor cercano a 0,17%. **Dado que la inflación mensual promedio de esos 4 meses llegó a 0,95%, el impacto de la demanda interna explica alrededor de un quinto de la inflación observada. Usando el mismo procedimiento para los otros 2 cuatrimestres del año 2021, obtenemos que los efectos de los aumentos de demanda en el año 2021 explican una inflación anual de 1,8%. La inflación del año 2021 fue de 7,2%, por lo que la demanda interna contribuyó con una cuarta parte de la inflación total. Si la política monetaria hubiera reprimido totalmente la expansión de la demanda interna, la inflación total habría sido de 5,4% en lugar de 7,2%.**

### **3. Simulaciones**

Con los parámetros estimados por TSLS se simuló la inflación promedio del año 2021 y del último trimestre del mismo año. Para ello se incluyeron los datos de la inflación externa de Estados Unidos, China y la eurozona, la inflación de Chile rezagada y la variación del tipo de cambio nominal.

**Tabla 5.** Simulación de la inflación promedio del año 2021 y del último trimestre del mismo año con las estimaciones por 2SLS.

<b>Simulación de la Inflación en Chile (contribuciones promedio, 4° trimestre de 2021 y 2021)</b>						
<b>Inf. prom. 4° trim. 2021 Chile</b>	<b>Var. TC</b>	<b>Inf. USA</b>	<b>Inf. China</b>	<b>Inf. eurozona</b>	<b>Inf. Chile L<sub>1</sub></b>	<b>Valor predicho Simulación</b>
0.86667%	0.30060%	0.27157%	0.01605%	0.02133%	0.33000%	0.93955%
<b>Inf. prom. 2021 Chile</b>	<b>Var. TC</b>	<b>Inf. USA</b>	<b>Inf. China</b>	<b>Inf. eurozona</b>	<b>Inf. Chile L<sub>1</sub></b>	<b>Valor predicho Simulación</b>
0.59167%	0.13601%	0.28427%	0.00718%	0.01633%	0.18150%	0.62530%

Como se puede ver en la Tabla 5, el modelo es capaz de simular con cierta precisión los eventos inflacionarios del año 2021. Esto da una cierta certeza de la capacidad explicativa del modelo utilizado. En el apéndice proveemos simulaciones adicionales para cada mes en 2021 y además para los meses de enero y febrero de 2022, meses que no son parte de la muestra que se usó para estimar el modelo.

#### **4. Modelo VAR**

Con la finalidad de caracterizar las interacciones dinámicas simultáneas entre la inflación doméstica, la variación del tipo de cambio nominal y la variación de la Tasa de Política Monetaria (TPM) usamos un modelo de Vectores Autorregresivos (VAR). Partimos de un modelo general de la forma

$$y_t = v + \sum_{i=1}^p A_i y_{t-i} + Bx_t + \mu_t \quad (5)$$

Donde  $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{kt})'$  es un  $(k \times 1)$  vector que contiene los cambios en el tiempo de las  $k$  variables endógenas;  $A_i$  son  $(k \times k)$  matrices de parámetros;  $x_t$  es un  $(k_e \times 1)$  vector de variables exógenas;  $B$  es una  $(k \times k_e)$  matriz de coeficientes;  $v$  es un  $(k \times 1)$  vector de parámetros y  $\mu_t$  se asume es ruido blanco, esto es,  $E(\mu_t) = 0$ ;  $E(\mu_t \mu_t') = \Sigma$  y  $E(\mu_t \mu_s') = 0$  para  $t \neq s$ .

Para seleccionar el modelo de rezagos que mejor se ajusta a los datos aplicamos el criterio de selección de modelos Bayesian Information Criterion (BIC). Existe diversa evidencia que muestra

que este criterio es uno de los que alcanza el mejor rendimiento predictivo (Lütkepohl (1985) y Clark (2004)). Pese a lo anterior comparamos los resultados con el Akaike Information Criterion (AIC) y encontramos que después de aplicar distintas especificaciones para el modelo (5) ambos criterios nos sugieren que el modelo que mejor se ajusta a los datos es un VAR (1), por lo que seleccionamos el siguiente modelo para las estimaciones<sup>5</sup>

$$y_t = v + A_1 y_{t-1} + \mu_t \quad (6)$$

Donde  $y_t$  es un  $(3 \times 1)$  vector de las variables endógenas consideradas, esto es, la inflación doméstica, la variación del tipo de cambio nominal y la variación de la Tasa de Política Monetaria (TPM).

Analizando la estabilidad de la especificación (6) se obtiene que todos los valores propios se encuentran en el círculo unitario, luego el modelo es estable y nos permite realizar análisis sobre los resultados obtenidos en las estimaciones. En la próxima subsección se presentan los resultados de las estimaciones y las relaciones dinámicas entre la inflación doméstica, la variación del tipo de cambio nominal y la variación de la Tasa de Política Monetaria (TPM), para ello se analizan las funciones de impulso respuesta (IRF) ortogonalizadas de un shock en la variación de la TPM y un shock en la variación del tipo de cambio nominal sobre la inflación. Estas IRFs se calculan utilizando la descomposición de Cholesky, esto nos permite analizar el efecto directo del shock sobre la inflación. Adicionalmente, se realizan tests de causalidad a la Granger y se descompone el error de predicción.

*Datos.* Los datos que se utilizan en las estimaciones son los mismos del modelo de la sección anterior, esto es, datos de primeras diferencias mensuales en el periodo 2000-2021.

---

<sup>5</sup>Es importante destacar que los principales resultados que se presentan en la próxima subsección no se ven alterados cualitativamente cuando se consideran las otras especificaciones que fueron evaluadas con estos criterios.

#### 4.1 Resultados del VAR

A continuación, se presentan los resultados de las estimaciones del modelo (6).

**Tabla 6.**

	Coeficiente	Error Estándar	z	P> z	Intervalo de Confianza (90%)	
<b>Var. TC</b>						
Var. TC $L_1$	0.3036945	0.0613321	4.95	0	0.2028123	0.4045768
Inf. Chile $L_1$	0.442966	0.4387979	1.01	0.313	-0.2787923	1.164724
Var. TPM $L_1$	0.005524	0.0122435	0.45	0.652	-0.0146147	0.0256627
$v_1$	0.000377	0.0019231	0.2	0.845	-0.0027862	0.0035403
<b>Inf. Chile</b>						
Var. TC $L_1$	0.0077622	0.0084885	0.91	0.36	-0.0062001	0.0217245
Inf. Chile $L_1$	0.3798238	0.0607306	6.25	0	0.2799309	0.4797166
Var. TPM $L_1$	0.0032924	0.0016945	1.94	0.052	0.0005051	0.0060796
$v_2$	0.0016908	0.0002662	6.35	0	0.001253	0.0021286
<b>Var. TPM</b>						
Var. TC $L_1$	0.4733326	0.2490114	1.9	0.057	0.0637454	0.8829199
Inf. Chile $L_1$	-0.7552099	1.781542	-0.42	0.672	-3.685586	2.175166
Var. TPM $L_1$	0.6424896	0.0497091	12.92	0	0.5607255	0.7242537
$v_3$	0.0042761	0.007808	0.55	0.584	-0.0085669	0.0171191

Donde  $L_1$  denota el primer rezago de la variable correspondiente y  $v_i (i = 1,2,3)$  son constantes.

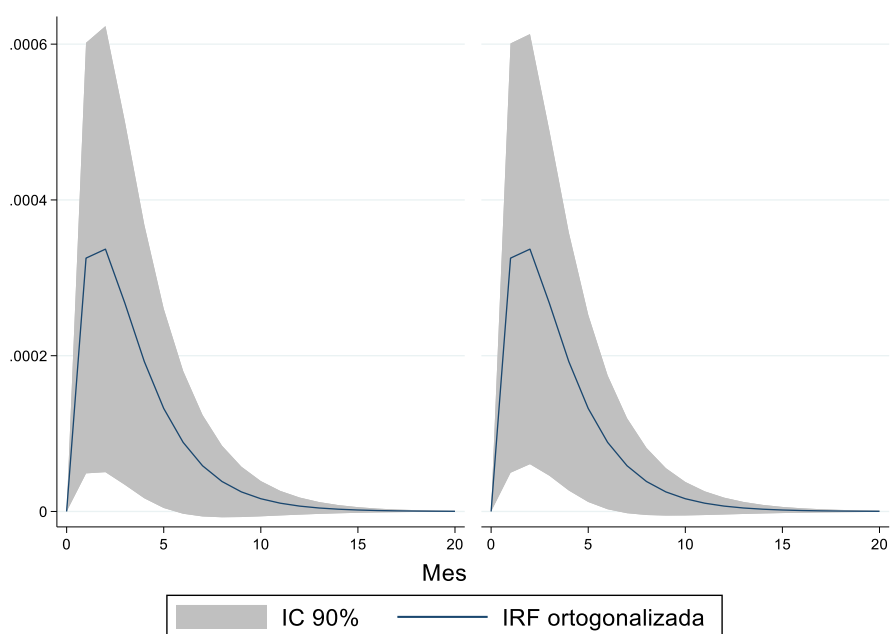
A continuación, analizaremos el efecto de un shock en la variación de la TPM y el tipo de cambio sobre la Inflación.

La figura 1 muestra el efecto de un aumento inesperado en una desviación estándar de la variación de la TPM sobre la inflación. Los gráficos muestran que este shock tiene un efecto muy pequeño, pero positivo y significativo sobre la inflación en el corto plazo alcanzando un peak en el segundo mes aproximadamente, luego el efecto cae y deja de ser significativo después del sexto mes. Por lo tanto, un aumento inesperado en la variación de la TPM está asociado a un pequeño, pero perceptible aumento de la inflación en el corto plazo. Esto es sorprendente ya que uno esperaría que un alza de la TPM tenga un efecto negativo, no positivo sobre la inflación. Una posible explicación es que, en una economía pequeña y abierta con una inflación generada en el exterior, el efecto de un alza de la TPM se traduce en un aumento de los costos de los productos importados debido al mayor costo de inventarios y de algunos bienes de capital. El aumento de costos de importación puede así contribuir a exacerbar más que a reducir la inflación. Es decir, el efecto del aumento de los costos de importación sobre la inflación que el alza de la TPM puede conllevar puede ser más fuerte que el efecto de la reducción de la demanda doméstica. En una economía pequeña y abierta una política monetaria contractiva se espera que pueda reducir la inflación doméstica actuando sobre el segmento de la economía que es no transable. Pero a menudo se olvida de los efectos que puedan tener las alzas de intereses sobre

el costo de mantener inventarios, sobre todo de productos importados, lo cual puede tener un efecto de exacerbación de los costos de los bienes importados. El efecto neto de alzas de la TPM sobre la inflación es por lo tanto en general ambiguo. Nuestras estimaciones parecen sugerir que el efecto costo de los intereses domina los efectos de demanda sobre los bienes no transables.

Otra posible explicación del efecto de la variación de la TPM en la inflación es que, como la TPM es una variable que controla el Banco Central y los aumentos de la TPM obedecen a las expectativas que esta institución tiene sobre la inflación futura, entonces si en promedio estas expectativas son correctas un aumento de la variación de la TPM puede estar asociada a aumentos de la inflación en el corto plazo.

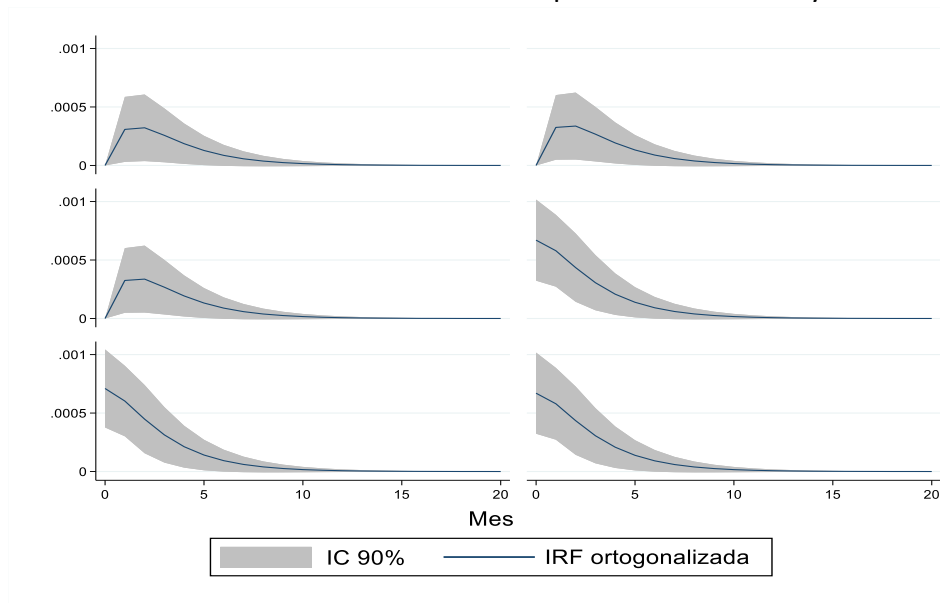
**Figura 1.** IRF ortogonalizada de un shock en la variación de la TPM sobre la inflación.



Nota: El gráfico de la izquierda muestra el IC para estimaciones asintóticas de los errores estándar y el de la derecha para estimaciones mediante bootstrap.

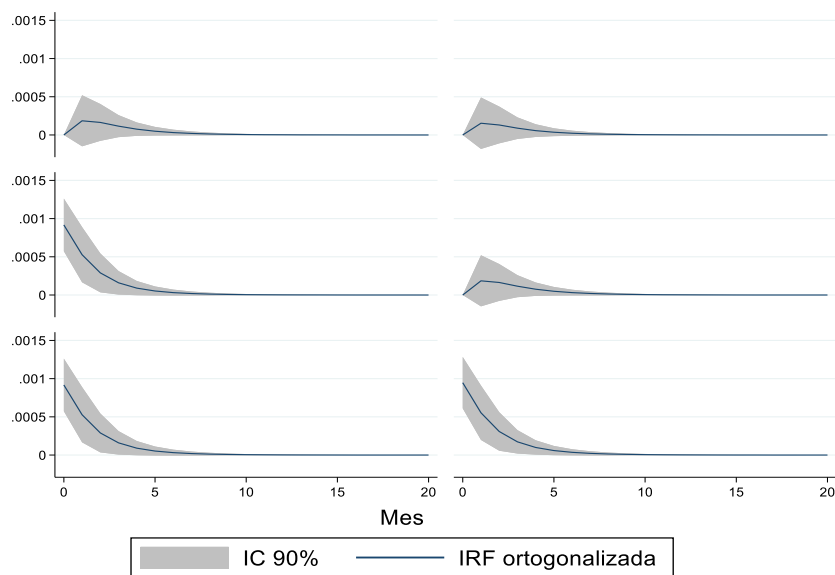
Como las estimaciones usando la descomposición de Cholesky no son necesariamente invariantes al orden de las variables endógenas presentamos las IRFs para distintos ordenes en la figura 2. En esta figura podemos observar que los resultados cualitativos que se muestran en la figura 1 no cambian: para algunos ordenes de la descomposición de Cholesky el aumento en la inflación es instantáneo y cae de manera monótonica hasta ser nulo a medida que los meses transcurren, a diferencia de lo derivado en la figura 1.

**Figura 2.** IRF ortogonalizada de un shock en la variación de la TPM sobre la inflación para distintos ordenes en la descomposición de Cholesky.



El efecto de un aumento inesperado en variación del tipo de cambio, a diferencia de lo mostrado para la TPM, depende del orden en la descomposición de Cholesky. En efecto, como se muestra en la figura 3 para algunos ordenes el efecto sobre la inflación es positivo y significativo, específicamente alcanza un peak instantáneamente y luego cae de forma monótonica. Sin embargo, para otros ordenes el efecto no es significativo.

**Figura 3.** IRF ortogonalizada de un shock en la variación del tipo de cambio sobre la inflación para distintos ordenes en la descomposición de Cholesky.





En el apéndice se presentan las IRFs sin ortogonalizar. La figura A1 muestra que para ningún orden posible en la descomposición de Cholesky el efecto sobre la inflación de un shock en la variación del tipo de cambio nominal es significativo. Por otro lado, la figura A2 muestra que el efecto sobre la inflación de un aumento inesperado de un 1% en la variación de la TPM está asociado a un aumento de la inflación en el corto plazo, alcanzando un peak de aproximadamente 0,0035% en el segundo mes, luego del cual empieza a caer.

Los resultados de la prueba de causalidad a la Granger que se presenta en la tabla 7 muestran con un 90% de confianza que la variación de la TPM ayuda a predecir la inflación, al contrario, la variación del tipo de cambio no ayuda a su predicción. Sin embargo, la variación del tipo de cambio ayuda a predecir la variación de la TPM. Como la variación de la TPM es una variable de control que se ve afectada por las expectativas de variables macroeconómicas relevantes, entre ellas la variación del tipo de cambio, este resultado es consistente y nos sugiere que cambios en la variación de la TPM están asociados a cambios en la inflación futura.

**Tabla 7. Test de causalidad a la Granger**

Hipótesis nula			chi2	Prob > chi2
Inflación	no causa a	Var. TC	1.0191	0.313
Var. TPM	no causa a	Var. TC	0.20357	0.652
Inflación y var. TPM conjuntamente	no causan a	Var. TC	1.6026	0.449
Var. TC	no causa a	Inflación	0.83619	0.36
Var. TPM	no causa a	Inflación	3.7751	0.052
Var. TC y var. TPM conjuntamente	no causan a	Inflación	4.3756	0.112
Var. TC	no causa a	Var. TPM	3.6132	0.057
Inflación	no causa a	Var. TPM	0.1797	0.672
Var. TC e inflación conjuntamente	no causan a	Var. TPM	3.6445	0.162

La descomposición del error de predicción por su parte señala con un 90% de confianza que la varianza del error incurrido en la predicción de la inflación no se ve afectada por un shock en variación de la TPM pero si en la variación del tipo de cambio, en particular, la fracción de la varianza del error incurrido en la predicción de la inflación debido a un shock en el tipo de cambio aumenta en el corto plazo desde un 0% y alcanza aproximadamente un 8% después del cuarto mes.

## Conclusión

De este estudio surgen tres conclusiones importantes: 1. La principal conclusión es la corroboración de que la demanda interna ha jugado un rol más bien limitado como factor inflacionario. En general en periodos normales los aumentos de demanda interna explican no más de un 20% de la inflación observada. La inflación promedio mensual observada durante el periodo 2000-2021 alcanzó un 0,3%. De eso estimamos que los aumentos de demanda en periodos normales explican una inflación de 0.06% mensual. 2. La segunda conclusión es que, sorprendentemente, los extraordinarios periodos de rápida aceleración de la demanda como efecto de políticas fiscales altamente expansivas y/o retiros de AFP tuvieron un efecto más bien modesto en la aceleración de la inflación. Solo en los últimos 5 meses de 2021 podemos detectar efectos de la expansión de la demanda sobre la inflación, explicando casi un 33% de la aceleración inflacionaria que ocurre en esos meses. 3. Por último, este estudio corrobora un hecho esperable en una economía pequeña y abierta como la chilena; la mayor parte de la inflación domestica está determinada por la inflación externa.

## Apéndice

*Estadística descriptiva.* En la siguiente tabla se presenta un resumen de los datos utilizados en las estimaciones.

**Tabla A1.**

Variable	Número de Observaciones	Media	Desv. Est.	Min	Max
Inf. Chile	264	0.003	0.004	-0.012	0.015
Inf. USA	264	0.002	0.004	-0.019	0.012
Inf. China	264	0.002	0.006	-0.014	0.026
Inf. eurozona	264	0.001	0.004	-0.015	0.013
Var. TC	264	0.002	0.027	-0.070	0.166
$d_1$	264	0.049	0.217	0.000	1.000
$d_2$	264	0.019	0.137	0.000	1.000
$d_3$	264	0.015	0.122	0.000	1.000
$d_4$	264	0.019	0.137	0.000	1.000
$d_5$	264	0.015	0.122	0.000	1.000
$d_6$	264	0.030	0.172	0.000	1.000

**Tabla A2.** Simulación de la inflación mensual del año 2021 y enero y febrero de 2022 (meses fuera de la muestra) con las estimaciones por 2SLS.

Simulación de la Inflación mensual en Chile (contribuciones, 2021-febrero 2022)								
Año	Mes	Inf. men. Chile 2021	Var TC	Inf. USA	Inf. China	Inf. eurozona	Inf. Chile $L_1$	Simulación
2021	1	0.7%	-0.16734%	0.21269%	0.05381%	0.00800%	0.09900%	0.20617%
2021	2	0.2%	-0.01413%	0.27372%	0.03733%	0.00800%	0.23100%	0.53592%
2021	3	0.4%	0.05692%	0.35416%	-0.02650%	0.03600%	0.06600%	0.48659%
2021	4	0.4%	-0.28048%	0.41095%	-0.02130%	0.02400%	0.13200%	0.26517%
2021	5	0.3%	0.06860%	0.40086%	-0.00534%	0.01200%	0.13200%	0.60811%
2021	6	0.1%	0.22061%	0.46453%	-0.02139%	0.01200%	0.09900%	0.77476%
2021	7	0.8%	0.36179%	0.24053%	0.01610%	-0.00400%	0.03300%	0.64742%
2021	8	0.4%	0.43077%	0.10330%	0.00535%	0.01600%	0.26400%	0.81941%
2021	9	1.2%	0.05357%	0.13580%	0.00000%	0.02000%	0.13200%	0.34137%
2021	10	1.3%	0.42567%	0.41541%	0.04278%	0.03200%	0.39600%	1.31186%
2021	11	0.5%	-0.01792%	0.24567%	0.02124%	0.01600%	0.42900%	0.69399%
2021	12	0.8%	0.49404%	0.15363%	-0.01587%	0.01600%	0.16500%	0.81279%
2022	1	1.2%	-0.35070%	0.40000%	0.01200%	0.01200%	0.26400%	0.33730%
2022	2	0.3%	-0.198%	0.450%	0.036%	0.036%	0.396%	0.72%

*Simulaciones.* La Tabla A2 presenta una simulación de la inflación mensual para el año 2021 y para los meses de enero y febrero de 2022, los cuales están fuera de la muestra. Como se puede ver, las simulaciones realizadas en base a los coeficientes estimados replican razonablemente bien las tasas de inflación en la mayor parte de los meses.

*Pruebas de Robustez.* Se implementaron varias pruebas de robustez del modelo. En primer lugar, se consideró el índice mensual de actividad económica como una variable de control adicional. La Tabla A3 muestra estos estimadores. Como se puede apreciar, los resultados fundamentales: que la inflación doméstica se explica primordialmente por las inflaciones foráneas y el tipo de cambio se mantienen. El rol de los factores de demanda tanto en periodos normales como en periodos excepcionales es de menor importancia.

### I. Incorporando el IMACEC como proxy para los efectos de demanda.

**Tabla A3.** Segunda etapa de la estimación por 2SLS agregando la variación del IMACEC.

Número de observaciones	261
Wald chi2(12)	171.80
Prob > chi2	0.0000
R-cuadrado	0.2670

Inf. Chile	Coefficiente	Desv. Est. Robusta	z	p> z	Intervalo de confianza (95%)	
Var. TC	0.1122	0.0295	3.8	0	0.0544	0.1700
Inf. USA	0.5255	0.0758	6.94	0	0.3770	0.6740
Inf. China	0.0691	0.0391	1.77	0.077	-0.0075	0.1457
Inf. Eurozona	-0.0028	0.0647	-0.04	0.965	-0.1297	0.1241
$d_1$	-0.0006	0.0014	-0.39	0.694	-0.0034	0.0023
$d_2$	-0.0011	0.0018	-0.62	0.532	-0.0047	0.0024
$d_3$	0.0011	0.0011	1.03	0.303	-0.0010	0.0032
$d_4$	0.0022	0.0016	1.41	0.158	-0.0009	0.0053
$d_5$	0.0002	0.0017	0.1	0.919	-0.0032	0.0036
$d_6$	-0.0014	0.0017	-0.83	0.407	-0.0047	0.0019
Inf. Chile $L_1$	0.3290	0.0712	4.62	0	0.1895	0.4685
Var. IMACEC	0.0054	0.0049	1.1	0.271	-0.0042	0.0151
$\gamma_0$	0.0005	0.0003	1.54	0.124	-0.0001	0.0011

Cuando usamos el IMACEC como proxy de estímulos de demanda los resultados permanecen prácticamente idénticos cuando comparamos los resultados de las Tablas A3 y la Tabla 1 en el texto. Los coeficientes estimados permanecen muy estables. En particular, el IMACEC no parece

ser una variable importante que explique la inflación. Lo mismo ocurre cuando se usa el método GMM en la estimación.

**Tabla A4.** Estimación por GMM agregando la variación del IMACEC.

<b>Número de observaciones</b>	261
<b>Wald chi2(12)</b>	187.14
<b>Prob &gt; chi2</b>	0.0000
<b>R-cuadrado</b>	0.2752

<b>Inf. Chile</b>	<b>Coeficiente</b>	<b>Desv. Est. Robusta</b>	<b>z</b>	<b>p&gt; z </b>	<b>Intervalo de confianza (95%)</b>	
Var. TC	0.1106	0.0296	3.73	0	0.0525	0.1686
Inf. USA	0.5443	0.0730	7.46	0	0.4013	0.6874
Inf. China	0.0704	0.0385	1.83	0.068	-0.0051	0.1459
Inf. Eurozona	-0.0112	0.0642	-0.17	0.861	-0.1371	0.1146
$d_1$	-0.0007	0.0014	-0.49	0.623	-0.0034	0.0021
$d_2$	-0.0011	0.0018	-0.61	0.541	-0.0046	0.0024
$d_3$	0.0011	0.0011	1.01	0.311	-0.0010	0.0032
$d_4$	0.0022	0.0016	1.37	0.172	-0.0009	0.0053
$d_5$	0.0002	0.0017	0.13	0.899	-0.0032	0.0036
$d_6$	-0.0015	0.0017	-0.88	0.376	-0.0048	0.0018
Inf. Chile $L_1$	0.3383	0.0702	4.82	0	0.2006	0.4759
Var. IMACEC	0.0058	0.0049	1.19	0.234	-0.0038	0.0154
$\gamma_0$	0.0004	0.0003	1.46	0.144	-0.0002	0.0010

## II. Incorporando la TPM

Otra prueba de robustez de los estimadores se implementa usando directamente la tasa de política monetaria (TPM) como variable explicativa de la inflación mensual. Dado que el efecto sobre la inflación de la TPM se espera que esté sujeto a rezagos, usamos esta variable con tres rezagos. La Tabla A5 muestra estos resultados. Como se ve en esta Tabla la inclusión de las variables TPM rezagadas no afectan el valor de los coeficientes claves que siguen siendo la inflación externa y las variaciones del tipo de cambio. Sorprendentemente, la TPM no aparece como significativa en ninguno de sus rezagos. Los distintos rezagos de la TPM tampoco son significativos cuando estimamos la primera etapa de la estimación 2SLS (Tabla A6)

**Tabla A5.** Segunda etapa de la estimación por 2SLS agregando la variación de la TPM.

<b>Número de observaciones</b>	261
<b>Wald chi2(14)</b>	187.80
<b>Prob &gt; chi2</b>	0.0000
<b>R-cuadrado</b>	0.2824

<b>Inf. Chile</b>	<b>Coefficiente</b>	<b>Desv. Est. Robusta</b>	<b>z</b>	<b>p&gt; z </b>	<b>Intervalo de confianza (95%)</b>	
Var. TC	0.1101	0.0292	3.77	0	0.0529	0.1673
Inf. USA	0.5173	0.0746	6.93	0	0.3710	0.6636
Inf. China	0.0459	0.0390	1.18	0.238	-0.0304	0.1223
Inf. Eurozona	0.0310	0.0490	0.63	0.527	-0.0651	0.1272
$d_1$	-0.0001	0.0015	-0.07	0.948	-0.0030	0.0028
$d_2$	-0.0008	0.0018	-0.46	0.644	-0.0043	0.0026
$d_3$	0.0015	0.0012	1.25	0.211	-0.0008	0.0038
$d_4$	0.0026	0.0015	1.71	0.088	-0.0004	0.0055
$d_5$	0.0000	0.0016	0.01	0.992	-0.0031	0.0031
$d_6$	-0.0021	0.0019	-1.13	0.258	-0.0057	0.0015
Inf. Chile $L_1$	0.3185	0.0746	4.27	0	0.1723	0.4648
Var. TPM $L_1$	0.0022	0.0020	1.11	0.268	-0.0017	0.0061
Var. TPM $L_2$	-0.0004	0.0026	-0.15	0.883	-0.0055	0.0048
Var. TPM $L_3$	0.0019	0.0017	1.12	0.263	-0.0014	0.0053
$\gamma_0$	0.0005	0.0003	1.68	0.093	-0.0001	0.0011

**Tabla A6.** Primera etapa de la estimación por 2SLS agregando la variación de la TPM.

<b>Número de observaciones</b>	261
<b>F(16, 244)</b>	4.92
<b>Prob &gt; F</b>	0.0000
<b>R-cuadrado</b>	0.1605
<b>R-cuadrado ajustado</b>	0.1054

<b>Var. TC</b>	<b>Coeficiente</b>	<b>Desv. Est. Robusta</b>	<b>t</b>	<b>p&gt; t </b>	<b>Intervalo de confianza (95%)</b>	
Inf. USA	-0.9386	0.6009	-1.56	0.12	-2.1222	0.2449
Inf. China	-0.3600	0.2628	-1.37	0.172	-0.8776	0.1575
Inf. Eurozona	0.0646	0.3750	0.17	0.863	-0.6741	0.8034
$d_1$	-0.0011	0.0149	-0.07	0.944	-0.0304	0.0283
$d_2$	-0.0027	0.0195	-0.14	0.891	-0.0411	0.0357
$d_3$	-0.0209	0.0115	-1.82	0.07	-0.0436	0.0018
$d_4$	-0.0143	0.0107	-1.34	0.181	-0.0353	0.0067
$d_5$	-0.0064	0.0068	-0.95	0.342	-0.0197	0.0069
$d_6$	0.0220	0.0069	3.2	0.002	0.0085	0.0355
Inf. Chile $L_1$	0.4282	0.5910	0.72	0.469	-0.7358	1.5923
Var. TPM $L_1$	0.0101	0.0147	0.69	0.491	-0.0188	0.0391
Var. TPM $L_2$	-0.0284	0.0201	-1.41	0.159	-0.0680	0.0112
Var. TPM $L_3$	0.0106	0.0191	0.55	0.58	-0.0271	0.0483
Var. TC $L_1$	0.2541	0.0615	4.13	0	0.1329	0.3752
Var. TC $L_2$	-0.0511	0.0575	-0.89	0.375	-0.1643	0.0622
Var. TC $L_3$	-0.0257	0.0677	-0.38	0.705	-0.1592	0.1077
$\gamma_0$	0.0033	0.0022	1.48	0.139	-0.0011	0.0076

La TPM tampoco es significativa cuando se usa el método GMM (Tabla A7).

**Tabla A7.** Estimación por GMM agregando la variación de la TPM.

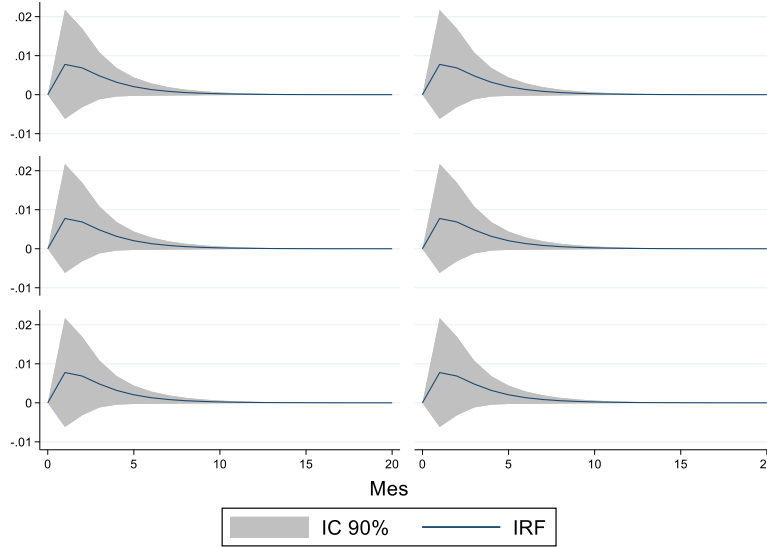
<b>Número de observaciones</b>	261
<b>Wald chi2(14)</b>	206.86
<b>Prob &gt; chi2</b>	0.0000
<b>R-cuadrado</b>	0.2880

<b>Inf. Chile</b>	<b>Coeficiente</b>	<b>Desv. Est. Robusta</b>	<b>z</b>	<b>p&gt; z </b>	<b>Intervalo de confianza (95%)</b>	
Var. TC	0.1089	0.0294	3.71	0	0.0513	0.1664
Inf. USA	0.5345	0.0723	7.39	0	0.3927	0.6763
Inf. China	0.0467	0.0386	1.21	0.226	-0.0288	0.1223
Inf. Eurozona	0.0246	0.0486	0.51	0.613	-0.0706	0.1198
$d_1$	-0.0004	0.0015	-0.26	0.798	-0.0032	0.0025
$d_2$	-0.0008	0.0017	-0.49	0.626	-0.0042	0.0026
$d_3$	0.0014	0.0012	1.15	0.25	-0.0010	0.0037
$d_4$	0.0025	0.0015	1.65	0.099	-0.0005	0.0054
$d_5$	0.0001	0.0016	0.05	0.962	-0.0030	0.0032
$d_6$	-0.0021	0.0019	-1.14	0.256	-0.0058	0.0015
Inf. Chile $L_1$	0.3285	0.0738	4.45	0	0.1839	0.4732
Var. TPM $L_1$	0.0021	0.0020	1.08	0.278	-0.0017	0.0060
Var. TPM $L_2$	-0.0009	0.0025	-0.34	0.735	-0.0058	0.0041
Var. TPM $L_3$	0.0020	0.0017	1.23	0.22	-0.0012	0.0053
$\gamma_0$	0.0005	0.0003	1.6	0.109	-0.0001	0.0011

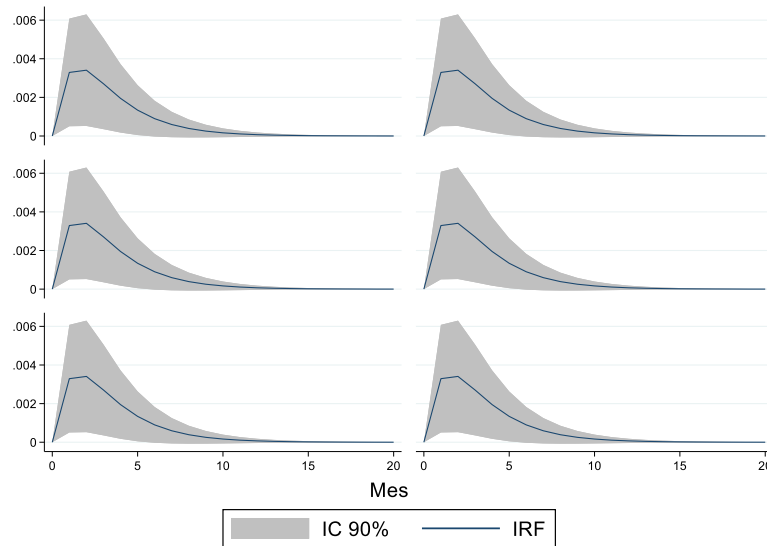


## IRFs del modelo VAR.

**Figura A1.** IRF de un shock en la variación del tipo de cambio sobre la inflación para distintos ordenes en la descomposición de Cholesky.



**Figura A2.** IRF de un shock en la variación de la TPM sobre la inflación para distintos ordenes en la descomposición de Cholesky.



## Referencias

Asab, M.Z., Abdullah, M., Nawaz, M.M., Shakoob, M.I., & Arshad, U. (2015). Testing Purchasing Power Parity: A Comparison of Pakistan and India. *International Journal of African and Asian Studies*, 6, 37-45.

Calderón C. & Duncan R., 2003. "Purchasing power parity in an emerging market economy: a long- span study for Chile," *Estudios de Economía*, University of Chile, Department of Economics, vol. 30, pages 103-132, June.

Carlsson Mikael, Lyhagen Johan & Österholm Pär. (2008). Testing for Purchasing Power Parity in Cointegrated Panels. IMF Working Papers.

Céspedes Luis Felipe & De Gregorio José (1999), "Tipo de Cambio Real, Desalineamiento y Devaluaciones: Teoría y Evidencia para Chile", mimeo, DII Universidad de Chile.

Clark, T.E., 2004, "Can Out-of-Sample Forecast Comparisons Help Prevent Over-fitting?," *Journal of Forecasting* 23(2): 115.139.

Crownover Collin, Pippenger John & Steigerwald Douglas G. 1996. "Testing for absolute purchasing power parity," *Journal of International Money and Finance*, Elsevier, vol. 15(5), pages 783-796, October.

Hegwood Natalie & Papell David, (1998). Quasi Purchasing Power Parity, *International Journal of Finance & Economics*, 3, issue 4, p. 279-89.

Hongjun Li, Zhongjian Lin & Cheng Hsiao, 2015. "Testing purchasing power parity hypothesis: a semiparametric varying coefficient approach," *Empirical Economics*, Springer, vol. 48(1), pages 427-438, February.

Kasuya, M. and K. Ueda (2000). "Testing Purchasing Power parity hypothesis: Re-examination by additional variables". Working Paper 00-3, Research and Statistics Department, Bank of Japan.

Korap Levent & Aslan Özgür (2010). Re-examination of the long-run purchasing power parity: further evidence from Turkey. *Applied Economics*.

Munehisa Kasuya & Kozo 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, Bank of Japan.

Taylor, A.M. (2002). "A Century of Purchasing-Power Parity". *Review of Economics and Statistics* 84(1): 139–50.

Taylor, M.P (1988). "An empirical examination of long-run purchasing power parity using cointegration techniques". *Applied Economics* 20:1369-1381.

Taylor Mark & McMahon Patrick. "Long-run purchasing power parity in the 1920s". *European Economic Review*, Volume 32, Issue 1, 1988, Pages 179-197.

Lütkepohl, H., 1985, "Comparison of Criteria for Estimating the Order of a Vector Autoregressive Process," *Journal of Time Series Analysis* 6(1): 35.52